# UNIVERSITÉ PARIS-DAUPHINE

## ÉCOLE DOCTORALE DE DAUPHINE – ED543

**Centre de Géopolitique de l'Énergie et des Matières Premières – CGEMP**


---

Thèse de doctorat en Sciences Économiques


Présentée et soutenue publiquement par : Damien CREMASCHI


Le 20 Novembre 2012

**Titre :**

# Prix des matières premières dans le domaine automobile :

# *Une analyse économétrique de la dynamique du prix des plastiques*

Sous la direction du Professeur Patrice GEOFFRON

## Composition du jury:

*Directeur de Thèse*

Mr Patrice GEOFFRON, Professeur à l'Université Paris-Dauphine

*Rapporteurs:*

Mr Philippe BARBET, Professeur à l'Université Paris 13

Mr Frédéric LANTZ, Professeur à l'IFP School

*Suffragants:*

Mr Régis BOURBONNAIS, Professeur à l'Université Paris-Dauphine

Mme Catherine EVO, Chef du Service Analyse Performance Technico-économique, Renault SAS

*L’université n’entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse : ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs*.

## *Remerciements*

Je tiens en premier lieu à remercier mon directeur de thèse Patrice Geoffron pour avoir accepté de diriger cette thèse. Au sein du CGEMP, Patrice Geoffron m'a apporté tout son soutien, son expertise et son savoir faire. Sa grande disponibilité et ses conseils précieux ont joué un rôle déterminant dans l'avancement de mes travaux.

Cette thèse a été réalisée dans le cadre d'une convention CIFRE au sein de la Direction du Coût des Ventes du groupe Renault. Je souhaite remercier en particulier ma tutrice Catherine Evo qui m'a formé à la recherche en entreprise. Ses conseils et son soutien permanent m'ont permis de réaliser cette thèse mais également de découvrir le monde de l'entreprise, d'acquérir de nouvelles compétences opérationnelles et une véritable expérience professionnelle. Je la remercie de m'avoir fait confiance pour réaliser ce projet et j'espère avoir répondu à ses attentes.

J'adresse ensuite mes plus vifs remerciements à Philippe Barbet et Frédéric Lantz qui ont accepté les rôles de rapporteurs au sein du jury. Je remercie également Régis Bourbonnais pour avoir accepté de faire partie du jury et pour ses remarques constructives lors de ma pré-soutenance et tout au long de la réalisation de mes travaux.

Je tiens à exprimer ma gratitude à l'équipe du Centre de Géopolitique de l'Energie et des Matières Premières (CGEMP/LEDa) de l'Université Paris-Dauphine et plus particulièrement à Yannick Le Pen et Sophie Méritet.

Plus généralement, je souhaite remercier tous mes collègues de la DCV et du groupe Renault qui m'ont formé, conseillé et épaulé. Je pense plus particulièrement à Christophe et Mathias qui m'ont initié au métier des matières plastiques. Je pense également aux membres du service RNPO Materials qui m'ont fait partager leur expérience d'acheteur et ont porté avec moi le sujet dans l'entreprise. Enfin je veux remercier mes collègues des services 303 et 307 qui m'ont pleinement intégré dans leurs équipes et m'ont fait partager leur expérience de la vie en entreprise.

Sur un plan plus personnel, je souhaite remercier tous mes proches à Paris, à Toulouse, à Lourdes et ailleurs qui m'ont soutenu pendant ces trois années.

## ***Résumé :***

### *Prix des matières premières dans le domaine automobile : une analyse économétrique de la dynamique du prix des plastiques*

Le secteur automobile est de plus en plus dépendant aux matières plastiques dont le niveau et la volatilité des prix ont fortement augmenté au cours des dix dernières années, sous l'effet supposé des variations du prix du pétrole qui est le principal input nécessaire à leur fabrication. La thèse vise à fournir des outils économétriques permettant d'analyser et gérer le risque de variations des prix des principales matières plastiques utilisées dans l'industrie automobile. À l'aide des méthodologies de cointégration, nous montrons que les relations d'équilibre de long terme et les dynamiques de court terme mettent en évidence un mécanisme de transmission des variations des coûts de production sur le prix des plastiques situés en aval du processus productif. L'existence de relations de cointégration significatives entre les prix pétrochimiques et pétroliers justifie l'élaboration de stratégies de couverture contre les variations des coûts de production et l'estimation de modèles à correction d'erreur qui permettent d'affiner les prévisions des prix.


*Mots clés : Industrie automobile, prix plastiques, prix pétrochimiques, prix du pétrole, cointégration, modèle à correction d'erreur, dynamiques de prix, gestion du risque de prix de matières premières, prévision des prix*


## ***Abstract:***

### *Feedstock prices in the automotive industry: an econometric analysis of plastic price dynamics*

The automotive industry is increasingly dependent on plastic materials whose price level and volatility have risen sharply over the past decade due to the assumed effect of fluctuations in crude oil prices, which is the key feedstock in the production of final products such as plastics. This thesis aims to provide econometric tools to analyze, understand, and manage the risk of price volatility of major plastics materials consumed in the automotive industry. Using the cointegration methodology, we show that long-term equilibrium relationship and short-term dynamics reveal the transmission mechanism of input prices changes from the upstream market to the prices of plastics materials on the downstream market. The significant cointegration relationships between petrochemical and crude oil prices justify the development of hedging strategies against inputs prices fluctuation and the estimation of error correction models that should produce better prices forecast.


*Keywords: Automotive industry, plastic prices, petrochemical prices, crude oil prices, cointegration, error correction model, price dynamics, commodity price risk management, price forecasting*

# *Sommaire*

Remerciements ..... 3

Sommaire ..... 5

Liste des figures ..... 9
Liste de graphiques ..... 10
Liste des tableaux ..... 11
Liste des abréviations ..... 13

Introduction générale ..... 15

Chapitre 1. Les enjeux associés à l'utilisation de matières premières dans l'industrie automobile ..... 29
1.1. Introduction ..... 29
1.2. La dépendance du secteur automobile aux matières premières ..... 30
1.2.1. Les causes de la dépendance aux matières premières ..... 30
1.2.1.1. La structure matières premières d'un véhicule ..... 30
1.2.1.2. Règlementation et contraintes technico-économiques ..... 31
1.2.2. Les caractéristiques économiques de l'industrie automobile ..... 33
1.2.2.1. L'environnement automobile mondial est instable et hautement compétitif ..... 33
1.2.2.2. Des performances économiques et financières fragiles des constructeurs ..... 36
1.2.3. Le schéma industriel du secteur automobile ..... 38
1.2.3.1. L'externalisation favorise la perte de compréhension des prix des matières premières… ..... 39
1.2.3.2. … tandis que l'internationalisation en complexifie la gestion ..... 40
1.2.4. L'essor de l'utilisation des matières plastiques dans l'automobile ..... 41
1.2.4.1. Le développement des matières plastiques dans les industries ..... 41
1.2.4.2. Les matières plastiques automobiles ..... 44
1.3. Les risques économiques associés à l'insertion de matières premières dans des processus industriels ..... 47
1.3.1. La définition du risque prix matières premières industrielles ..... 47
1.3.1.1. La distinction risque d'approvisionnement et risque prix ..... 48
1.3.1.2. La volatilité des prix des matières premières ..... 49
1.3.2. Analyse du risque de prix des matières premières dans l'industrie ..... 53
1.3.2.1. L'impact du risque prix matières premières au niveau microéconomique ..... 53
1.3.2.2. L'impact du risque des prix de l'énergie au niveau macroéconomique ..... 55
1.3.3. La gestion du risque matières premières ..... 59
1.3.3.1. Les stratégies de protection contre les risques prix matières premières ..... 60
1.3.3.2. La gestion du risque prix matières premières dans l'industrie automobile ..... 64
1.4. Conclusion ..... 70

Chapitre 2. Les mécanismes fondamentaux de formation des prix des matières pétrochimiques et plastiques ..... 73
2.1. Introduction ..... 73
2.2. Les spécificités de l'industrie pétrochimique mondiale ..... 75
2.2.1. La structure de marché de l'industrie pétrochimique mondiale ..... 75
2.2.1.1. Agglomération et intégration verticale dans la pétrochimie ..... 75
2.2.1.2. L'influence des États sur le secteur pétrochimique mondial ..... 82
2.2.2. Le système de prix sur les marchés pétrochimiques ..... 87
2.2.2.1. Les prix de référence ..... 87
2.2.2.2. La commoditisation des produits pétrochimiques ..... 92
2.3. Les mécanismes de formation des prix des plastiques automobiles ..... 97
2.3.1. Les fondements techniques des prix des plastiques automobiles ..... 97
2.3.1.1. Les procédés de fabrication pétrochimiques et plastiques ..... 98
2.3.1.2. Les sources de production alternatives aux produits pétroliers ..... 102
2.3.2. Les fondements économiques des prix des plastiques automobiles ..... 106
2.3.2.1. La production mondiale de produits pétrochimiques et plastiques ..... 107
2.3.2.2. La consommation mondiale de produits pétrochimiques et plastiques ..... 115
2.3.2.3. Le commerce international de produits pétrochimiques et plastiques ..... 119
2.4. Conclusion ..... 128

Chapitre 3. Présentation de la méthodologie et de la littérature sur l'analyse des dynamiques des prix pétrochimiques et plastiques ..... 131
3.1. Introduction ..... 131
3.2. Les fondements théoriques de la modélisation VAR et de la cointégration ..... 132
3.2.1. Analyse univariée des processus aléatoires non stationnaires ..... 133
3.2.1.1. Description des processus aléatoires ..... 133
3.2.1.2. Les tests de stationnarité ..... 137
3.2.2. La modélisation dynamique VAR et VECM ..... 143
3.2.2.1. La modélisation VAR et l'étude des dynamiques de prix ..... 144
3.2.2.2. La cointégration et modélisation à correction d'erreur ..... 146
3.3. Étude de la littérature sur l'analyse des dynamiques des prix ..... 151
3.3.1. La littérature sur les dynamiques des prix pétroliers ..... 151
3.3.1.1. La modélisation non structurelle des prix pétroliers ..... 152
3.3.1.2. La modélisation VAR structurelle des prix pétroliers ..... 157
3.3.1.3. La modélisation non linéaire des prix pétroliers ..... 159
3.3.2. La littérature sur les dynamiques des prix pétrochimiques et plastiques ..... 162
3.3.2.1. Analyse des prix pétrochimiques ..... 163
3.3.2.2. Analyse des prix des plastiques ..... 165
3.4. Conclusion ..... 168

Chapitre 4. La transmission des prix sur les marchés plastiques automobiles ..... 169
4.1. Introduction ..... 169
4.2. Analyse de la dynamique des prix des plastiques de commodité ..... 171
4.2.1. La transmission des prix sur le marché du Polypropylène ..... 171
4.2.1.1. L'analyse des données et identification des processus. ..... 171

4.2.1.2. Analyse de la cointégration et des causalités ..... 177
4.2.1.3. La modélisation VECM ..... 180
4.2.2. La transmission des prix sur le marché du Polyéthylène ..... 188
4.2.2.1. L'analyse des données et identification des processus ..... 188
4.2.2.2. Analyse de la relation de cointégration et des causalités ..... 192
4.2.2.3. La modélisation VECM ..... 194
4.3. Analyse de la dynamique des prix des plastiques techniques ..... 201
4.3.1. La transmission des prix sur le marché de l'acrylonitrile-butadiène-styrène (ABS) ..... 201
4.3.1.1. L'analyse des données et identification des processus ..... 201
4.3.1.2. Analyse de la relation de cointégration et des causalités ..... 205
4.3.1.3. La modélisation VECM ..... 208
4.3.2. La transmission des prix sur le marché du Polyamide 6 ..... 215
4.3.2.1. L'analyse des données et identifications des processus ..... 216
4.3.2.2. Analyse de cointégration et des causalités ..... 220
4.3.2.3. La modélisation VECM et VAR sur les marchés du PA6 ..... 222
4.4. Conclusion ..... 230

Chapitre 5. La modélisation des prix de référence pétrochimiques régionaux ..... 233
5.1. Introduction ..... 233
5.2. Analyse des prix pétrochimiques de référence sur le marché européen ..... 235
5.2.1. La modélisation des prix des produits de commodité ..... 235
5.2.1.1. Le marché européen du monomère de propylène ..... 236
5.2.1.2. Le marché européen du monomère d'éthylène ..... 243
5.2.2. La modélisation des prix des produits techniques ..... 249
5.2.2.1. Le marché européen de l'ABS ..... 249
5.2.2.2. Le marché européen du monomère de caprolactame ..... 255
5.3. Analyse des prix pétrochimiques de référence sur le marché asiatique ..... 260
5.3.1. L'influence des prix du pétrole sur les prix des produits de commodité ..... 260
5.3.1.1. Le marché asiatique du monomère de propylène ..... 261
5.3.1.2. Le marché asiatique du monomère d'éthylène ..... 265
5.3.2. La modélisation des prix des produits techniques ..... 268
5.3.2.1. Le marché asiatique de l'ABS ..... 269
5.3.2.2. Le marché asiatique du monomère de caprolactame ..... 273
5.4. Conclusion ..... 277

Chapitre 6. Évaluation et comparaison des performances de prévision des modèles de cointégration ..... 279
6.1. Introduction ..... 279
6.2. Évaluation des performances de prévision dans les systèmes de variables cointégrées ..... 280
6.2.1. Méthodologie et revue de la littérature sur la cointégration et les prévisions ..... 280
6.2.1.1. Méthodologie et présentation des outils ..... 280
6.2.1.2. La littérature sur les prévisions à l'aide de la cointégration ..... 284
6.2.2. L'impact de la cointégration sur les performances de prévision des prix des produits pétrochimiques européens et asiatiques ..... 290
6.2.2.1. Les prévisions sur les marchés européens de matières premières pétrochimiques ..... 292

6.2.2.2. Les prévisions sur les marchés asiatiques de matières premières pétrochimiques ..... 298
6.3. Choix de la méthodologie de cointégration et prévision à moyen terme des perspectives d'évolution des prix pétrochimiques ..... 303
6.3.1. Comparaison de performances de prévision des modèles d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988) ..... 303
6.3.1.1. Comparaison des prévisions des modèles de cointégration sur les marchés européens ..... 304
6.3.1.2. Comparaison des prévisions des modèles de cointégration sur les marchés asiatiques ..... 308
6.3.2. Prévision des prix pétrochimiques de référence utilisés dans l'industrie automobile ..... 313
6.3.2.1. Les perspectives d'évolution des prix des plastiques à court terme ..... 314
6.3.2.2. Scénarios d'évolution des prix pétrochimiques à moyen terme 319
6.4. Conclusion ..... 325

Conclusion générale ..... 327

Bibliographie ..... 338

Glossaire des termes techniques ..... 353

Annexe 1. La dépendance aux matières premières plastiques ..... 358
Annexe 2-A. La chaîne de production des principaux monomères ..... 361
Annexe 2-B. La chaîne de production des principaux plastiques ..... 362
Annexe 3. Tests d'hypothèses jointes dans le cadre ADF ..... 363
Annexe 4- A. Le marché du Polypropylène (PP) ..... 364
Annexe 4-B. Le marché du Polyéthylène (PE) ..... 367
Annexe 4-C. Le marché de l'ABS ..... 371
Annexe 4-D. Le marché du Polyamide 6 (PA6) ..... 375
Annexe 5-A. Le marché du Propylène en Europe (C3) ..... 378
Annexe 5-B. Le marché de l'éthylène en Europe (C2) ..... 379
Annexe 5-C. Le marché de l'ABS en Europe (ABS) ..... 380
Annexe 5-D. Le marché du caprolactame en Europe (CAPRO) ..... 380
Annexe 5-E. Le marché du Propylène en Asie (C3asie) ..... 382
Annexe 5-F. Le marché de l'éthylène en Asie (C2asie) ..... 382
Annexe 5-G. Le marché de l'ABS en Asie (ABSasie) ..... 383
Annexe 5-H. Le marché du caprolactame en Asie (Caproasie) ..... 383
Annexe 6-A. Les modèles ARIMA pour les marchés pétrochimiques européens ..... 384
Annexe 6-B. Les modèles ARIMA pour les marchés pétrochimiques asiatiques ..... 384
Annexe 6-C. Modélisation ARIMA des variables explicatives pour les prévisions conditionnelles avec les modèles ECM ..... 385
Annexe 6-D. Mise à jour du modèle VECM entre Janvier 2004 et Juin 2012 ..... 386

# *Liste des figures*

Figure 1: Relation équipementier – constructeur- chimiste..... 67
Figure 2: Réseau nord Européen de pipelines..... 78
Figure 3: Restructurations et fusions dans l'industrie plastiques..... 79
Figure 4: La chaîne de transformation des matières plastiques..... 98
Figure 5: Exemple de stratégie des tests Dickey-Fuller simples..... 142
Figure 6: Schéma récapitulatif des différentes sortes de prévisions..... 281

# *Liste de graphiques*

Graphique 1: Évolution des prix des matières premières importées - hors pétrole ..... 16
Graphique 2: Évolutions des prix pétroliers et plastiques ..... 19
Graphique 3: Ventilation du coût de revient d'une voiture moyenne ..... 30
Graphique 4: Possession de véhicule (pour 1000 habitants) et PIB par tête ..... 34
Graphique 5: Évolution du chiffre d'affaires dans le secteur automobile français ..... 37
Graphique 6: Les principaux consommateurs de matières plastiques ..... 42
Graphique 7: Inélasticité et volatilité des prix ..... 52
Graphique 8: Comparaison des coûts de production de l'éthylène ..... 85
Graphique 9: Le cycle de vie d'une matière pétrochimique ..... 93
Graphique 10: La production de bioplastiques dans le monde ..... 106
Graphique 11: La production de l'industrie chimique ..... 108
Graphique 12: Évolution de la production trimestrielle européenne des monomères ..... 109
Graphique 13: Évolution de la production dans l'industrie chimique et la chimie organique ..... 110
Graphique 14: Répartitions des craqueurs européens en 2010 ..... 111
Graphique 15: Excédent/déficit des capacités de raffinage par grandes zones ..... 112
Graphique 16: La production mondiale de matières plastiques ..... 113
Graphique 17: Évolution de la production dans l'industrie des matières plastiques ..... 114
Graphique 18: Consommation d'éthylène par zone géographique ..... 116
Graphique 19: Consommation de propylène par zone géographique ..... 116
Graphique 20: Consommation de butadiène par zone géographique ..... 116
Graphique 21: Consommation d'éthylène et propylène par usages ..... 116
Graphique 22: Demande par tête de matières plastiques dans le monde ..... 118
Graphique 23: Répartition de la consommation mondiale de plastiques (2007) ..... 118
Graphique 24: Commerce international de produits chimiques par pays en 2010 ..... 119
Graphique 25: Exportations et importations de produits chimiques organiques de base par pays en 2010 ..... 120
Graphique 26: Exportations et importations de plastiques par pays en 2010 ..... 120
Graphique 27: Balances commerciales en millions d'euros courants (2010) ..... 122
Graphique 28: Évolution de la balance commerciale dans les pays du Golfe ..... 123
Graphique 29: Balance commerciale de l'Arabie Saoudite ..... 124
Graphique 30 : Évolution de la balance commerciale dans les pays asiatiques hors Japon .. 125
Graphique 31: Évolution de la balance commerciale de la Chine ..... 125
Graphique 32: Balance commerciale chinoise des matières plastiques de base ..... 126
Graphique 33: Évolution de la balance commerciale dans les pays de l'UE à 27 ..... 126
Graphique 34: Balances commerciales en Europe par produits pétrochimiques ..... 127
Graphique 35: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PP en Europe ..... 185
Graphique 36: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PP en Asie ..... 186
Graphique 37: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PE en Europe ..... 198
Graphique 38: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PE en Asie ..... 199
Graphique 39: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle de l'ABS en Europe 214
Graphique 40: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle de l'ABS en Asie ... 214
Graphique 41: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PA6 en Europe .. 227
Graphique 42: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PA6 en Asie ..... 228
Graphique 43: Prévisions inconditionnelles des prix de référence en Europe ..... 315
Graphique 44: Prévisions inconditionnelles des prix de référence en Asie ..... 317
Graphique 45: Comparaison des prévisions des prix européens ..... 321
Graphique 46: Comparaison des prévisions des prix asiatiques ..... 323

## *Liste des tableaux*

Tableau 1: Volatilités historiques des prix des matières premières importées hors pétrole .... 16
Tableau 2: Production et chiffres d'affaires des principaux constructeurs et équipementiers 35
Tableau 3: Performances économiques et financières des constructeurs français..... 38
Tableau 4: Immatriculations et ventes mondiales de véhicules automobiles..... 40
Tableau 5: Évolution de la part du chiffre d'affaires exporté des constructeurs français ..... 40
Tableau 6: L'évolution du poids des plastiques dans une voiture..... 44
Tableau 7: Volatilités historiques des rendements des prix des matières premières..... 51
Tableau 8: Impact d'un choc pétrolier au niveau sectoriel ..... 57
Tableau 9: Volumes des transactions sur les marchés organisés de produits dérivés ..... 62
Tableau 10: Montant notionnel des positions ouvertes des établissements financiers sur les marchés de gré à gré (en milliards d'US dollars)..... 63
Tableau 11: Synthèse des positions des couvertures financières des constructeurs..... 65
Tableau 12: Synthèse des positions de couvertures financières des équipementier..... 66
Tableau 13: Production d'un vapocraqueur en fonction de la charge..... 77
Tableau 14: Description des contrats à termes disponibles sur le CME/NYMEX..... 91
Tableau 15: Volumes journaliers moyens sur le CME/NYMEX..... 91
Tableau 16: Volume des transactions annuelles sur le DCE..... 92
Tableau 17: Répartition du chiffre d'affaire de la chimie par régions..... 108
Tableau 18: Capacités et productions annuelles européenne des principaux monomères .... 109
Tableau 19: Taux de croissance annuels moyens des flux commerciaux entre 2000 et 2010 par secteur d'activité..... 120
Tableau 20: Part des exportations intra-zone dans les exportations totales..... 121
Tableau 21: Les différents types de processus aléatoires..... 135
Tableau 22: Test de stationnarité de Zivot et Andrews (1992) ..... 174
Tableau 23: Tests de stationnarité DF, ADF, PP et KPSS ..... 176
Tableau 24: Tests d'hypothèses jointes..... 177
Tableau 25: Test de cointégration de Johansen (1988) pour les marchés du PP..... 178
Tableau 26: L'équation de long terme sur les marchés du Polypropylène ..... 181
Tableau 27: Les modèles VECM sur les marchés du Polypropylène..... 182
Tableau 28: Test de faible exogénéité sur les modèles VECM du PP..... 183
Tableau 29: Test de stationnarité de Zivot et Andrews sur le marché du PE..... 190
Tableau 30: Tests de stationnarité ADF, PP et KPSS pour le PE et le C2..... 191
Tableau 31: Tests d'hypothèses jointes pour le PE et le C2 ..... 191
Tableau 32: Test de cointégration de Johansen (1988) pour les marchés du PE..... 192
Tableau 33: L'équation de long terme sur le marché européen et asiatique du PE ..... 194
Tableau 34: Les modèles VECM pour les marchés du Polyéthylène..... 196
Tableau 35: Test de faible exogénéité sur les modèles VECM du Polyéthylène ..... 197
Tableau 36: Test de stationnarité de Zivot et Andrews sur le marché de l'ABS..... 203
Tableau 37: Tests de stationnarité DF, ADF, PP et KPSS sur les marchés de l'ABS..... 204
Tableau 38: Tests d'hypothèses jointes..... 205
Tableau 39: Test de cointégration de Johansen (1988) pour le marché de l'ABS..... 206
Tableau 40: Les relations de cointégration sur les marchés de l'ABS..... 209
Tableau 41: Test de faible exogénéité sur les modèles VECM de l'ABS..... 210
Tableau 42: Les modèles VECM pour le marché de l'ABS ..... 211
Tableau 43: Test de stationnarité de Zivot et Andrews sur le marché du PA6 ..... 217
Tableau 44: Tests de stationnarité DF, ADF, PP et KPSS pour les marchés du PA6..... 218
Tableau 45: Tests d'hypothèses jointes..... 219
Tableau 46: Test de cointégration de Johansen (1988) pour les marchés du PA6 ..... 221
Tableau 47: Le modèle VAR pour le PA6 en Europe..... 222
Tableau 48: La relation de cointégration sur le marché asiatique du PA6..... 224
Tableau 49: Le modèle VECM pour le PA6 en Asie..... 225

Tableau 50: Test de faible exogénéité sur le modèle VECM du PA6 en Asie ..... 226
Tableau 51: Synthèse des résultats de la modélisation VAR et VECM ..... 231
Tableau 52: Estimation de la relation de cointégration pour le propylène en Europe ..... 236
Tableau 53: Test de restriction sur les coefficients de la relation de cointégration ..... 237
Tableau 54: Nouvelle relation de cointégration entre le prix du C3 et du PP ..... 237
Tableau 55: Modélisation ECM pour le prix du C3 ..... 238
Tableau 56: Test de Chow sur le marché du propylène européen ..... 239
Tableau 57: Test de cointégration entre le prix du C3 et du Brent ..... 241
Tableau 58: Estimation de la relation de cointégration pour le C2 en Europe ..... 243
Tableau 59:Nouvelle relation de cointégration pour le C2 en Europe ..... 244
Tableau 60: Modélisation ECM pour le prix du C2 ..... 244
Tableau 61: Test de Chow pour le modèle de l'éthylène en Europe ..... 245
Tableau 62: Test de cointégration en sous-période ..... 246
Tableau 63: Test de cointégration de Gregory et Hansen pour l'éthylène ..... 247
Tableau 64: Tests de cointégration pour l'ABS ..... 250
Tableau 65: Le modèle de régression multiple pour l'ABS ..... 251
Tableau 66: Test de Chow pour le modèle de l'ABS en Europe ..... 252
Tableau 67: Tests de cointégration pour le caprolactame en Europe ..... 256
Tableau 68: Le modèle de régression simple pour le prix du caprolactame en Europe ..... 257
Tableau 69: Test de Chow pour le modèle du caprolactame en Europe ..... 257
Tableau 70: La relation de cointégration pour le Benzène ..... 258
Tableau 71: Estimation de la relation de cointégration pour le C3 en Asie ..... 261
Tableau 72: Le modèle ECM pour le prix du Propylène en Asie ..... 262
Tableau 73: Test de Chow pour le modèle du propylène en Asie ..... 263
Tableau 74: Test de cointégration de Gregory et Hansen pour le propylène en Asie ..... 264
Tableau 75: Estimation de la relation de cointégration pour le C2 en Asie ..... 265
Tableau 76: Le modèle ECM pour le prix de l'éthylène en Asie ..... 266
Tableau 77: Test de Chow pour le modèle de l'éthylène en Asie ..... 267
Tableau 78: Test de cointégration de Gregory et Hansen pour l'éthylène en Asie ..... 267
Tableau 79: Estimation de la relation de cointégration pour l'ABS Asie ..... 270
Tableau 80: Le modèle ECM pour le prix de l'ABS en Asie ..... 270
Tableau 81: Test de Chow pour le modèle de l'ABS en Asie ..... 271
Tableau 82: Tests de cointégration pour l'ABS et le WTI en Asie ..... 271
Tableau 83: Estimation de la relation de cointégration pour le caprolactame en Asie ..... 273
Tableau 84: Le modèle ECM pour le prix du caprolactame en Asie ..... 274
Tableau 85: Test de Chow pour le modèle du caprolactame en Asie ..... 274
Tableau 86: Tests de cointégration pour le caprolactame et le WTI en Asie ..... 275
Tableau 87: Synthèse des résultats de la modélisation ECM (Engle et Granger 1987) ..... 278
Tableau 88: Étude des signes des prévisions à 1 mois des prix européens ..... 293
Tableau 89: Performances des prévisions des prix en Europe à plusieurs horizons ..... 294
Tableau 90: Étude des signes des prévisions à 1 mois des prix asiatiques ..... 299
Tableau 91: Performances des prévisions des prix en Asie à plusieurs horizons ..... 300
Tableau 92: Comparaison des performances des prévisions inconditionnelles des modèles ECM et VECM en Europe ..... 306
Tableau 93: Comparaison des performances des prévisions conditionnelles des modèles ECM et VECM en Europe ..... 308
Tableau 94: Comparaison des performances des prévisions inconditionnelles des modèles ECM et VECM en Asie ..... 310
Tableau 95: Comparaison des performances des prévisions conditionnelles des modèles ECM et VECM en Asie ..... 313
Tableau 96: Synthèse des prévisions des variations des prix en Europe ..... 317
Tableau 97: Synthèse des prévisions des variations des prix en Asie ..... 318
Tableau 98: Synthèse des gains de précision avec les modèles ECM par région et par matière ..... 325
Tableau 99: Synthèse des variations des prix entre S2-2012 et 2013 ..... 326

## *Liste des abréviations*

| Sigles | Signification |
|---|---|
| ABS | Acrylonitrile-Butadiène-Styrène |
| ADF | Augmented Dickey Fuller (test) |
| AIC | Akaike Information Criterion |
| ARMA | Autoregressive Moving Average |
| ARIMA | Autoregressive Integrated Moving Average |
| C2 | Ethylène |
| C3 | Propylène |
| C4 | Butadiène |
| DS | Difference Stationary |
| ECM | Error Correction Model |
| EIA | Energy Information Administration (US) |
| FE | Far East |
| GARCH | Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity |
| HDPE | High Density Polyethylene |
| KPSS | Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (test) |
| MAE | Mean Absolute Error |
| MAPE | Mean Absolute Pourcentage Error |
| NWE | North West Europe |
| OPEC | Organization of the Petroleum Exporting Countries |
| PA6 | Polyamide 6 |
| PE | Polyéthylène |
| PP | Polypropylène |
| PP (test) | Phillips-Perron (test) |
| RMSFE | Root Mean Squared Forecast Error |
| SC | Schwarz Criterion |
| TS | Trend Stationary |
| VAR | Vector Autoregressive |
| VARD | Vector Autoregressive in Difference |
| VECM | Vector Error Correction Model |
| VPM | Valeur Propre Maximum |
| WTI | West Texas Intermediate |

# *Introduction générale*

## *Présentation du contexte général*

Le cours des matières premières sont sujets à de larges fluctuations qui sont à l'origine d'une littérature abondante (voir par exemple, Pindyck & Rotemberg, 1990 ; Cashin McDermott & Scott, 1999 ; Cashin & MacDermott, 2002). Nous assistons ainsi, depuis une dizaine d'années, à une hausse structurelle du niveau et de la volatilité des prix du pétrole (Hamilton, 2003, 2009 ; Hicks & Kilian, 2009 ; Kilian, 2009), instabilité qui affecte les principales matières premières industrielles. Les cours de nombreuses matières industrielles (pétrole brut, minerai de fer, métaux précieux, produits pétrochimiques, caoutchouc…) ont atteint un sommet à l'été 2008, au terme de plusieurs années de forte hausse. La chute, en septembre de cette même année, de la banque Lehman Brothers a, à l'inverse, entraîné une baisse spectaculaire des prix avant que ces derniers ne remontent très rapidement en 2009 et 2010. Depuis janvier 2011, les prix ont reflué à nouveau sous l'influence du ralentissement économique mondial mais leurs niveaux restent très élevés. Cette chronique des prix est sans équivalent au cours des dernières décennies, par le nombre et l'amplitude des retournements.

Pour illustration, l'indice des prix des matières industrielles publié par l'INSEE (Graphique 1 suivant) a augmenté de 83,2% entre 2000 et juillet 2012 en France et les prix de l'ensemble[1] des matières premières importées hors pétrole ont cru de 87,7% essentiellement tirés par les matières minérales (+118,4%). Sur cette même période la volatilité des prix s'est fortement accélérée en particulier au cours des cinq dernières années. La volatilité historique des variations des prix des matières industrielles a par exemple été multipliée par près de deux entre la période 2001-2005 et 2006-2012.

[1] L'indice d'ensemble est une pondération de 66,3% des matières industrielles (c'est-à-dire 50,1% de matières minérales (minerai de fer, métaux précieux et non ferreux) et 16,2% de matières agro-industrielles (fibres textiles naturelles, cuirs de bovins, caoutchouc naturel, pâte à papier, conifères sciés, bois sciés tropicaux)) et 33,6% de matières alimentaires (sucre, viandes bovines, denrées tropicales, céréales et oléagineux). Pour plus de détails consulter la méthodologie de l'INSEE disponible sur : http://www.insee.fr/fr/indicateurs/ind79/petrole_m.pdf.

**Graphique 1: Évolution des prix des matières premières importées - hors pétrole**

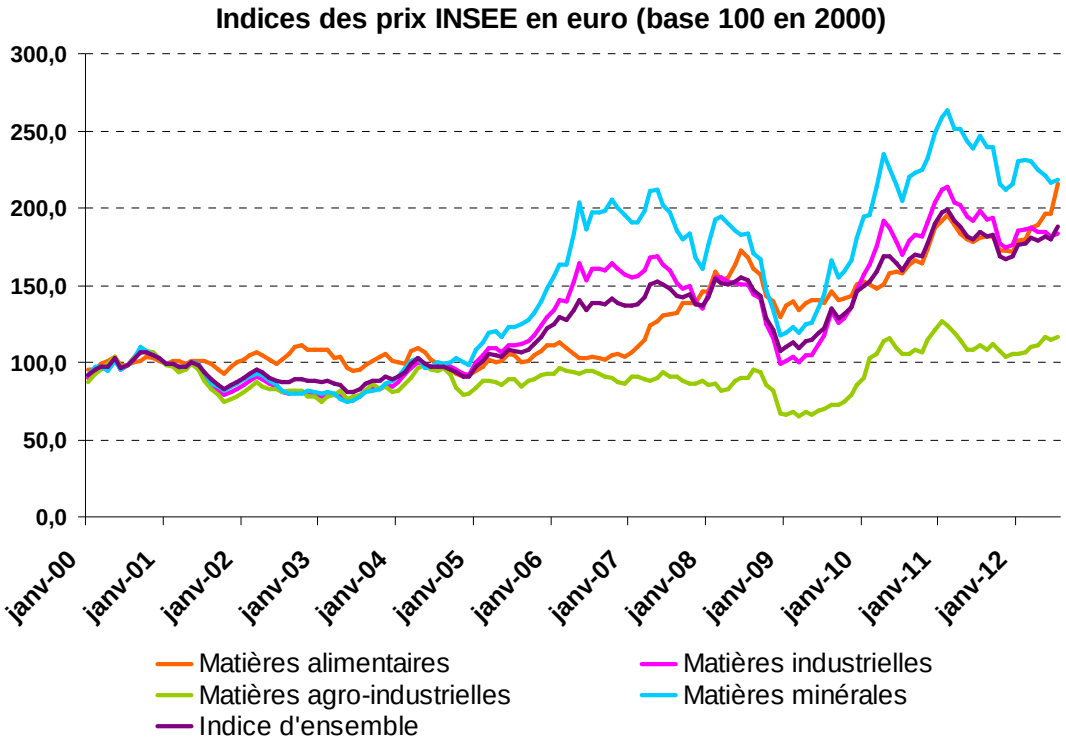



**Tableau 1: Volatilités historiques des prix des matières premières importées hors pétrole**

| Période | Matières alimentaires | Matières industrielles | Matières agro-industrielles | Matières minérales | Indice d'ensemble |
|---|---|---|---|---|---|
| **1991-1995** | 3,47 | 2,27 | 2,78 | 3,18 | 1,80 |
| **1996-1999** | 3,39 | 2,18 | 2,39 | 2,93 | 1,79 |
| **2001-2005** | 2,87 | 2,66 | 3,00 | 3,21 | 2,20 |
| **2006-2012** | 3,68 | 5,25 | 4,37 | 5,95 | 4,29 |
| *Écarts-types des variations des prix des matières premières importées hors pétrole.* | | | | | |

Source : INSEE, août 2012.

Cette instabilité extrême a conforté, au sein des entreprises l'industrielles, l'enjeu stratégique que représentent les matières premières et la nécessité de développement d'outils d'analyse et de prévision destinés à gérer le risque de variation de leurs prix (Huang & al, 1996 ; Tufano, 1998 ; Bartram, 2005 ; Sadorsky, 2004 et 2008 ; Elyasiani & al, 2011).

Le secteur automobile est au cœur de ces tensions, en raison du poids que représentent les matières premières industrielles. Pour certaines pièces automobiles la « part matières » peut représenter un pourcentage beaucoup plus important du prix de

revient[2]. Selon l'Alliance Renault-Nissan les matières premières constituent en 2011 le poste de coûts numéro un, soit un montant annuel d'achats cumulés de l'ordre de 20 milliards d'euros pour des ventes de 8,03 millions de véhicules et un chiffre d'affaires de 42,628 milliards d'euros pour le groupe Renault et de 86,442 milliards d'euros pour le groupe Nissan[3]. Ces quelques données suggèrent une forte sensibilité de la compétitivité et de la profitabilité des entreprises automobiles à des variations de prix de leurs matières de base.

Cette menace est un sujet central dans un contexte de très forte concurrence entre constructeurs traditionnels et nouveaux acteurs issus des pays à bas coûts. Les difficultés économiques que rencontrent un certain nombre d'entreprises automobiles en période de crise, principalement sur les marchés européens, confortent la nécessité de développer des outils de maîtrise de la compétitivité globale, au premier rang desquels la maîtrise des coûts des matières premières.

Plusieurs enquêtes auprès de professionnels ont confirmé que les risques liés aux matières premières sont parmi les principales préoccupations des entreprises (Jusko, 2009)[4]. À titre d'illustration, il est utile de mentionner quelques déclarations de responsables d'entreprise du secteur automobile :

> *« L'impact négatif des augmentations du coût des matières premières sur nos comptes a atteint 313 millions au premier semestre 2011 »*[5] *soit un coût deux fois supérieur à la facture du séisme au Japon,* Dominique Thormann, directeur financier de Renault.

---

[2] Par exemple, pour un pneu le caoutchouc compte pour près de 60% du coût de revient. Source : La Tribune, 01/08/2011 « Une addition très salées pour l'industrie automobile ». Source : www.latribune.fr

[3] Le Chiffre d'affaires du groupe Nissan est de 9 409 milliards de Yen pour l'année fiscale 2011 du 1 avril 2011 au 31 mars 2012 converti au taux de change €/¥ moyen sur la période de 108,8475 (Source : Banque Centrale Européenne).

[4] Une enquête du consortium Prime Advantage révèle que les coûts des matières premières sont l'inquiétude numéro un pour 53% des industriels interrogés. Une autre enquête trimestrielle de l'AMR Research montre que la volatilité des prix des commodités est un de trois principaux risques dans la sypply chain pour 30% des personnes intérogées. Source : Jusko J. (2009), "Raw Material Risks, Manufacturers must remain vigilant and agile in the face of volatile costs and possible supply squeezes", Industry Week, November 2009, 33-36

[5] Citation extraite du quotidien La Tribune du 01/08/2011, disponible sur : http://www.latribune.fr/entreprises-finance/industrie/automobile/20110801trib000639957/une-addition-tres-salee-pour-le-secteur-automobile.html.

Les surcoûts matières premières *« pèseront à hauteur de 700 millions pour l'année 2011, soit 200 millions de plus que prévu initialement »*[6], Philippe Varin président de PSA Peugeot Citroën.

Sur l'année 2011, *« c'est 1,8 milliard d'euros qui pèseront sur nos comptes à cause de la hausse des matières premières. Nous n'avons jamais vécu une pression aussi forte »*[7], Jean-Dominique Senard, Gérant Associé commandité chez Michelin.

Enfin Carlos Ghosn, Président Directeur Général de l'Alliance Renault-Nissan souligne en 2008 que *« même avec la meilleure volonté du monde, nous n'avons d'autre choix que de procéder à des hausses de prix. Il n'y a pas eu de hausse de prix au cours des dix dernières années, mais l'envolée des prix de l'acier [et de matières premières] est un défi auquel doit faire face notre industrie »*[8].

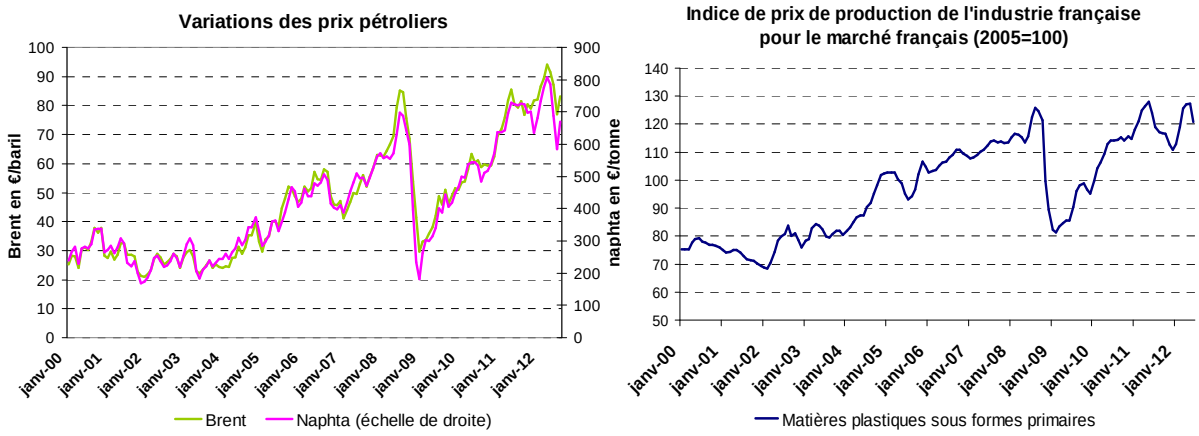
## *La problématique*

Le secteur automobile est dépendant de certaines matières premières industrielles, principalement de l'acier et, de plus en plus, des matières plastiques dont les variations des prix semblent fortement corrélées aux variations des cours du pétrole, la principale matière de base nécessaire à leur fabrication.

Au cours des dix dernières années, les prix de nombreuses matières premières semblent être devenus très sensibles à l'évolution des cours du pétrole brut et suivent les mêmes tendances (Ewing & al, 2002 ; Chen & al, 2005 ; Baffes, 2007 ; Du & al, 2011 ; Ji & Fan, 2012). Cette relation semble particulièrement ténue pour les produits pétrochimiques et plastiques comme l'illustrent les deux graphiques qui suivent.

[6] Citation extraite du quotidien La Tribune du 01/08/2011, disponible sur : http://www.latribune.fr/entreprises-finance/industrie/automobile/20110801trib000639957/une-addition-tres-salee-pour-le-secteur-automobile.html
[7] Citation extraite du site de l'Usine Nouvelle, 13/05/2011, disponible sur : http://www.usinenouvelle.com/article/les-prix-des-matieres-premieres-inquietent-michelin.N151883
[8] Citation extraite du site du CCFA, 26/06/2008, disponible sur : http://www.ccfa.fr/CARLOS-GHOSN-JUGE-INEVITABLE-D.

**Graphique 2: Évolutions des prix pétroliers et plastiques**




Source : INSEE, août 2012

Il était largement admis dans le secteur pétrochimique et plastique que les prix de ces matières intermédiaires étaient essentiellement guidés par les prix des produits finis (théorie de la « demande dérivée ») (Adrangi & al, 2001). Plus récemment toutefois, les différents acteurs de l'industrie ont pris conscience du rôle croissant des prix du pétrole brut sur les prix pétrochimiques, phénomène traduisant l'influence des coûts des facteurs de production sur les produits (théorie du « canal de coût des facteurs de production ») (Masih & al, 2010).

Cette dépendance technique et économique aux matières plastiques fait peser un risque de prix et d'approvisionnement pour les entreprises qui en consomment (Jackson, 1980 ; Zsidisin, 2003 ; Hartland et al, 2003) et cette menace fonde l'interrogation au cœur de notre thèse. Nous nous intéresserons plus en particulier aux risques de hausses du niveau et de la volatilité des prix qui complexifient l'élaboration des stratégies d'approvisionnement des entreprises. En cas des hausses des prix des matières premières, les constructeurs automobiles se trouvent confrontés aux rigidités du cycle de production, incapable de réduire significativement leurs consommations sans réduction de leurs volumes de production. De fait, les possibilités de substitution des facteurs de production sont très limitées à court et moyen termes. Par conséquent, l'élasticité-prix de la demande de matières premières est faible dans le secteur automobile et les constructeurs qui ne peuvent pas transférer l'intégralité de cette hausse en raison du caractère très concurrentiel de l'industrie (tout particulièrement pour les modèles d'entrée et de moyenne gamme) sont conduits à assumer la majeure partie du risque de prix matières premières.

Comme les risques de taux de change ou de taux d'intérêt, le risque de prix des matières plastiques peut certes être anticipé et géré à travers la mise en place de stratégies de couverture (Bartram, 2005 ; Bartram & al, 2009). Cependant, les moyens de gestion du risque de prix des matières plastiques en vigueur dans le secteur automobile sont restreints et relèvent d'outils contractuels. Le secteur est faiblement engagé dans la couverture via les marchés financiers car les matières plastiques ne disposent pas pour l'instant de marchés à terme fiables et suffisamment établis. Les constructeurs automobiles sont donc tenus d'élaborer d'autres outils de gestion de ce risque. Or, une gestion moderne du risque doit intégrer des outils de planification de scénarios et des prévisions élaborées à partir de modèles statistiques de prévision. (Harland et al, 2003). Dès lors, l'économétrie peut être incluse dans le processus d'analyse et de modélisation des dynamiques des prix des matières plastiques. Ou, pour le moins, cette piste mérite attention et c'est ce que nous proposons d'investiguer dans le cadre de cette thèse.

### *Délimitation du sujet et justification*

Dans cette perspective, l'objectif principal de la thèse est de construire ces modèles d'analyse et de prévisions des prix des matières plastiques incorporées dans le cycle de production de l'industrie automobile. Ce faisant, notre ambition est de concourir à combler le manque d'outils actuellement disponibles pour étudier les comportements des prix pour ce type de matières et contribuer à développer un champ de la littérature encore embryonnaire et centré sur la relation plastique-pétrole.

La grande majorité des travaux disponibles est focalisée sur le haut de la « chaîne de valeur » en étudiant la dynamique des prix sur les marchés pétroliers uniquement (Serletis, 1994 ; Gjolberg & Johnsen, 1999 ; Girma & Paulson, 1999 ; Ewing &Harter, 2000 ; Asche, Gjolberg & Volker, 2001 ; Adrangi & al, 2001 ; Lanza & al, 2005 ; Kilian, 2010). Quelques travaux académiques, peu nombreux, examinent eux les relations entre les prix du pétrole brut, les prix des produits pétrochimiques et les prix des matières plastiques. Weinhagen (2006) est le premier à s'être intéressé à la relation entre les indices des prix producteurs du pétrole brut, des produits chimiques organiques et des prix des matières plastiques. Masih, Algahtani, et De Mello (2010) ont étudié la relation entre les prix du pétrole brut WTI et le prix de l'éthylène en

Europe de l'Ouest et du Sud et en Asie. Masih, Albinali et DeMello (2010) ont analysé la dynamique entre les prix du méthanol et les prix du gaz naturel. Nous présenterons une revue détaillée de la littérature sur le sujet dans le chapitre 3, mais, paradoxalement eu égard aux enjeux industriels associés, les analyses de prix à l'interface plastique-pétrole sont encore peu répandues.

Tout au long de notre travail, nous chercherons en particulier à comprendre dans quelle mesure les prix des produits pétroliers (pétrole brut) et pétrochimiques (monomères et plastiques) sont liés et quelle information peut apporter l'existence de relations de long terme entre les différents produits de la chaîne de production pétrochimique. Cette information pourra être utilisée pour prédire les évolutions futures des prix. (Granger & Ashley, 1979 ; Granger 1996). Pour justifier l'analyse dynamique des prix du pétrole et des matières plastiques, il sera nécessaire de regarder plus en détail la chaîne de transformation pétrochimique. Les plastiques sont des produits physiquement liés aux hydrocarbures. Le pétrole et le gaz naturel interviennent en tant que matières premières directes dans la fabrication de produit pétroliers intermédiaires et comme source d'énergie tout au long du processus de production. C'est donc une véritable chaîne de dépendance énergétique qui lie les matières plastiques aux sources d'énergies primaires. Même si, d'un point de vue technique, le prix du pétrole joue un rôle-pivot, il n'y a pas d'incidence mécanique et directement proportionnelle des prix du pétrole sur les autres produits dans cette chaîne de prix. La corrélation des prix du pétrole brut, du naphta, des produits pétrochimiques et plastiques n'est pas parfaitement identifiable et seule une analyse rigoureuse du « comportement » de ces prix pourra révéler l'existence de corrélations et d'éventuelles relations de causalité. Il faudra alors définir par quels mécanismes les variations des prix sur les marchés de l'énergie influencent les prix des différents sous-produits jusqu'aux matières plastiques.

Notre travail sera situé naturellement dans un cadre international, portant sur les deux plus grandes régions de production et de consommation de matières plastiques : Europe et Asie. Ces deux régions sont également les principales régions de production et d'immatriculation de véhicules. La région Asie connait depuis plusieurs années une très forte dynamique de la production et des immatriculations de véhicules. À l'inverse, la région Europe subit depuis 2008 une stagnation du marché automobile

due à la forte baisse des marchés d'Europe occidentale qui n'est pas encore compensée par la hausse des marchés d'Europe centrale et orientale. Il sera très intéressant de comparer les dynamiques de prix pétrochimiques et plastiques sur ces deux régions du monde, tant leurs dynamiques de croissance sont différentes. Dans notre analyse, nous devrons tenir compte des caractéristiques de chaque zone géographique en matière de fabrication de plastique. Plus précisément, nous devrons prendre en compté l'existence de deux filières à l'origine de la fabrication de plastiques : la filière pétrolière et la filière gazière. En Europe, la grande majorité des usines produisent les matières plastiques à partir du naphta, lui-même issu du pétrole. En Asie la majorité des usines utilisent comme matières premières le naphta (surtout au Japon et en Corée du Sud) mais le gaz naturel (Gaz de Pétrole Liquéfié) et le charbon sont de plus en plus utilisés (surtout en Chine). Aux États-Unis les matières plastiques sont produites en majorité à partir d'éthane et propane issus du gaz naturel. Le Moyen-Orient est un cas un peu particulier où les matières plastiques sont produites à partir d'éthane, un gaz provenant des puits d'extraction du pétrole.

Cette diversité dans l'amont se combine avec une grande diversité des matières plastiques, classifiées en fonction de la nature moléculaire des matériaux qui les composent et des propriétés chimiques et techniques dont elles disposent. Les plastiques utilisés dans l'automobile sont différents des plastiques de base utilisés dans la fabrication de biens courants (stylos, électroménager…) et dans l'emballage de produits. Deux familles de matières plastiques représentent l'essentiel des plastiques utilisés dans l'industrie automobile : les plastiques de « commodité » constitués du polypropylène (PP) et du polyéthylène (PE), et les plastiques « techniques » regroupant l'acrylonitrile-butadiène-styrène (ABS) et le polyamide 6 (PA6). Nous devons ajouter à ces quatre « polymères », les principaux « monomères », c'est-à-dire des matières pétrochimiques intermédiaires, nécessaires à leur production : le propylène (C3), l'éthylène (C2), l'acrylonitrile, le butadiène (C4), le styrène, le caprolactame et le benzène.

Enfin, nous nous référerons aux prix des pétroles bruts Brent et WTI qui restent les principales matières de base utilisées en Europe et en Asie pour produire des matières pétrochimiques et plastiques.

*La méthodologie*

Depuis quelques années, il est largement admis en économétrie des séries temporelles que les méthodes de régression classiques ne peuvent s'appliquer aux séries non stationnaires, de sorte que de nombreux tests de stationnarité ont été proposés pour étudier les comportements individuels des variables (Dickey & Fuller, 1979, 1981 ; Phillips & Perron, 1988 ; Kwiatkowski & al, 1992 ; Zivot & Andrews, 1992). En parallèle, les modèles structurels classiques ont subi au cours des années 1970 de nombreuses critiques du milieu académique (Lucas, 1976 et Sims, 1980). En outre, les prévisions issues de ces modèles se sont avérées parfois médiocres dans un environnement perturbé après les chocs pétroliers (Manera & al, 2007).

Pour nos développements économétriques, nous avons donc choisi la modélisation non structurelle et dynamique VAR (Vector Autoregressive Model) proposée par Sims (1980). Cette approche permet d'analyser simplement les liens entre plusieurs séries temporelles, afin de mettre en évidence des relations purement statistiques sans a priori économique (Fève, 2006). Cette méthodologie s'est révélée très utile pour étudier la dynamique des prix des produits pétroliers le long de la chaîne de production. Dans la continuité des travaux de Sims (1980), Engle et Granger (1987) ont proposé le concept de « cointégration » qui prend en compte des relations d'équilibre de long terme entre des variables économiques temporelles. D'après leur intuition, si des variables sont « cointégrées », elles doivent suivre un sentier d'équilibre de long terme, bien qu'à court terme leurs dynamiques puissent diverger substantiellement de l'équilibre.

À la vue des fortes relations qui lient les produits pétrochimiques dans le processus de production et de leur dépendance au prix du pétrole, il est crédible qu'une ou plusieurs relations de cointégration puissent exister entre ces produits. Pour en juger, Engle et Granger (1987) ont proposé une procédure en deux étapes pour tester la cointégration et construire un modèle à correction d'erreur « ECM » (Error Correction Model). Dans la continuité des ces travaux, Johansen (1988, 1991) et Johansen et Juselius (1990, 1992) ont développé une méthode multivariée d'estimation de modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) par maximum de vraisemblance qui présente plusieurs avantages par rapport à l'algorithme d'Engle et Granger (Phillips& Loretan, 1991 ; Gonzalo, 1994). L'utilisation d'une représentation VAR avec un vecteur de

correction d'erreur permet en particulier d'analyser les dynamiques entre les variables comme dans un modèle VAR classique en traitant toutes les variables de façon endogène (Asche & al, 2003). Cependant, l'algorithme d'Engle et Granger (1987) est une modélisation à une seule équation et permet donc de construire des outils simples de prévision des prix qui peuvent être utilisés facilement dans les entreprises.

L'application des méthodologies de cointégration (Engle & Granger, 1987 ; Johansen, 1988) que nous retiendrons dans cette thèse, devrait alimenter le débat lancé par Granger et Ashley (1979) sur le gain de précision que peuvent apporter les modèles de cointégration pour faire des prévisions des variables cointégrées. Les études actuelles se concentrent sur des applications empiriques à des variables macroéconomiques ou aux marchés pétroliers, c'est pourquoi notre application à l'étude des prévisions des prix pétrochimiques et plastiques présente un intérêt spécifique et nouveau.

### *L'intérêt de la thèse*

D'un point de vue académique nous avons déjà mentionné le caractère novateur de notre sujet. La thèse devrait s'insérer dans un champ de la littérature sur les dynamiques des prix des matières premières, peu exploré jusqu'alors. Les résultats que nous obtiendrons, alimenteront les discussions sur le processus de transmission des prix sur les marchés des matières premières énergétiques. Dans la lignée des papiers qui étudient la dynamique des prix pétroliers, cette thèse permettra de comprendre plus précisément le « bas » de la chaîne pétrochimique (aval ou « downstream »), tandis que la grande majorité des études précédentes se focalisaient sur le « haut » du secteur d'activité (amont ou « upstream »). Nos résultats compléteront la série d'articles mentionnés précédemment (Weinhagen, 2006 ; Masih et al, 2010 ; Masih et al, 2010 ; et un working paper de Masih et al, 2008) qui traitent plus spécifiquement des dynamiques des prix pétroliers et pétrochimiques. Plus généralement, nos analyses fourniront des informations valorisables pour la compréhension des marchés pétroliers et pétrochimiques.

D'un point de vue industriel et opérationnel, la thèse devrait contribuer à palier le manque d'outils actuellement disponibles pour étudier les comportements des prix des matières pétrochimiques et plastiques. L'analyse de la dynamique des prix le long de la chaîne pétrochimique est cruciale pour l'industrie automobile, mais également pour

bien d'autres secteurs économiques : transport, construction, pharmacie, électronique...

Pour les consommateurs de matières, la compréhension de la dynamique des prix doit déboucher sur des prévisions utilisables à moyen terme pour construire les budgets prévisionnels optimisés. Elle aidera également à l'élaboration de stratégies de couverture contre le risque de prix lorsque des produits à terme existent sur des marchés organisés (Alexander, 1999 ; Alexander & al, 2001 ; Masih & al, 2010 ; Westgaard & al, 2011). À plus long terme, les tendances structurelles identifiées sur l'évolution des prix des matières premières peuvent entrer dans les déterminants de la stratégie industrielle et commerciale d'un groupe (conception des produits ; choix des matières ; choix d'approvisionnement en matière...).

Pour les producteurs, les résultats de notre thèse pourraient entrer dans le cadre d'élaboration des stratégies de localisation, de couverture contre le risque de prix matières premières, d'optimisation des plans de production…

### *Le plan de la thèse*

Le premier chapitre de la thèse introduira en détail les enjeux associés à l'utilisation de matières premières dans l'industrie automobile. Nous insisterons notamment sur la dépendance du secteur automobile envers certaines matières premières en cherchant à en déterminer les causes et mettrons en évidence le poids croissant des matières plastiques dans la matrice matières premières des véhicules. La dépendance aux matières plastiques, dont le niveau et la volatilité des prix ont fortement augmenté, peut poser problème au secteur automobile qui fait face à un contexte économique instable sur un marché fortement compétitif qui renforce la pression sur la compétitivité-prix des produits et donc sur l'ensemble des coûts de production. Dans ce contexte, nous présenterons les risques associés à l'utilisation de matières plastiques en nous intéressant en particulier aux impacts du risque de variations des prix au niveau microéconomique (Huang & al, 1996 ; Bartram, 2005 ; Tufano, 1998 ; Sadorsky, 2004 et 2008 ; Elyasiani & al, 2011) et macroéconomique (Lee& Ni, 2002 ; Jimenez-Rodriguez, 2008 ; Fukunago & al, 2009 ; Kilian, 2009). Enfin, nous expliquerons les moyens disponibles pour couvrir le risque de prix et nous exposerons les stratégies mises en œuvre dans l'industrie automobile pour gérer le risque de prix

des matières plastiques qui ont un schéma d'approvisionnement tripartite assez spécifique.

Avant de construire les outils d'analyse et de prévision des prix, nous étudierons dans le chapitre 2 avec plus de précisons les marchés pétrochimiques sur lesquels se forment les prix des plastiques. Nous analyserons les mécanismes fondamentaux qui influencent la formation des prix des matières plastiques en étudiant, en particulier, la structure de marché de l'industrie pétrochimique qui évolue sous l'influence de facteurs historiques, politiques, techniques et économiques (Chapman, 1991). Nous présenterons le système de « price reporting » qui permet de fournir aux acteurs intervenant sur les marchés des prix de référence pour négocier les contrats. Enfin, l'analyse des fondements techniques et économiques des prix nous permettra de comprendre les comportements des prix des matières plastiques et le mécanisme de « commodisation » (Verron, 1966 ; Choksi, 1999) des marchés des matières pétrochimiques.

Nous présenterons, dans le chapitre 3, la méthodologie mobilisée pour effectuer nos analyses économétriques ainsi que la littérature existante sur l'analyse des dynamiques des prix pétrochimiques et plastiques. Nous introduirons notamment les modèles non structurels VAR et les modèles à correction d'erreur (Sims, 1980 ; Engel et Granger, 1987 ; Johansen, 1988, 1991). Nous nous sommes inspirés des études qui ont été réalisées sur les dynamiques des prix des produits pétroliers pour sélectionner ces modèles économétriques.

Dans les chapitres 4 et 5, nous avons choisi d'appliquer les deux méthodologies de cointégration (Engel et Granger, 1987 ; et Johansen, 1988) à la modélisation des prix pétrochimiques et plastiques. Le chapitre 4 présentera une analyse des mécanismes de transmission des prix le long de la chaîne de production pétrochimique grâce à la modélisation dynamique VAR et VECM (SIMS, 1980 ; Johansen, 1988, 1991). Notre analyse portera plus précisément sur les prix des quatre plastiques majoritairement utilisés dans l'automobile (PP, PE, ABS et PA6), les principaux monomères nécessaires à la production de ces plastiques (propylène, éthylène, acrylonitrile, butadiène, styrène, caprolactame et benzène), et les prix du pétrole brut (Brent et WTI). L'analyse des relations dynamiques entre les prix des produits devrait nous permettre de mettre en évidence des différences et/ou similitudes dans les

comportements des prix des différentes familles de plastique et d'identifier les canaux de transmission (canal des coûts de production ou canal de la demande dérivée) le long de la chaîne de production pétrochimique.

Dans le chapitre 5, nous utiliserons la méthodologie d'Engle et Granger (1987) pour étudier plus spécifiquement les comportements des prix des indices de référence utilisés dans le secteur automobile pour indexer les prix des matières plastiques achetées aux fournisseurs. Les résultats que nous obtiendrons en matière de cointégration entre les prix, seront une source d'information très importante pour les acteurs de marché qui utilisent des produits pétrochimiques comme input. Selon Granger (1996), les modèles ECM devraient produire de meilleures prévisions à court terme et à long terme en comparaison aux modèles classiques qui ne tiennent pas compte de la relation économique d'équilibre qui lie les prix à long terme. De plus, en matière de couverture, l'existence de relation de cointégration significative entre les prix pétrochimiques et les prix du pétrole brut pourra justifier l'élaboration de stratégies de couverture des coûts de production en achetant par exemple des contrats à terme du pétrole WTI et du Brent (Alexander et al, 2002 ; Masih et al, 2010).

Nous chercherons enfin dans le chapitre 6 à démontrer que l'introduction de la correction d'erreur dans la modélisation doit améliorer significativement les performances de prévision des prix pétrochimiques cointégrés par rapport à d'autres modèles économétriques (ARIMA, VAR). En pratique, nous comparerons plusieurs critères d'évaluation basés sur le calcul des erreurs quadratiques de prévisions. Dans le cas où l'intérêt de la cointégration est démontré, nous chercherons à identifier la méthodologie de cointégration la plus performante en matière de prévision. À partir des modèles les plus performants nous serons en mesure de réaliser de véritables prévisions des prix des principales matières pétrochimiques de référence utilisées pour indexer les prix des matières plastiques consommées dans le secteur automobile. Nous pourrons interpréter les tendances identifiées sur les différents marchés et réfléchir à leurs impacts potentiels sur l'industrie automobile et sur la définition des stratégies dans ce champ d'activité.

# *Chapitre 1. Les enjeux associés à l'utilisation de matières premières dans l'industrie automobile*

## 1.1. Introduction

La croissance de l'industrie manufacturière est étroitement liée à la consommation de matières premières dont l'évolution récente des prix pose des problèmes importants aux grands groupes industriels (Jusko, 2009). Les prix des matières premières peuvent affecter les performances financières des firmes via leur impact sur le free cash flow en tant que facteurs entrants (inputs) ou sortants (outputs) du processus de production (Huang et al, 1996 ; Tufano, 1998 ; Sadorsky, 2004 et 2008 ; Bartram, 2005, Elyasiani et al, 2011).

Dans une première section nous allons mettre en évidence la dépendance du secteur automobile vis-à-vis d'un certain nombre de matières qui sont utilisées dans la construction d'un véhicule. Dans un contexte de globalisation et de concurrence accrue entre constructeurs automobiles, les prix des matières premières représentent des enjeux économiques considérables. Plus précisément, l'essor de l'utilisation de matières plastiques, dont les prix sont fortement corrélés aux prix pétroliers, a renforcé le risque matières premières dans le secteur automobile.

Dans une deuxième section nous définirons les risques associés à l'utilisation de matières premières et plus précisément de matières pétrochimiques fortement corrélées aux prix du pétrole (Harland et al, 2003). Nous présenterons les méthodes de gestion du risque de prix. Comme les risques de taux de change ou de taux d'intérêt, le risque prix matières premières doit être anticipé et géré à travers la mise en place de stratégies de couverture (Bartram, 2005 ; Bartram & al, 2009).

## 1.2. La dépendance du secteur automobile aux matières premières

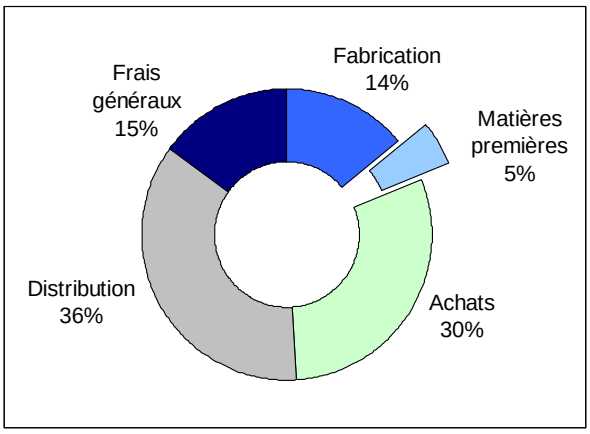
En cas des hausses des prix des matières premières les constructeurs et les équipementiers automobiles ne peuvent pas réduire leurs consommations de matières premières sans risquer de réduire leur production. De plus, les possibilités de substitution des facteurs de production sont très limitées à court et moyen termes. Par conséquent, l'élasticité prix de la demande de matières premières est faible dans le secteur automobile. Si les entreprises ne peuvent pas transférer cette hausse sur leurs clients, elles subissent alors la totalité du risque prix matière première. Cette dépendance aux matières premières s'explique par plusieurs facteurs comme les contraintes techniques et réglementaires. L'environnement économique instable et fortement concurrentiel, renforce la dépendance et la vulnérabilité du secteur aux prix des matières premières. De plus l'évolution du schéma industriel de l'industrie automobile, caractérisée par plus d'externalisation et d'internationalisation, augmente cette dépendance.

### 1.2.1. Les causes de la dépendance aux matières premières

#### 1.2.1.1. La structure matières premières d'un véhicule

Une automobile est un produit de haute technologie qui nécessite l'utilisation d'une très large gamme de matières premières. À coté des matières traditionnelles comme l'acier, d'autres métaux non-ferreux et le verre, de nouveaux matériaux sont de plus en plus utilisés par l'industrie. Il est difficile d'évaluer exactement ce que représentent les matières premières dans le coût de revient d'un véhicule.

**Graphique 3: Ventilation du coût de revient d'une voiture moyenne**




Source : CCFA - La Tribune, 01/08/2011

Selon une étude du Comité des Constructeurs Français Automobiles (CCFA)[9], les matières premières représentent 5% de coût de revient d'une voiture moyenne auquel nous devrions ajouter la part matières premières provenant des achats extérieurs des constructeurs qui représentent 30% du coût de revient total. C'est donc un poste de dépense important pour l'industrie et une source potentielle d'augmentations des coûts.

La composition matière d'un véhicule permet d'évaluer le niveau de dépendance aux différentes familles de matières premières de l'industrie (Annexe 1- Tableau 1). L'acier constitue la première source de coût matières premières comptant pour 45% du coût matières total soit un montant de 600 à 900€ par voiture. Les plastiques et les élastomères sont la deuxième et troisième catégorie de matières en termes de coût. Les plastiques représentent moins du 10% du poids des matières premières et comptent pour près de 20% du coût total matières soit un montant compris entre 200€ et 400€ par véhicule. Les élastomères représentent près de 10% du coût total matières soit environ 160€ par voiture. L'aluminium et le cuivre viennent ensuite, représentant respectivement 10% et 5% du coût total des matières premières. Cette composition varie d'un segment de véhicule à l'autre. Les mini-citadines (segment A) de type Renault Twingo seront les moins riches en matières premières. Les segments B (Citadines polyvalentes comme la Renault Clio), Segment C (Compactes comme Renault Mégane) et Segment D (Familiales comme Renault Laguna) deviennent de plus en plus complexes en termes de composition matières.

#### 1.2.1.2. Règlementation et contraintes technico-économiques

La faible élasticité prix de la demande de matières premières dans le secteur automobile s'explique pour deux raisons :

- Les normes et règlementations :

L'industrie automobile est soumise à une large liste de normes et réglementations techniques principalement dans les pays développés occidentaux. Sur le marché européen il existe par exemple près de 45 réglementations et directives qui concernent pour l'essentiel les règles en matière d'émission de CO2 et de sécurité. Les choix de

[9] Source : La Tribune, « Une adition très salée pour le secteur autombile », 01/08/2011 http://www.latribune.fr/entreprises-finance/industrie/automobile/20110801trib000639957/une-addition-tres-salee-pour-le-secteur-automobile.html

matières qui rentrent dans la composition du véhicule doivent donc respecter un cahier des charges et des processus d'homologation matières strictes. Une gestion purement économique des choix de matières premières est impossible. Dans le cas de pénurie ou de hausse exceptionnelle des prix des matières premières, il existe donc peu de substituts techniquement et économiquement fiables.

- Les contraintes techniques de production

Les contraintes sur les techniques de productions limitent les possibilités de substitutions. La fabrication industrielle d'un véhicule est un procédé complexe et capitalistique dans lequel la chaîne logistique est très sophistiquée. Chaque projet nécessite des investissements de machines et d'outillages spécifiques et coûteux qui sont amortis au long de la phase d'industrialisation du véhicule (7 ans en moyenne). Le changement de technologie et de matières premières est limité par la chaîne logistique (approvisionnement) et la disponibilité de machines et d'outillages spécifiques. À court terme les industriels automobiles sont donc dépendants des matières qu'ils utilisent tant sur le plan économique que technique.

Cette dépendance a été confirmée et exprimée par l'ACEA[10] (Association des Constructeurs Européens d'Automobiles). Dans le cadre de la commission « Raw materials Initiative 2010 », l'ACEA a émis des recommandations pour inciter les Etats membres de l'Union Européenne à développer une stratégie qui garantisse à l'industrie un accès sécurisé à long terme aux matières premières à des prix compétitifs :

> *"The European Automobile industry is efficiently and responsibly using raw materials. We need a fair, long term and secure global access for raw materials. EU institutions should support strategic research to find suitable substitutes for scarce raw materials. Additional regulations would restrict the global competitiveness of the European Automobile Industry. A EU initiative targeting at innovation for substitutes and for secured, fair global access to raw materials is the more effective policy". ACEA, 18 juin 2010.*

L'ACEA précise dans ses communiqués que la problématique matières premières pour l'industrie automobile est avant tout liée aux conditions de l'offre de matières

[10] "ACEA Position on the EU's Initiatives on Raw Materials, the Sustainable Use of Natural Resources, and on a Resource Efficient Europe", 18 juin 2010, Bruxelles; http://www.acea.be/

(capacité de production, concentration des fournisseurs...) et non à un problème de raréfaction des ressources. Elle met en garde contre la structure oligopolistique des marchés de fournisseurs de matières premières et contre les barrières commerciales (droits de douanes, quotas…) imposées à certains produits. Selon L'ACEA un meilleur accès aux matières premières à l'extérieur de l'Europe pourrait permettre de détendre le marché dans les phases d'expansion et de fortes demandes de matières premières.

### 1.2.2. Les caractéristiques économiques de l'industrie automobile

La dépendance aux matières premières est une source de risque externe pour le secteur automobile tout comme le risque de taux d'intérêt et le risque de change (Bartram, 2005 ; Bartram & al, 2009). Ce risque externe pèse sur la rentabilité des entreprises qui font déjà face à un contexte économique et financier peu favorable. La crise économique de fin 2008 a fragilisé le secteur qui après plus de dix ans de restructuration connaissait une croissance régulière de son activité. C'est donc dans un contexte économique très instable que la dépendance aux matières premières renforce la vulnérabilité globale de l'industrie automobile.

#### 1.2.2.1. L'environnement automobile mondial est instable et hautement compétitif

##### i. Les disparités régionales dans les dynamiques des marchés

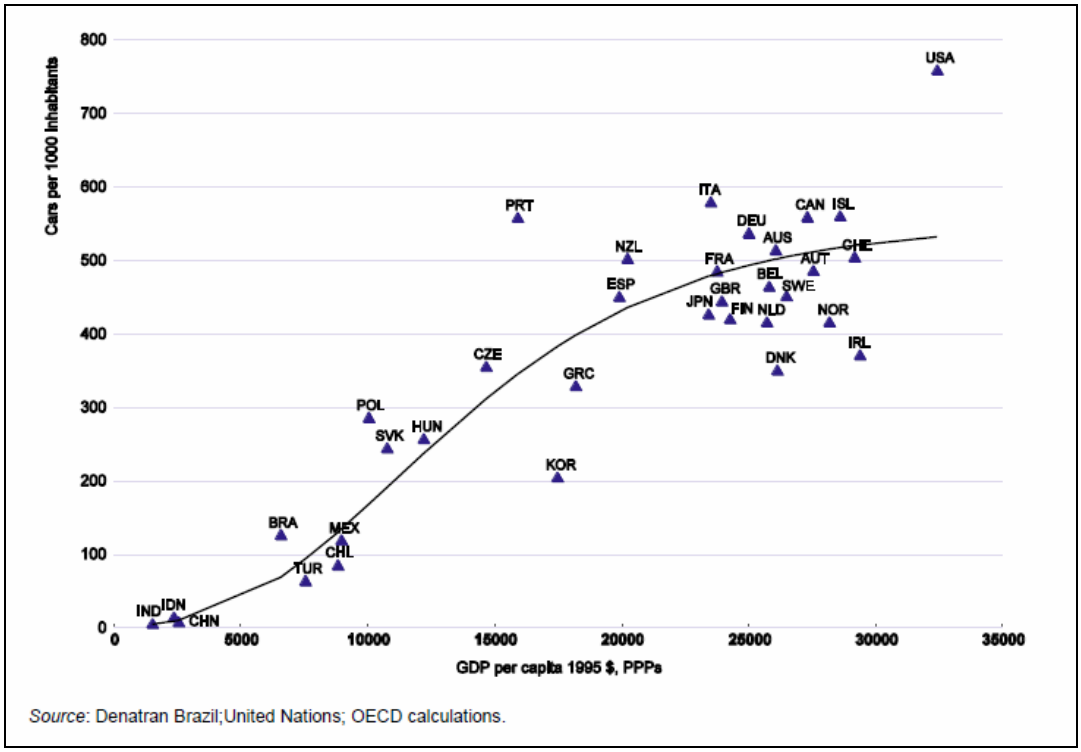
Entre 1997 et 2007 la production mondiale d'automobile a augmenté de 53% (CCFA)[11] portant le nombre de véhicule automobile produit à plus de 73 millions à la fin 2007. À la suite de la crise financière et économique la croissance de l'activité dans le secteur s'est brutalement interrompue. Le nombre d'immatriculations de véhicules particuliers et utilitaires a baissé de 8% dans le monde entre 2007 et 2009 avec de fortes disparités d'une région du monde à l'autre. Le marché mondial s'est vivement rétabli en 2010 et en 2011 avec 78,4 millions de véhicules (+4,4%) en 2011 (Annexe 1 - Tableau 2) tiré par la forte croissance dans les zones émergentes (Amérique du Sud +9,3% et Asie-Océanie +5,5%) et en Amérique du Nord (+9,8%). La Chine a vu son marché croître de 3% à 18,8 millions de véhicules malgré les

[11] CCFA, « L'industrie automobile française, Analyse et statistiques 2009 » ; http://www.ccfa.fr/

limitations gouvernementales. Les marchés matures traditionnels des pays occidentaux en Europe occidentale ont stagné (-0,1%) et le marché japonais a fortement baissé (-15,1%).

Ces disparités régionales devraient se poursuivre à moyen terme. Les pays développés qui restent les principaux marchés producteurs et consommateurs devraient connaitre une stagnation des ventes alors que dans les pays émergents la croissance rapide de ventes devrait se maintenir (Haugh, Mourougane & Chatal, 2010).

**Graphique 4: Possession de véhicule (pour 1000 habitants) et PIB par tête**




*Source*: Denatran Brazil;United Nations; OECD calculations.

Ces différences de dynamiques de marché peuvent s'expliquer à court terme par une conjoncture moins favorable dans les pays développés où malgré les politiques d'incitation fiscale (prime à la casse) la crise financière et économique a réduit la propension à consommer des ménages. À plus long terme, des facteurs structurels expliquent le fort dynamisme de marchés émergents.

- La densité automobile, c'est-à-dire le nombre de voitures et véhicules utilitaires pour 1000 habitants, reste encore très faible dans les pays émergents en comparaison des pays développés. En 2008 les États-Unis comptent 818 voitures pour 1000 habitants, contre 598 pour la France, 535 pour l'Allemagne, 592 pour le Japon, 341 pour la Corée du Sud et seulement 133 pour le Brésil, 34 pour la Chine et 14 pour l'Inde.

- La possession d'automobile croit avec le PIB par tête de façon non linéaire : comme l'illustre le graphique ci-dessous dans une première phase elle croit lentement avec les faibles revenus ; puis elle s'accélère rapidement avec l'augmentation des revenus moyens ; pour enfin ralentir dans une troisième phase avec les hauts revenus.

À moyen terme, l'augmentation du niveau de vie dans les pays faiblement motorisés promet donc des perspectives de croissance future très positives pour le secteur automobile.

### ii. Un environnement marqué par une concurrence aigüe

La dépendance aux matières premières s'avère d'autant plus importante sur un marché fortement compétitif, où la concurrence de nouveaux acteurs issus des pays à bas coûts de production renforce la compétitivité prix des produits, et donc la pression sur l'ensemble des coûts de production. Le marché automobile mondial voit apparaitre de nouveaux acteurs déjà capables de concurrencer les constructeurs traditionnels sur les marchés émergents. Les véhicules des constructeurs des pays émergents deviennent de plus en plus sophistiqués grâce aux partenariats signés entre les constructeurs occidentaux et les firmes locales et aux transferts de technologies. Comme l'ont fait les constructeurs coréens, la Chine et l'Inde seront bientôt capables de prendre des parts de marché dans les pays développés.

**Tableau 2: Production et chiffres d'affaires des principaux constructeurs et équipementiers dans le monde en 2010**

| Constructeurs | Production de véhicules (en milliers) | *dont en %* | |
|---|---|---|---|
| | | *voitures particulières* | *utilitaires légers* |
| Toyota-Daihatsu-Hino | 8 557 | 84,94% | 12,62% |
| General Motors (Opel-Vauxhall-GM-Daewoo) | 8 476 | 73,94% | 25,93% |
| Groupe Volkswagen | 7 341 | 97,00% | 3,01% |
| Hyundai-Kia | 5 765 | 90,98% | 6,83% |
| Ford (Jaguar-Volvo cars) | 4 988 | 59,32% | 39,35% |
| Nissan | 3 982 | 78,91% | 19,31% |
| Honda | 3 643 | 98,60% | 1,40% |
| **PSA Peugeot Citroën** | **3 606** | **89,16%** | **10,84%** |
| Suzuki-Maruti | 2 893 | 86,52% | 13,48% |
| **Renault-Dacia-Samsung** | **2 716** | **88,22%** | **11,78%** |
| Fiat-Iveco-Irisbus | 2 410 | 73,90% | 20,71% |
| Daimler (Evobus et Fuso inclus) | 1 940 | 69,64% | 11,39% |
| **Total** | **56 317** | | |
| **Production mondiale** | **77 858** | ***nd*** | ***nd*** |

Source : Analyse et statistiques 2011, CCFA

| Équipementiers | Chiffre d'affaires 2010 (en millions d'euros) |
|---|---|
| Bosch | 28 097 |
| Denso | 22 653 |
| Magna | 16 710 |
| Aisin Seiki | 16 287 |
| Continental | 15 917 |
| Johnson Controls | 14 860 |
| **Faurecia** | **13 795** |
| ZF | 11 358 |
| TRW automotive | 10 764 |
| Delphi | 10 442 |
| **Valeo** | **9 632** |
| Yazaki (1) | 9 129 |

Note :(1) au 30 juin 2010.

Source : Chiffes clés édition 2011, Fédération des Industries pour Équipements pour Véhicules (FIEV)

Pour le moment le marché mondial automobile est encore très largement dominé par les grands groupes occidentaux et japonais (Tableau 2). Le marché des équipementiers automobile est presque uniquement composé d'entreprises européennes, américaines ou japonaises. Sur le marché des constructeurs, les 12 premiers constructeurs représentent à eux seuls 72% de la production totale. Cependant les groupes chinois et indiens progressent lentement. Le groupe indien TATA est 18$^{ième}$ avec 1 million de véhicules produits, suivi du groupe chinois FAW avec 896 000 véhicules. S'ils parviennent à se mettre au niveau de qualité et de respect des réglementations occidentales, nous pouvons imaginer que ces nouveaux constructeurs qui ont accès à des facteurs de productions et à des matières premières à bas coûts pourront dans un avenir proche bénéficier de leurs avantages comparatifs pour concurrencer les autres constructeurs sur tous les marchés. Tous les constructeurs automobiles doivent donc veiller à maintenir leur compétitivité dans cet environnement concurrentiel afin de maintenir et de gagner des parts de marché. La maîtrise des coûts matières premières est alors un des leviers d'amélioration de la compétitivité prix des produits.

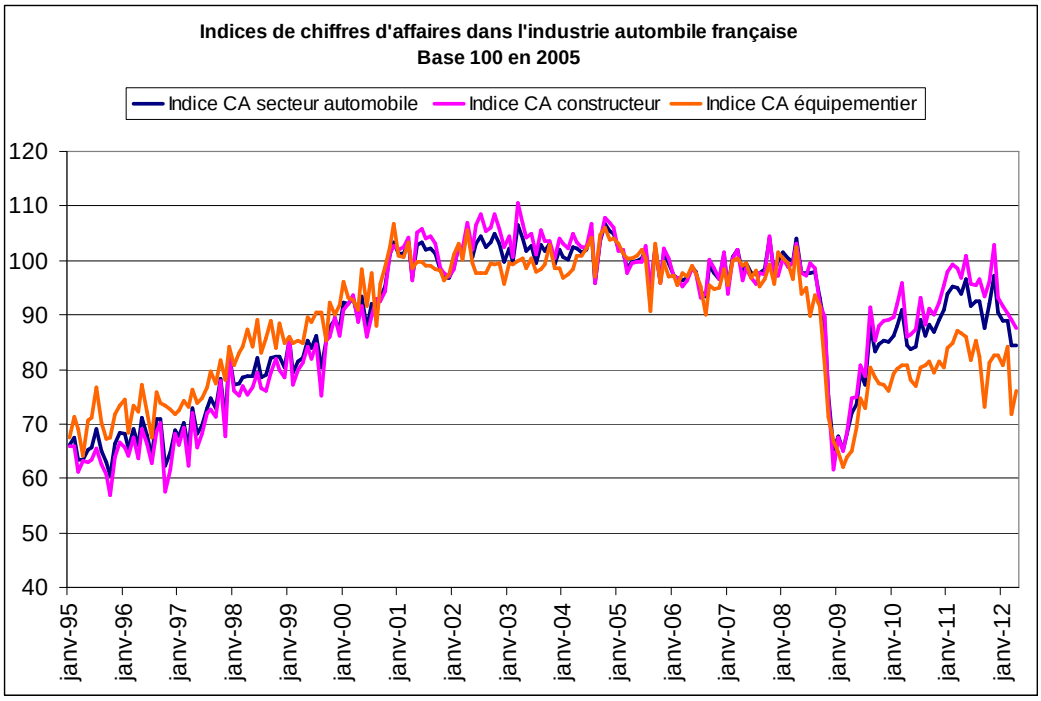
#### 1.2.2.2. Des performances économiques et financières fragiles des constructeurs

La dépendance aux matières premières affecte une industrie déjà confrontée à des coûts de production élevés, des marges faibles et une concurrence qui s'accélère. Sur les dernières années, les performances économiques et financières du secteur automobile français ont été inférieures à celle des autres secteurs de l'économie. Dans son rapport annuel « L'Industrie Automobile Française », le Comite des Constructeurs

Français de l'Automobiles (CCFA) démontre que la crise financière de 2008 a plongé le secteur automobile dans une récession grave.

En France, le chiffre d'affaires du secteur a chuté de plus de 30% entre janvier 2008 et janvier 2009 pour revenir au niveau de 1997. Malgré une amélioration de la situation en 2010 et 2011, le chiffre d'affaires de l'industrie automobile reste en dessous du niveau d'avant la crise (Graphique 5). Les équipementiers automobiles sont principalement touchés par le ralentissement brutal de l'activité et se retrouvent parfois en position difficile.

**Graphique 5: Évolution du chiffre d'affaires dans le secteur automobile français**




Source : INSEE

L'évolution des indicateurs de rentabilité depuis le début des années 2000 est assez inquiétante, reflétant le contexte économique tendu du secteur. Lors de sa dernière enquête de branche en 2007, l'INSEE a calculé le niveau de rentabilité commerciale du secteur automobile français de 4,1. C'est le niveau le plus faible de l'industrie. La rentabilité économique de 8,8 est également inférieure à la moyenne de l'industrie (13,1). La diminution du taux de rentabilité commerciale montre que les politiques de maitrise des coûts fixes n'ont pas permis d'équilibrer la hausse des coûts variables. La baisse du taux rentabilité peut s'expliquer par exemple par la hausse des coûts matières premières et la baisse des prix des ventes des produits due à la forte concurrence.

Le taux de marge du secteur automobile mesuré par l'INSEE est de 24,6 (Tableau 3), situé dans la moyenne et légèrement supérieur à celui de l'industrie des biens d'équipement. Cependant il a baissé de 30% entre 1998 et 2007 et devrait continuer sa chute rendant plus difficile le financement des coûts fixes élevés (investissements, dépenses de recherche et développement[12]...). Les entreprises du secteur automobile ont déjà fait de gros efforts pour réduire les coûts fixes élevés, cependant la maîtrise des coûts de l'entreprise reste tributaire du contrôle des coûts variables. Dans ce contexte la maîtrise des coûts matières premières permet de soutenir la performance économique et financière du secteur.

**Tableau 3: Performances économiques et financières des constructeurs automobiles français en 2007**

| | Rentabilité commerciale (1) | Rentabilité économique (2) | Taux de marge (3) | Taux d'évolution de la productivité du travail (4) |
|---|---|---|---|---|
| Industries des biens de consommation | 10,0 | 37,2 | 33,6 | 85,7 |
| Pharmacie, parfumerie et entretien | 13,2 | 45,4 | 44,0 | 133,9 |
| Industrie pharmaceutique | 14,1 | 45,9 | 44,8 | 143,9 |
| **Industries automobile** | **4,1** | **8,8** | **24,6** | **76,5** |
| Industries des biens d'équipement | 5,2 | 23,1 | 19,9 | 71,8 |
| Industries des biens intermédiaires | 7,6 | 14,7 | 28,6 | 70,7 |
| Energie | 11,0 | 7,5 | 40,3 | 192,2 |
| PME | 7,3 | 21,3 | 24,6 | 59,3 |
| Ensemble de l'industrie (non compris énergie) | 6,9 | 17,6 | 27,1 | 74,5 |
| **Ensemble de l'industrie (y compris énergie)** | **7,6** | **13,1** | **29,6** | **84,2** |

(1) Excédent brut d'exploitation / Chiffre d'affaires hors taxe
(2) Excédent d'exploitation / Immobilisation corporelles
(3) Excédent brut d'exploitation / (valeur ajoutée hors taxe + coût de personnel extérieur)
(4) (valeur ajoutée hors taxe + cout personnel extérieur) / (Effectif salarié moyen + personnel extérieur)

Source ; INSEE ; SESSI, Enquête annuelle d'entreprise

### 1.2.3. Le schéma industriel du secteur automobile

Au cours des années 1990 l'évolution du schéma industriel du secteur automobile est caractérisée par une augmentation de l'externalisation et de l'internationalisation de l'activité. Ces deux transformations structurelles ont favorisé la création d'une chaîne d'approvisionnement plus complexe et ont eu un impact sur le niveau de risque dans les entreprises (Harland & al, 2003). L'externalisation et l'internationalisation ont notamment contribué à renforcer la dépendance aux matières premières chez les constructeurs automobiles.

[12] Le secteur automobile est numéro deux en terme de dépenses de R&D (4,6 milliards d'€ en 2009 en France) ; il compte 3 entreprises (dont les deux premiers du classement 2010) parmi les 20 premiers déposants de brevet. Source OPI, « Les dossiers de l'observatoire de la propriété intellectuelle : les classements de déposants de brevets », mars 2009, Juillet 2011.

#### 1.2.3.1. L'externalisation favorise la perte de compréhension des prix des matières premières…

L'externalisation de la production de pièces et le recentrage des constructeurs automobiles sur leur activité centrale d'assembleur a donné un rôle de plus en plus important aux équipementiers automobiles (Womack & al, 1990 ; Lamming, 1993). Grâce à cette stratégie d'externalisation, les constructeurs ont pu réduire une partie de leurs coûts de production mais ils ont perdu en contrepartie la maitrise et l'expertise sur les prix de certaines matières premières utilisées par les équipementiers dans la fabrication des pièces automobiles. Les constructeurs doivent identifier, analyser et gérer des risques issus d'un plus large éventail de sources et d'origines (Clemons, 2000 ; Ritchie & Brindley, 2000).

Ce changement significatif dans la relation d'externalisation se traduit par exemple par la fourniture de fonctions complètes (système ou module) par les équipementiers : c'est le processus de modularisation (Sako & Murray, 2000 ; Frigant & Lung, 2002). Les fournisseurs de pièces qui concevaient autrefois uniquement des pièces partie d'une fonction se sont mis à fabriquer l'ensemble de la fonction. C'est en fait un transfert de la valeur ajoutée du constructeur vers l'équipementier. Baldwin et Clark (1997)[13] justifient le processus de modularisation par trois facteurs qui sont la réduction des coûts ; l'accélération de l'innovation et l'amélioration de la qualité. Dans ce schéma, le constructeur garde une vision globale et essentiellement technique des caractéristiques des matières utilisées grâce au cahier des charges et au processus d'homologation matière. N'achetant plus directement certaines matières, il perd de la visibilité et de la connaissance sur les prix et le fonctionnement des marchés des matières premières, il se retrouve en situation de dépendance envers ses fournisseurs pièces. L'augmentation de la technicité des produits, de l'externalisation et de la globalisation ont complexifié les réseaux de fournisseurs et donc le transfert du risque entres les différents acteurs du processus de production (Harland & al, 2003). En période de forte volatilité des prix des matières premières la gestion de ce risque prix entre les différents acteurs de la chaîne peut devenir très problématique.

[13] Par exemple les sièges autrefois assemblés par le constructeur avant d'être montés sur le véhicule, sont désormais acheter complet. C'est le fournisseur du module qui assemble la totalité du module siège se fournissant lui-même auprès d'autres fournisseurs de petites pièces rentrant dans la composition du module.

#### 1.2.3.2. … tandis que l'internationalisation en complexifie la gestion

Au début des années 1990 les constructeurs automobiles se sont lancés dans une phase d'internationalisation. (voir Humfrey & Memedovic, 2003[14] pour une étude détaillée). Suivant cette tendance nous pouvons citer l'exemple de la signature de l'alliance Renault Nissan le 27 mars 1999. Cette opération a transformé les entreprises Renault et Nissan en quatrième groupe automobile multimarques mondial. Le groupe Renault à travers son alliance avec Nissan et la prise de contrôle de Dacia, de Samsung Motors et dernièrement de Avtovaz, a vu ses débouchés sur les marchés étrangers (hors Europe) fortement augmenter jusqu'à représenter près de 43% des ventes en 2011 (Tableau 4) et même 47% au premier semestre 2012.

**Tableau 4: Immatriculations et ventes mondiales de véhicules automobiles**

| | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Immatriculation toute marque (VP+VU)** | 44 537 206 | 47 127 290 | 50 664 437 | 50 257 495 | 63 078 460 | 71 025 253 | 74 793 857 |
| **Dont Europe** | 17 514 551 | 17 773 957 | 18 070 512 | 16 625 309 | 15 920 654 | 15 342 968 | 15 265 641 |
| **Hors Europe** | 27 022 655 | 29 353 333 | 32 593 925 | 33 632 186 | 34 499 528 | 55 145 135 | 59 528 216 |
| **Ventes groupe Renault** | 2 534 839 | 2 433 509 | 2 485 039 | 2 382 243 | 2 309 188 | 2 625 796 | 2 722 062 |
| **Dont Europe** | 1 852 756 | 1 692 999 | 1624 261 | 1 507 554 | 1 529 368 | 1 642 065 | 1 549 376 |
| **Hors Europe** | 682 083 | 740 710 | 860 778 | 874 689 | 779 820 | 983 731 | 1 172 682 |
| **Part des ventes du groupe Renault hors Europe** | 27,2% | 30,8% | 35,1% | 36,9% | 34% | 37% | 43% |

Source : Rapport Annuel Renault Groupe 2009, 2010, 2011

Ce mouvement d'internationalisation se retrouve chez tous les constructeurs automobiles. Le marché mère d'origine qui reste un socle fondamental, voit son poids relatif diminuer au profit des marchés des pays étrangers (Hudson & Schamp, 1995). Selon la CCFA, chez les constructeurs français, la part du chiffre d'affaires exporté est passée de 39% en 1980 à près de 60% en 2008 (Tableau 5).

**Tableau 5: Évolution de la part du chiffre d'affaires exporté des constructeurs français**

| | 1980 | 1990 | 2000 | 2004 | 2005 | 2006 | 2007 | 2008 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Part du chiffre d'affaires exporté (hors France)** | 39% | 38% | 57,4% | 60,2% | 59,8% | 60,4% | 59,1% | 58,3% |

Source : CCFA Analyse et statistiques 2009

[14] Humphrey J et O Memedocic 2003, "The global Automotive Value chain: What prospects for upgrading by developing countries", Sectoral Study Series, UNIDO Vienne 2003.

Larsonn (2002) montre que la stratégie d'internationalisation des constructeurs a largement incité les fournisseurs pièces à s'implanter à leur tour à l'étranger et il s'est développé ainsi tout un parc d'activités automobiles dans les pays émergents.

Les conditions d'accès à certaines matières premières dans ces nouvelles régions du monde sont parfois très différentes des conditions rencontrées sur les marchés mères. Les constructeurs doivent donc connaitre et comprendre le fonctionnement des marchés étrangers de matières premières ainsi que les relations entres les différents marchés internationaux de matières premières afin d'accéder aux meilleurs coûts aux ressources nécessaires.

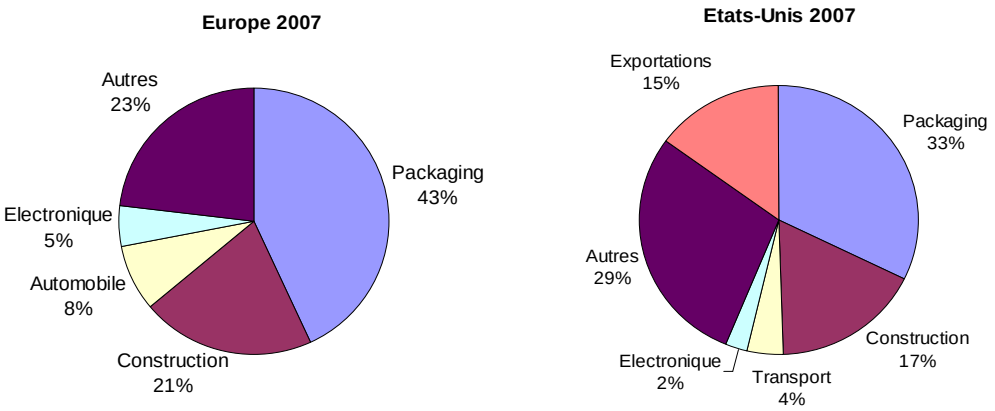
### 1.2.4. L'essor de l'utilisation des matières plastiques dans l'automobile

L'industrie est en perpétuelle évolution technique, économique et commerciale. Elle est constamment à la recherche de nouvelles technologies, de nouvelles matières qui lui permettent d'améliorer ses performances. L'essor de l'industrie pétrochimique au 20$^{ième}$ siècle et l'apparition des matières plastiques ont donné à l'industrie automobile une nouvelle source de matières premières très intéressante d'abord sur le plan technique et également économique. L'utilisation des matières plastiques s'est alors fortement développée dans l'industrie non seulement dans le secteur automobile mais dans l'ensemble des secteurs industriels.

#### 1.2.4.1. Le développement des matières plastiques dans les industries

C'est au cours du 19$^{ième}$ siècle que les premières recherches sur les polymères naturels ont débuté. Cependant c'est au 20$^{ième}$ siècle que les dérivés pétrochimiques issus du pétrole et du gaz se sont développés industriellement pour constituer l'industrie pétrochimique et les matières plastiques que nous connaissons aujourd'hui. D'abord développés et utilisés à de fins militaires, les produits pétrochimiques synthétiques ont par la suite été popularisés et utilisés par d'autres secteurs industriels.

**Graphique 6: Les principaux consommateurs de matières plastiques**




Source: PEMRG et American Chemistry Council

L'industrie de l'emballage et du packaging est de loin le premier secteur consommateur de matières plastiques suivi par l'industrie de la construction. Le secteur automobile est le troisième client pour l'industrie pétrochimique de fabrication de matières plastiques (Graphique 6). Il est un acteur secondaire dans la consommation des plastiques et possède donc un poids de négociation sur le marché relativement faible.

De plus, il faut noter la diminution du poids relatif de la demande du secteur automobile dans la consommation de matières plastiques au cours des dernières. Ce mouvement peut s'expliquer par la diversification croissante des applications et usages des matières plastiques dans l'ensemble des autres secteurs industriels.

Cependant, pour apprécier la force de négociation sur le marché il est important de distinguer les familles des thermoplastiques que nous considérons. Alors que le secteur automobile est minoritaire sur le marché des plastiques de commodités, il est le principal consommateur des plastiques techniques et de hautes performances. Chez certains fournisseurs de plastiques de spécialité le secteur automobile représente parfois jusqu'à 50% des ventes.

## Encadré 1 : Définition des notions : les grandes familles de matières plastiques

(*Technique de l'ingénieur*[15])

*Définition générale des plastiques* :
Les matières plastiques sont des matières de synthèse créées grâce à l'emploi des polymères. Pour simplifier, elles sont issues du mélange d'une résine de base – le polymère – à laquelle on ajoute des adjuvants ainsi que des additifs. Parmi les adjuvants et les additifs présents dans les matières plastiques on trouve des plastifiants, des lubrifiants, des pigments pour colorer, des solvants ainsi que des fongicides ou des ignifugeants pour protéger les matières plastiques contre les bactéries et le feu.

*Définition d'un polymère* :
Un polymère est une macromolécule, organique ou inorganique, constituée de l'enchaînement répété d'un même motif, le monomère, reliés les uns aux autres par des liaisons covalentes (liaison chimique par l'intermédiaire des électrons).
Le polymère peut être naturel ou entièrement synthétisé par une réaction de polymérisation. De nos jours, l'essentiel des polymères utilisés sont synthétisé chimiquement à partir de produits chimiques intermédiaires– les monomères. Les monomères sont des molécules de base, de masse molaire inférieure. Les plus courants sont l'éthylène, le propylène, le butadiène, et le benzène.

*La classification des matières plastiques :*
De manière générale, les matières plastiques peuvent être classées en 3 familles :
1) Les matières plastiques **thermoplastiques** sont modelables à la chaleur et peuvent reprendre leur forme initiale lors du refroidissement.
2) Les matières plastiques **thermodurcissables** prennent leur forme finale dès le premier refroidissement. Leur processus de fabrication est irréversible.
3) Enfin, les matières plastiques **élastomères** sont aussi élastiques que le caoutchouc. On utilise ces matières plastiques pour les pneus notamment.

Les matières plastiques les plus utilisées dans le secteur automobile sont des thermoplastiques. Dans cette famille nous pouvons identifier 4 grandes sous-familles des thermoplastiques.
- Les plastiques de commodité ou de base « commodity plastics »
- Les plastiques techniques « engineerings plastics »
- Les plastiques de haute-performances « high performance plastics »
- Les plastiques de spécialité ou fonctionnels

Les plastiques utilisés dans l'automobile sont différents des plastiques basiques utilisés dans la fabrication de biens courants (stylos, électroménager…) et dans l'emballage de produits.
À l'intérieur de ces quatre sous-familles nous pourrions citer des sous-groupes de matière classifiées en fonction de la nature chimique des polymères qui les composent. Par souci de simplification nous ne nous intéresserons qu'à trois familles de thermoplastiques techniques qui sont les plus utilisés dans l'industrie automobile.
1. Les polyoléfines (polypropylène PP et polyéthylène HDPE),
2. Les polyamides (PA6)
3. Les styréniques (ABS)

[15] www.techniques-ingenieur.fr/

### 1.2.4.2. Les matières plastiques automobiles

#### i. Le rôle croissant des matières plastiques automobiles

Pendant longtemps les automobiles se sont développées pratiquement sans matières plastiques à l'exception des élastomères utilisés pour les pneus. Les métaux étaient alors les matières centrales dans la fabrication d'un véhicule. L'introduction des plastiques s'est faite progressivement en concurrence avec la fonte, l'acier et l'aluminium. Actuellement les applications automobiles qui utilisent les matières plastiques sont très nombreuses. Une automobile moyenne est composée de 15000 pièces dont environ 600 pièces plastiques[16]. Il est possible de regrouper les principales applications en quatre grands domaines :

- L'habitacle intérieur qui consomme environs 46% des plastiques : il s'agit des planches de bord, de l'habillage intérieur du véhicule et des panneaux de portes…
- L'extérieur du véhicule et la carrosserie qui consomment 29% : il s'agit des boucliers, des ouvrants, des éclairages et accessoires extérieurs et de la carrosserie.
- Les pièces de structures et les réservoirs de carburant qui consomment 13% des plastiques ;
- Les pièces sous-capots qui consomment 12% des plastiques.

Les matières plastiques sont progressivement utilisées pour de nouvelles applications ayant pour conséquences d'augmenter la quantité de plastiques utilisée pour la fabrication d'un véhicule. En une cinquantaine d'années cette quantité a ainsi été multipliée par 15 pour atteindre 154 kg[17] de plastiques dans un véhicule moyen en 2005 (Tableau 6).

**Tableau 6: L'évolution du poids des plastiques dans une voiture**

| Années | 1950 | 1970 | 1980 | 1990 | 2000 | 2005 | 2012 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Quantité de matières plastiques employée dans un véhicule moyen** | 10 Kg | 47Kg | 77Kg | 100 Kg | 130 Kg | 154 Kg | 169 Kg |

Source : ADEME, APME, Renault

[16] Données issues de Techniques de l'Ingénieur, « Plastiques et automobiles », AM 3590.
[17] Moyennes faites sur les 4 segments des véhicules A, B, C et D.

### ii. Les avantages des matières plastiques pour l'automobile

L'utilisation des plus en plus fréquente des matières plastiques dans l'industrie automobile a été fortement motivée par les avantages techniques, environnementaux et économiques qu'elles présentent en comparaison aux matériaux traditionnels.

- Les matières plastiques ont permis des avancés techniques majeures :

En termes de design les propriétés de mise en forme exceptionnelles de plastiques permettent de s'affranchir de nombreuses contraintes dans la réalisation de pièces aux formes complexes. Les plastiques ont également permis d'augmenter la durée de vie des véhicules grâce à une meilleure résistance à la corrosion. Enfin, les plastiques automobiles ont permis une augmentation significative de la sécurité des véhicules. Les propriétés d'impact et de résistance permettent une meilleure absorption des chocs en cas de collision grâce au développement de protections latérales, d'airbag, de bouclier absorbant de chocs…

- Les matières plastiques permettent à l'industrie automobile d'améliorer sa performance environnementale :

En Europe et plus récemment aux Etats-Unis le secteur, sous la pression des autorités, s'est engagé à développer des véhicules « verts » et efficaces du point du vue énergétique. Cette stratégie à long terme mise notamment sur la « décarbonisation » de l'industrie avec des normes d'émission de CO2 contraignantes. Les matières plastiques ont permis de réduire significativement les poids des véhicules au cours des dernières années malgré l'augmentation de leur taille à cause des nouvelles normes de sécurité. Sans eux, les constructeurs estiment que le poids des véhicules aurait augmenté de 200 kg entre 1990 et 1998. Selon Plasticseurope[18] la réduction du poids des véhicules permet de réduire la consommation de carburant automobile de 12 millions de Tep (tonne équivalent pétrole) par an en Europe de l'Ouest ce qui équivaut à une réduction des émissions de CO2 de 30 millions de tonnes par an.

[18] Source : PlasticsEurope, « The compelling facts about plastics 2009 : An analysis of European plastics production, demand and recovery for 2008·».

- Le développement des plastiques a également des avantages économiques importants pour l'industrie automobile.

Les gains économiques peuvent s'apprécier lors de la fabrication du véhicule avec la réduction des temps et des coûts d'assemblage de certaines pièces[19]. Le plastique peut remplacer des matériaux traditionnels comme l'aluminium et permettre des réductions des coûts matières[20]. La performance économique de l'utilisation des plastiques peut également s'apprécier au cours de la vie du véhicule avec une réduction de la consommation de carburant de 750 litres pour un véhicule moyen pour 150 000 Km.

[19] Par exemple, les planches de bords qui étaient auparavant composées de plusieurs pièces à assembler sont maintenant moulées en une seule fois grâce à l'utilisation de polypropylène.
[20] Les boitiers papillon en plastiques sont par exemple 40% mois lourds et moins chers que ceux en aluminium.

### 1.3. Les risques économiques associés à l'insertion de matières premières dans des processus industriels

Nous avons mentionné précédemment que les augmentations de la technicité des produits, de l'externalisation et de la globalisation ont complexifié les réseaux de fournisseurs et donc le transfert du risque entre les différents acteurs du processus de production (Harland et al, 2003). Dans ce contexte, les constructeurs automobiles doivent identifier, analyser et gérer des risques issus de plus nombreuses sources (Clemons, 2000 ; Ritchie & Brindley, 2000). Important consommateur de matières premières, le secteur automobile est soumis en particulier au risque de hausse des cours et de volatilité des prix de l'ensemble des matières industrielles rentrant dans le processus de production. L'impact économique du risque prix peut être évalué à deux niveaux :

- Au niveau microéconomique, les variations de prix des matières premières qui sont des facteurs essentiels dans le processus de production affectent les performances financières ou le free cash flow des entreprises influençant à leurs tours les montants des dividendes, les réserves et les prix des actions (Huang & al, 1996).
- Au niveau macroéconomique c'est essentiellement à travers le canal des coûts de production que les variations des prix des matières premières impactent l'offre de entreprises (Bruno & Sachs, 1985).

Face à l'impact du risque de prix matières premières les entreprises doivent atténuer les conséquences négatives de ces variations sur leurs marges voire sur les perspectives de continuité d'exploitation. La gestion de ce risque et les outils employés pour le faire dépendront du type de matière et du type de marché sur lequel elle intervient. Les matières premières ne disposant pas toutes d'outils financiers pour que le risque prix soit géré, les entreprises doivent élaborer d'autres stratégies de gestion du risque.

#### 1.3.1. La définition du risque prix matières premières industrielles

La notion de « risque » a été largement étudiée et définie dans des contextes économiques souvent très différents (voir par exemple Zsidisin, 2003). De manière générale, le « risque » peut être défini comme une probabilité de danger, dommage,

perte, blessure ou autres conséquences indésirables (Hartland & al, 2003). Dans notre problématique, le « risque matières premières » tel que peuvent le définir les entreprises industrielles peut être décomposé en deux éléments : le risque d'approvisionnement (ou risque de quantité) et le risque de prix.

#### 1.3.1.1. La distinction risque d'approvisionnement et risque prix

##### i. Le risque d'approvisionnement

Plusieurs auteurs ont défini le risque d'approvisionnement comme « le risque affectant les flux entrants des ressources qui contribuent au déroulement des opérations » (Meulbrook, 2000 ; Harland & al, 2003). Plus précisément, nous pouvons reprendre la définition proposée par Zsidisin (2003) :

*"Supply risk is defined as the probability of an incident associated with inbound supply from individual supplier failures or the supply market occurring, in which its outcomes result in the inability of the purchasing firm to meet customer demand or cause threats to customer life and safety".*

Autrement dit c'est la possibilité à un moment donné de ne plus disposer physiquement de quantités suffisantes de matières premières pour le processus de production. Ce risque peut apparaître en cas de problèmes dans la chaîne logistique c'est-à-dire en cas de rupture d'approvisionnement de matières par l'un des maillons de la chaîne. Les causes de la rupture d'approvisionnement peuvent être multiples et se situer au niveau d'un seul fournisseur ou de l'ensemble du marché. Suivant la matière première considérée, il faudra différencier les facteurs conjoncturels comme de mauvaises conditions climatiques, des pannes techniques dans la production, des conflits géopolitiques, de facteurs structurels liés à la disponibilité et la rareté de certaines matières non renouvelables.

##### ii. Le risque prix

Autre composante du risque matières première, le risque prix décrit les effets de changements imprévisibles des prix des matières premières utilisées par l'entreprise. Le risque prix matières premières est directement lié à l'activité opérationnelle de l'entreprise. Pour une firme qui consomme des matières premières pour produire un bien transformé, si le prix de l'output n'est pas ajusté à une variation des prix de

l'input alors le profit de l'entreprise est vulnérable à la volatilité des prix des matières premières.

C'est à ce risque prix matières premières que nous nous intéressons. Plus précisément, les industries qui consomment ou produisent des matières premières sont soumises à deux types des risques prix :

- le premier est le risque de hausse/baisse du niveau des prix pour les consommateurs/producteurs des matières premières. Pour le secteur automobile les hausses des prix de l'acier et des plastiques sont sources très importantes d'augmentations de coûts de production et donc de perte de compétitivité.
- Le deuxième est le risque de fluctuation ou de volatilité des prix des matières premières qui complexifie l'élaboration des stratégies des entreprises. L'incertitude sur les conditions auxquelles les entreprises pourront acheter ou vendre des matières premières ne facilite pas la prise de décision d'investissements.

#### 1.3.1.2. La volatilité des prix des matières premières

Au delà des spécificités propres à chacune d'entre elles, les matières premières réunissent un ensemble de caractéristiques qui favorise d'importantes fluctuations des prix et forme un profil de volatilité (Defeuilley & Meunier, 2006).

##### i. Définition de la notion de volatilité

La notion de volatilité mérite d'être précisée. C'est d'abord une notion financière qui est largement utilisée hors du contexte financier. En finance la volatilité mesure l'ampleur des variations du cours d'un actif financier. Elle peut être définie de plusieurs façons mais la plus simple est celle de volatilité historique (Chevalier, 2010). Celle-ci est calculée sur la base des fluctuations de cours passés sur une certaine période de temps. Plus généralement la notion de volatilité a par la suite été utilisée pour décrire les fluctuations rapides des prix de biens réels comme les matières premières à la frontière entre les marchés financiers et les marchés réels. La volatilité ne donne aucune information sur la direction que suit le prix. Dans notre analyse nous utiliserons le terme volatilité pour décrire les fortes fluctuations que subissent les prix des matières premières entre deux périodes du temps. Enfin, l'écart

type des différences de prix est généralement utilisé pour mesurer la volatilité des prix des matières premières (Slade, 1991 ; Fleming & Ostdiek, 1999 ; et Ferderer, 1996).

Au cours des dernières années nous constatons une forte instabilité des prix sur l'ensemble des marchés des matières premières. Les matières premières énergétiques telles que le pétrole brut et le gaz naturel sont souvent considérées comme les plus volatiles notamment depuis le milieu des années 80 (Plourde & Watkins 1998 ; Regnier, 2006). Inversement, dans des périodes plus anciennes les prix des commodités agricoles et des certaines métaux primaires ont souvent été plus volatiles que les prix pétroliers (Clem, 1985 et Regnier, 2006). L'augmentation de la volatilité des prix pétroliers à partir des années 2000 a été expliquée en partie par la fin de la situation de monopole des pays de l'OPEC (Lee & Zyren, 2007). Plus récemment, le rôle joué par les marchés financiers a été mis en évidence (augmentations des volumes des transactions sur les marchés à termes, multiplication des acteurs, des produits et des places de marché) (Chevalier & al, 2010)[21]. Cependant les études économétriques n'ont pas réussi à confirmer ou infirmer l'existence d'un lien de causalité clair entre les positions financières sur les marchés à termes et les prix sur les marchés spots du pétrole.

#### ii. La volatilité des matières premières pétrochimiques et plastiques

Comme toutes les matières premières industrielles, les prix des produits pétrochimiques et des plastiques sont soumis à de fortes fluctuations. Leurs profils de volatilité est très proche des caractéristiques des prix pétroliers :

- Les prix pétrochimiques et plastiques sont au moins aussi volatiles que les prix pétroliers et les prix des principales matières premières industrielles (aluminium, cuivre, caoutchouc, acier). Le tableau 7 ci-dessous montre que sur la dernière décennie les prix du propylène (C3) et de l'éthylène (C2) sont parmi les plus volatiles avec les prix du naphta. Les prix des résines de base PP, HDPE et PA6 sont plus volatiles que le taux de change Euro/Dollar sur la période 2000-2011.

[21] Rapport "La volatilité des prix du pétrole", remis à Mme Christine Lagarde, sous la présidence de J-M. Chevalier : groupe de travail composé F. Lasserre, E. Vieillefond, I.Odonnat, F.Baule, Février 2010.

- Comme pour le pétrole et l'ensemble des matières premières industrielles, les prix pétrochimiques et plastiques ont connu une accélération de la volatilité au cours des dernières années. Nous constatons une augmentation de la volatilité des prix à partir de 2004 (Tableau 7). C'est sur la période 2008-2011 que les niveaux de volatilité des prix pétrochimiques et plastiques sont les plus élevés.

**Tableau 7: Volatilités historiques des rendements des prix des principales matières premières**

| Période | WTI | Brent | Naphta | €/$ |
|---|---|---|---|---|
| **2000-2011** | 0.0899 | 0.0949 | 0.1084 | 0.0320 |
| **2004-2011** | 0.0938 | 0.0939 | 0.1083 | 0.0344 |
| **2008-2011** | 0.1126 | 0.1065 | 0.1373 | 0.0426 |

| Période | PP | HDPE | PA6 | Éthylène | Propylène | Caprolactame |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **2000-2011** | 0.0613 | 0.0723 | 0.0417 | 0.1110 | 0.0968 | - |
| **2004-2011** | 0.0644 | 0.0819 | 0.0417 | 0.1119 | 0.1012 | 0.0500 |
| **2008-2011** | 0.0818 | 0.1023 | 0.0502 | 0.1256 | 0.1244 | 0.0569 |

| Période | Aluminium | Cuivre | Caoutchouc | Minerai de fer | Acier |
|---|---|---|---|---|---|
| **2000-2011** | 0,0537 | 0,0757 | 0,0757 | - | - |
| **2004-2011** | 0,0613 | 0,0885 | 0,0854 | - | - |
| **2008-2011** | 0,0734 | 0,0990 | 0,1038 | 0,1195 | 0,1249 |

Les tableaux présentent les écarts-types des rendements mensuels (différences premières) des logarithmes des prix des principales matières premières sur la période 01/2000 et 10/2011.
Pour le PA6 et le caprolactame nous disposons des variables depuis le 08/2004.
Pour le minerai de fer et l'acier (billet) nous disposons des variables depuis le 01/2008
Les séries sont issues de l'EIA pour les prix pétroliers et de Datastream pour les autres séries (ICIS pricing, Platts, SBB, LME)

### iii. Les fondements économiques de la volatilité des prix

Même s'il semble difficile de comparer les volatilités des prix d'une matière premières par rapport à une autre, ce sont les mêmes facteurs qui sont à l'origine des mouvements des prix. Sur un marché l'instabilité de prix est étroitement liée aux conditions d'offre et de demande du produit. Nous pouvons identifier deux causes fondamentales à l'origine de l'instabilité des prix des matières premières :

- Les prix réagissent à d'amples fluctuations de la demande et/ou de la production à moyen et long terme :

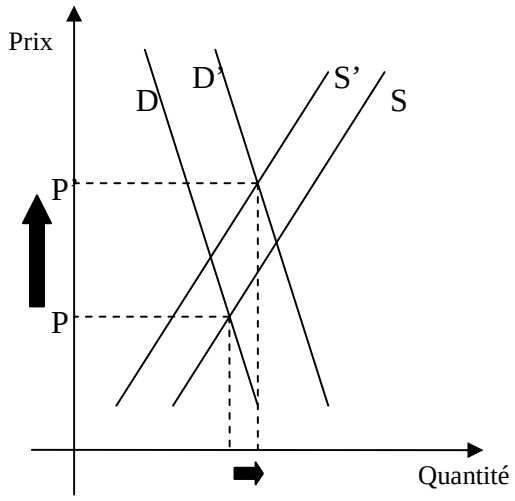
Les matières premières industrielles sont en amont du processus productif et par conséquent sont fortement influencées par le niveau de l'activité économique. À moyen terme les prix présentent des fluctuations pluriannuelles, quasi cycliques influencées par des facteurs structurels endogènes ou exogènes (comme les décisions de consommer, d'investir, l'innovation technologique, l'évolution des coûts d'exploitations, la structure des marchés, et les conditions du commerce

international). Crowson (2001) montre notamment que le comportement cyclique des prix des commodités est entretenu par les épisodes successifs de sous-capacité et de surcapacité. Cashin et al. (2002) étudient sur le moyen terme les caractéristiques (durée, magnitudes...) des cycles des prix des commodités. Pindyck et Rotemberg (1990) expliquent que les co-mouvements entre les prix de commodités non apparentées peuvent être expliqués en partie par l'effet des cycles d'affaires sur les prix. Mais Cashin, Mc Dermott et Scott (1999) réexaminent ce « mythe » de co-mouvement des prix des matières premières et ne trouvent pas de preuve de co-mouvement des prix de commodités non apparentées.

- Les fluctuations de la demande et de l'offre peuvent être amplifiées par l'inélasticité aux prix de la demande et de l'offre à court terme :

Comme l'illustre le graphique 7 ci-dessous, en présence de demande et d'offre inélastiques, tout changement du niveau d'offre ou de demande peut entrainer de fortes variations des prix d'équilibre.

**Graphique 7: Inélasticité et volatilité des prix**




Les facteurs associés aux mouvements de court terme sont souvent boursiers (pour les matières cotées sur les marchés financiers organisés) et exogènes (nouvelles informations sur le marché, pannes techniques, rumeurs, conditions climatiques…). Cependant les possibilités de stockage doivent atténuer les évolutions brusques consécutives à des chocs exogènes. De nombreuses études économétriques comme celles menées par Gately (2004) et Ayouz-Raymondon (2008) ont montré que l'élasticité prix à court terme de l'offre de pétrole est très faible et ne dépasse pas 0,6 à long terme. Pour la demande de pétrole les résultats de Hamilton (2008), d'Edelstein

et Kilian (2007) et de Dhal et Sterner (1991) situent l'élasticité prix à court terme autour de -0,26 et celle à long terme autour de -0,5. Dahl (1993) et Cooper (2003) estiment que l'élasticité de la demande de pétrole brut de long terme est comprise entre -0,2 et -0,3 alors que celle de court terme est en dessous de -0,1. La Banque d'Angleterre (BOE, 2008) compare ses calculs d'élasticité à ceux de l'IEA et trouve des valeurs comparables pour les économies les plus avancées : -0,02 à court terme et -0,12 à long terme.

### 1.3.2. Analyse du risque de prix des matières premières dans l'industrie

L'impact économique du risque prix matières premières a été largement étudié d'abord au niveau macroéconomique mais également au niveau microéconomique. Pour l'industrie qui consomme des matières premières, le risque subi est avant tout un risque sur l'offre des entreprise c'est à dire l'impact négatif des variations des prix des inputs sur les coûts de production (Bruno & Sachs, 1985). Nous pouvons également considérer l'impact des chocs sur les prix matières premières sur la demande de biens et services des agents (Kilian, 2008). Le pétrole et plus généralement les produits pétroliers jouent un rôle tout particulier à cause de leur importance dans les procédés de production et la grande volatilité de leur prix aux cours des dix dernières années.

#### 1.3.2.1. L'impact du risque prix matières premières au niveau microéconomique

##### i. Le risque prix matières premières sur la valeur des firmes

Au niveau microéconomique un moyen de juger le niveau de risque prix matières premières est d'évaluer son impact sur la valeur de l'entreprise. Tout comme les risques de taux de change et de taux d'intérêt, les matières premières affectent les performances financières ou le free cash flow des entreprises qui influencent à leurs tours les montants des dividendes, les réserves et les prix des actions (Huang & al, 1996). À coté de cet effet direct il peut y avoir un effet indirect sur la valeur des firmes via l'impact que la variation des prix peut avoir sur les consommateurs, les fournisseurs, et les concurrents des firmes. Le risque prix matières premières est négativement (positivement) corrélé au cours de l'action d'une firme qui utilise cette matière première comme input (output).

Bartram (2005) montre que le risque de prix des matières premières est significatif pour plus de 5% de 490 entreprises allemandes cotées sur les huit bourses du pays entre 1987 et 1995. Cependant ce résultat est comparable à ceux portant sur l'exposition des firmes aux risques de taux de change et de taux d'intérêt (Bartram, 2004 ; Allayannis & Ihrig, 2002 ; He & Ng, 1998) bien que sur la période considérée les prix des commodités aient été plus volatiles que le taux de change et le taux d'intérêt. L'effet des prix des matières premières est faible relativement à la taille totale du free cash flow des entreprises reflétant les stratégies de couverture adoptées par les entreprises les plus exposées à ce risque.

Tufano (1998) étudie plus particulièrement l'exposition au risque prix de l'or de 48 firmes nord-américaines dans l'exploration aurifère entre 1990 et 1994. Il montre que le niveau d'exposition au prix de l'or est inversement et significativement corrélé au niveau des prix de l'or, au degré de diversification des firmes et à l'étendu des leurs positions de couverture.

### ii. Le risque prix pétroliers dans les entreprises

Le pétrole et plus généralement les produits pétroliers jouent un rôle tout particulier dans nos économies à travers leur importance dans les procédés de production en tant que matière première mais aussi comme source d'énergie. En l'absence de parfaite substitution des facteurs de production, l'augmentation des prix du pétrole affecte les coûts de production, réduit le free cash flow et diminue la valeur des actions (Huang & al, 1996).

Sadorsky (2004, 2008) compare l'augmentation des prix du pétrole à une taxe d'inflation sur les consommateurs et les entreprises non productrices de pétrole. Il calcule que les augmentations des prix du pétrole et de la taille des firmes réduisent significativement le rendement des actions. L'effet des variations des prix du pétrole est asymétrique, les hausses ayant plus d'impact sur les rendements des actions que les baisses. De plus les firmes de taille moyenne sont plus sensibles aux prix du pétrole.

En utilisant un modèle GARCH(1,1) Elyasiani, Mansur et Odusami (2011) montrent que le niveau du rendement des prix à terme du pétrole brut a un impact significatif sur le rendement des actions des firmes. L'impact est encore plus important dans les secteurs d'activité directement liés au pétrole (extraction et raffinerie) et qui sont

substituts du pétrole (charbon, électricité et gaz). Pour les secteurs consommateurs de produits pétroliers, c'est la volatilité conditionnelle des prix à terme du pétrole qui impacte significativement les rendements des actions des firmes. Plus particulièrement, dans le secteur des plastiques et caoutchouc, la variance conditionnelle du rendement des actions des firmes est positivement affectée par l'augmentation de la volatilité conditionnelle des prix à terme du pétrole brut. En d'autres termes, l'augmentation de la volatilité des prix du pétrole favorise une augmentation de la volatilité des rendements des actions des firmes dans cette industrie très dépendante du pétrole.

#### 1.3.2.2. L'impact du risque des prix de l'énergie au niveau macroéconomique

L'exemple des matières plastiques illustre comment la volatilité sur les marchés énergétiques et en premier lieu du pétrole, peut affecter de façon opérationnelle un consommateur de matières. Plus généralement les effets de chocs sur les prix de l'énergie ont été étudiés dans de nombreux travaux académiques avec un focus sur l'analyse de l'impact des chocs pétroliers sur l'activité macroéconomique[22]. Il n'y pas de consensus sur les mécanismes de transmission et il est fort probable que la façon dont les prix du brut affecte l'économie ait évolué au cours du temps (Artus & al, 2010).

Certains chercheurs ont approfondi cette analyse au niveau sectoriel. Ces études empiriques cherchent à identifier les mécanismes de transmissions des chocs pétroliers sur l'activité industrielle.

##### i. Les canaux de transmission des chocs énergétiques

Nous pouvons identifier deux principaux mécanismes par lesquels les variations du prix du pétrole et de l'énergie se transmettent sur l'activité économique :

- L'effet sur l'offre de biens et services à travers les coûts de production ou la productivité : c'est le canal de coût ou canal de l'offre de bien qui agit principalement dans les industries fortement intensives en pétrole (Barro, 1985 ;

[22]La plupart des études concernent les Etats-Unis. Nous pourrons citer notamment Hamilton 1983 ; Hamilton et Herrera 2001 ; Brown et Yücel 2003 ; Brown, Yücel et Thompson 2004 ; Barsky et Kilian 2004, Hobijn 2008

Brown & Yücel, 1999 ; Abel & Bernanke, 2001). L'approche classique se concentre sur les effets d'un choc exogène sur les prix du pétrole importé qui est considéré comme un bien intermédiaire rentrant dans la fabrication de l'ensemble de biens (Artus & al, 2010).

- L'effet sur la demande de biens et services : c'est le canal de la demande de bien. Kilian (2008) met en évidence l'impact que peut avoir la variation des prix du pétrole et de l'énergie sur les dépenses de consommation des ménages[23]. Ce second canal de transmission ne doit pas être oublié car il joue un rôle non négligeable spécialement pour le secteur automobile.

Même si d'un point de vue théorique, certains auteurs mettent en avant le rôle du canal de l'offre, les études purement empiriques peinent à identifier cet effet (Kilian 2008). Plus généralement, il nous semble que ces deux mécanismes de transmission des chocs énergétiques sur l'activité économique ne doivent pas être opposés mais conciliés. Chacun peut être plus ou moins important en fonction des caractéristiques des marchés étudiés. Nous présenterons par la suite des études empiriques récentes qui ont essayé de concilier ces deux approches.

### ii. L'impact des chocs de prix pétroliers dans l'industrie

Lee et Ni (2002) ont montré que dans les industries qui sont intensives en pétrole comme la pétrochimie et l'industrie chimique, un choc positif sur les prix pétroliers réduit d'abord l'offre de produit. À l'inverse pour beaucoup d'autres industries et surtout l'industrie automobile, l'augmentation des prix pétroliers réduit principalement la demande de produit. Jiménez-Rodriguez (2008) confirme ce résultat en analysant 8 secteurs manufacturiers dans 6 pays de l'OCDE (France, Allemagne, Espagne, Italie, Royaume-Uni et États-Unis). Dans chaque pays de l'OCDE la production industrielle ne réagit pas de la même façon d'un secteur à l'autre, les secteurs d'activité plus intensifs en pétrole étant plus sensibles à l'évolution des prix pétroliers.

Suivant cette approche sectorielle Fukunaga, Hirakata et Sudo (2009) démontrent que la nature du choc à l'origine de la hausse des prix pétroliers est déterminante quant

[23] Kilian (2008) distingue 4 types d'effet : un effet sur le revenu discrétionnaire, un effet sur l'épargne de précaution, un effet lié à l'incertitude et un effet lié au coût d'utilisation. Les deux premiers effets concernent toutes les catégories de bien alors que les deux derniers concernent plutôt les biens durables

aux effets sur l'activité économique dans un pays ou dans un secteur. Reprenant un modèle proposé par Kilian (2009), ils distinguent 3 sources d'augmentation des prix du pétrole : (i) un choc négatif sur l'offre de pétrole, (ii) un choc positif sur la demande globale de matières premières industrielles, (iii) un choc positif sur la demande spécifique de pétrole.

Comme pour Lee et Ni (2002) c'est le signe de l'effet de la hausse des prix pétroliers sur la production et le prix sectoriel qui permet de déterminer par quel type de mécanisme de transmission le choc pétrolier se propage aux différents secteurs industriels. Le tableau 8 résume les principaux résultats obtenus pour les États-Unis et le Japon. Au Japon, un choc négatif sur l'offre de pétrole a moins d'impact négatif sur la production industrielle, un choc positif sur la demande globale de biens industriels a un effet positif supérieur sur l'activité et enfin un choc positif spécifique sur la demande de pétrole a un effet positif sur la production industrielle. À l'inverse les États-Unis qui ont une structure industrielle plus intensive en pétrole sont plus sensibles aux chocs sur les prix pétroliers

**Tableau 8: Impact d'un choc pétrolier au niveau sectoriel**

| Origine de la hausse des prix pétroliers | Effet sur la production industrielle | Effet sur les prix industriels | Type de mécanisme de transmission | Exemple de secteur ou pays impacté |
|---|---|---|---|---|
| Choc négatif sur l'offre de pétrole | Diminution | Augmentation | Choc d'offre négatif | Secteur intensif en pétrole (Raffinage, chimie, Plastique et caoutchouc, secteur automobile américain) |
| | | | Choc de demande négatif | Secteurs moins intensifs (équipement électronique, machines outils, bois…) |
| Choc positif sur la demande globale de commodités | Augmentation | Augmentation | Choc de demande positif | Tout secteur :<br>*L'effet positif n'est que transitoire aux États-Unis (secteur automobile…)*<br>*Il est persistant au Japon (secteur automobile)* |
| Choc positif sur la demande de pétrole | Diminution | Augmentation | Choc d'offre négatif | Pays intensif en pétrole (États-Unis) |
| | Augmentation | Augmentation | Choc de demande positif | Pays non intensif en pétrole (Japon) ; secteur automobile japonais |

Source : Fukunaga, Hirakata et Sudo (2009)

Finalement, nous constatons que les performances énergétiques des pays et des secteurs d'activité semblent être une variable centrale. Concernant les mécanismes de transmission des chocs pétroliers, les dernières études mettent en évidence le rôle joué

par le canal de la demande qui s'ajoute au canal plus connu et plus traditionnel de l'offre. Les pays et secteurs d'activité intensifs dans leur consommation de pétrole seront affectés négativement et plus fortement par l'augmentation des prix pétroliers. Les pays et les secteurs qui consomment moins d'énergie peuvent être faiblement impactés voire même bénéficier d'un choc pétrolier comme ça a pu être le cas pour le Japon. Les caractéristiques de la structure industrielle sont donc primordiales pour apprécier les effets d'un choc pétrolier sur le niveau de l'activité au niveau sectoriel.

#### iii. L'impact des chocs de prix pétroliers dans le secteur automobile

Le secteur automobile est un exemple parfait d'industrie qui est impactée par les deux canaux de transmission des chocs sur les prix du pétrole :

- Il est un consommateur important de matières premières énergétiques dans le processus de production (énergie, aciers, produits pétrochimiques, plastiques…). La hausse de ses coûts de production peut être directe et indirecte via ses fournisseurs. (Bruno & Sachs, 1985).
- Il est sensible au canal de la demande via les décisions et les anticipations des clients qui peuvent réduire leur consommation de biens durables (Kilian, 2008).

Nee et Li (2002) montrent que le secteur automobile américain est négativement impacté par la hausse des prix du pétrole principalement via le canal de la demande décrit par Kilian (2008). L'industrie automobile subit une hausse des ses coûts de productions mais c'est surtout la baisse significative de la demande de la part de ses clients qui la pénalise le plus. La production automobile est plus touchée que d'autres industries, ce qui traduit la forte sensibilité du secteur aux prix pétroliers. Les constructeurs spécialisés dans la production des gros véhicules qui consomment beaucoup d'essence, sont plus impactés que les constructeurs étrangers spécialisés dans la production de petits véhicules qui consomment peu de carburant (Japon, Europe…).

Fukunaga, Hirakata et Sudo (2009) comparent les impactes d'un choc pétrolier sur les secteurs automobiles américain et japonais. Aux États-Unis, l'augmentation des prix pétrolier pénalise le secteur automobile qui est plus intensif en pétrole (hausse des coûts de production). Seule l'augmentation des prix pétroliers due à un choc sur l'offre de pétrole et un choc sur la demande spécifique de pétrole ont un impact

négatif et significatif sur le secteur automobile. Au Japon, seule l'augmentation des prix du pétrole due à un choc sur la demande globale de commodité et un choc sur la demande spécifique de pétrole ont un impact significatif sur le secteur automobile. Paradoxalement, la hausse de prix pétroliers est favorable à la production automobile bien que les coûts de production augmentent. Cela reflète la spécificité structurelle de l'industrie automobile japonaise spécialisée dans la production de petites voitures consommant peu de pétrole.

La période 2003-2008 pendant laquelle nous avons connu une croissance soutenue de l'activité et une très forte augmentation des prix du pétrole peut être analysée dans le cadre des travaux cités ci-dessus. Hamilton (2008, 2009) explique qu'à partir de 2003 l'augmentation soutenue des prix pétroliers serait due à une forte croissance de la demande mondiale de produit pétrolier tirée par l'extraordinaire essor économique chinois. La hausse des prix pétroliers serait donc largement endogène, et résulterait de la hausse de la production mondiale. À l'inverse la production de pétrole étant restée stable, les marchés n'ont pas pu absorber cette hausse de la demande. Soutenue par la spéculation croissante des investisseurs sur les marchés à terme, le changement des fondamentaux physiques sur les marchés pétroliers serait à l'origine du choc pétrolier de 2007 et 2008. Nous pouvons donc considérer qu'entre 2003 et 2008, l'augmentation des prix du pétrole due à un choc global sur la demande de commodités industrielles, s'est propagée sur l'ensemble des marchés via le canal de la demande. Ce choc positif de demande globale justifierait la coexistence entre la croissance soutenue de l'activité économique et la forte augmentation des prix pétroliers et plus généralement de l'ensemble des prix de matières premières.

### 1.3.3. La gestion du risque matières premières

L'industrie automobile qui consomme des matières premières se doit, dans un contexte de grande volatilité des prix, d'atténuer les conséquences négatives de ces variations sur ses marges voire sur les perspectives de continuité d'exploitation. Pour une entreprise la gestion du risque de prix des matières premières et les outils employés pour le faire dépendront des types de matières et des types de marchés sur lesquels elle intervient. Toutes les matières premières ne disposent pas d'outils financiers pour gérer le risque prix. On peut donc distinguer deux types de matières premières :

- Des produits sans marchés à terme qui ne disposent pas d'outils financiers dérivés mais pour lesquels les agents peuvent développer des stratégies alternatives de gestion du risque (cross-hedging, contrat d'indexation…)
- Des produits qui disposent de marchés à terme, organisés ou non, qui proposent des outils financiers qui permettent de se protéger contre le risque de prix.

#### 1.3.3.1. Les stratégies de protection contre les risques prix matières premières

Afin de maitriser le risque de prix les entreprises qui consomment des matières premières peuvent adopter trois types de stratégies de gestion du risque : le transfert du risque en amont ou aval, la couverture sur les marchés dérivés et la mitigation en interne du risque de prix.

##### i. Le transfert du risque prix en amont et en aval

Pour une entreprise le moyen le plus simple de ne plus supporter le risque de prix des matières premières est de le transférer sur un autre agent de l'économie. Cependant la possibilité de transférer son risque prix matière première dépend de ses parts de marché (son pouvoir de marché), du degré de compétitivité de l'industrie et du marché dans lequel elle intervient (Bodnar, Dumas & Martson, 2002).

Premièrement, elle peut transférer son risque prix en amont c'est-à-dire sur ses fournisseurs de matières premières ou de semi-produits. Dans ce cas c'est le fournisseur qui supportera la totalité ou une partie des fluctuations des prix des matières premières. Pour transférer le risque aux fournisseurs, l'entreprise peut utiliser des techniques qui interdisent ou limitent la possibilité du fournisseur de passer des hausses matières : diversification des approvisionnements afin de réduire la dépendance vis-à-vis d'un seul fournisseur, négociation de contrat d'achat à prix fixé, signature de contrat d'approvisionnement de long terme...

Deuxièmement, l'entreprise peut transférer son risque prix en aval c'est-à-dire sur le consommateur. L'objectif est ici de passer les hausses ou les baisses des prix des matières premières sur le prix payé par les consommateurs finaux. Pour ce faire, l'entreprise peut augmenter et baisser ses prix régulièrement ou élaborer des contrats de ventes avec des clauses d'indexation plus ou moins complexes sur les prix des matières premières : clauses de renégociation, mécanisme d'indexation automatiques,

bande de fluctuation... Dans ce cas aussi la capacité à transférer le risque prix sur les clients est limitée. Le transfert du risque prix est couteux (coût d'étiquette, coûts de renégociation) et particulièrement délicat sur certains marchés. Il est possible dans les secteurs où la demande de biens et services est inélastique aux prix. Dans ce cas la hausse des prix ne modifie pas significativement la demande des consommateurs et permet d'augmenter les revenus des entreprises. Au contraire dans les secteurs très concurrentiels comme le secteur automobile, les entreprises peuvent difficilement transférer la hausse des prix des matières premières sur le prix de vente des véhicules à moins que tous les constructeurs ne le fassent à même temps. En pratique, le transfère du risque prix en amont en aval dépend des forces de marché en présence lors des négociations de prix. Si les forces sont équilibrées le risque prix pourrait être partagé entre les différents acteurs de la chaîne de valeurs.

### ii. La couverture sur les marchés à terme

Toujours dans une logique de transfert du risque, les entreprises peuvent transférer le risque prix à un tiers extérieur c'est-à-dire effectuer une opération de couverture sur les marchés à terme. La couverture contre le risque constitue l'utilisation la plus naturelle des marchés dérivés de matières premières créés à l'origine dans cet objectif. À la différence des marchés physiques, les marchés dérivés ne prévoient pratiquement jamais de livraison immédiate ou différée de la marchandise. Les marchés dérivés sont donc des marchés financiers où les opérateurs achètent et vendent des contrats sans nécessairement posséder la matière première servant de support au contrat.

Un grand nombre de matières premières sont disponibles sur les marchés boursiers (marché au comptant (« spot ») ou à terme (« futures »)). Les principales sont les métaux non précieux (aluminium, cuivre, nickel, zinc...) les produits pétroliers (pétrole brut, gaz naturel, essence, gasoil...) les produits agricoles et les métaux précieux (or, argent, platine, palladium). Plus récemment de nouveaux produits sont apparus comme les semi-conducteurs et l'électricité. À coté de ses familles de matières effectivement cotées les entreprises peuvent également se couvrir contre beaucoup plus de matières premières pour lesquelles il n'existe pas de produits dérivés : c'est le « cross-hedging » ou couverture croisée. Il permet de se couvrir contre le risque de prix d'une matière première en utilisant un produit dérivé portant sur une autre matière dont le prix est fortement corrélé au prix de la première.

Nous constatons une augmentation régulière des transactions sur les marchés dérivés de produits financiers et plus spécifiquement des produits financiers liés aux matières premières (Tableau 9) :

**Tableau 9: Volumes des transactions réalisées sur les marchés organisés de produits dérivés (en milliards de contrats)**

| Catégories | 2009 | 2010 | Variation 2009-2010 | 2011 | Variation 2010-2011 |
|---|---|---|---|---|---|
| **Indices actions** | 6 382 | 7 413 | 16,2% | 8 459 | 14,1% |
| **Actions** | 5 588 | 6 285 | 12,5% | 7 062 | 12,2% |
| **Taux d'intérêts** | 2 467 | 3 208 | 30% | 3 491 | 9% |
| **Devises** | 992 | 2 401 | 142% | 3 147 | 24,6% |
| **Matières premières agricoles** | 927 | 1 305 | 40,7% | 991 | -24,1% |
| **Énergies** | 657 | 723 | 10,1% | 814 | 12,6% |
| **Métaux non précieux** | 462 | 643 | 39,1% | 435 | -32,4% |
| **Métaux précieux** | 151 | 175 | 15,5% | 341 | 95,1% |
| **Autres** | 114 | 137 | 20,2% | 229 | 66,9% |
| **Total** | **17 744** | **22 295** | **25,5%** | **24 972** | **11,4%** |

Calculer sur la base des contrats échangés sur les 78 bourses mondiales.

Source : Futures Industry Association, Annual Volume survey 2010, 2011.

- Entres 2009 et 2010 le nombre de contrats à terme échangés sur les marchés organisés a augmenté de plus de 25% pour atteindre 22 295 milliards de contrats.
- Entre 2010 et 2011 le nombre de contrats à terme échangés sur les places financières a augmenté de 11,4% pour atteindre 24 972 milliards de contrats.

Plus précisément, les transactions ont fortement augmenté en 2010 sur les marchés des matières premières agricoles (+40,7%) et les marchés des métaux non précieux, (+39,1%). En 2011, les transactions ont surtout augmenté sur les marchés de métaux précieux (+95,1%) et les marchés de l'énergie (+12,6%).

Il faut cependant relativiser l'importance des couvertures pour matières premières par rapport à celles pour les devises et les taux d'intérêts. Sur les marchés organisés elles représentent en 2011 seulement 10,4% du volume total contre 62,2% pour les actions et indices actions, 14% pour les taux d'intérêts et 12,5% pour les devises. Sur les marchés de gré à gré (Tableau 10), les dérivés de matières premières représentent seulement 0,5% du montant notionnel total contre 78% pour les taux d'intérêts et 9% pour les devises.

**Tableau 10: Montant notionnel des positions ouvertes des établissements financiers sur les marchés de gré à gré (en milliards d'US dollars)**

| Catégories | Décembre 2009 | Juin 2010 | Décembre 2010 | Juin 2011 | Décembre 2011 |
|---|---|---|---|---|---|
| **Devise** | 49 181 | 53 153 | 57 796 | 64 698 | 63 349 |
| **Taux d'intérêt** | 449 875 | 451 831 | 465 260 | 553 240 | 504 098 |
| **Actions** | 5 937 | 6 260 | 5 635 | 6 841 | 5 982 |
| **Commodités** | 2 944 | 2 852 | 2 922 | 3 197 | 3 091 |
| **Credit default swaps** | 32 693 | 30 261 | 29 898 | 32 409 | 28 633 |
| **Autres** | 63 270 | 38 329 | 39 536 | 46 498 | 42 609 |
| **Total** | **603 900** | **582 685** | **601 046** | **706 884** | **647 772** |

Source: Bank of International Settlements, Semiannual OTC derivatives statistics survey, Juin 2012

### iii. La « mitigation » en interne

À coté de cette stratégie de transfert du risque de prix, il également possible pour une entreprise de gérer en interne les problèmes qu'induisent les variations des prix des matières premières. La mitigation du risque en interne nécessite de développer une stratégie de management du risque prix matière premières à décliner dans l'ensemble des fonctions. La clé de l'atténuation du risque prix matières premières en interne passe par le développement d'une plus grande flexibilité en R&D (Jackson, 1980) et en engineering pour permettre aux entreprises :

- De réduire leur consommation de matières premières
- D'utiliser d'autres matières premières moins chères quand les prix augmentent (substitution). Au niveau industriel les stratégies de substitution de matières se font souvent sur le long terme et nécessite d'adapter l'appareil de production à cette nouvelle flexibilité. En pratique la substitution des matières premières reste donc très limitée à court terme.
- De déplacer la production dans des régions où les matières sont moins chères.

De plus, une bonne stratégie de gestion interne du risque prix nécessite la mise en place d'un système de support analytique opérationnel qui permette d'identifier les facteurs de risques et d'élaborer des outils d'analyse, de suivis et de prévisions des prix des matières premières. Les outils économétriques permettent par exemple de fournir une expertise statistique et une veille économique précieuse.

#### 1.3.3.2. La gestion du risque prix matières premières dans l'industrie automobile

Les outils de gestion du risque de prix matières premières utilisés par le secteur automobile sont essentiellement des outils contractuels. Cette faible implication du secteur dans la couverture sur les marchés financiers peut s'expliquer par la nature des matières consommées. L'acier et surtout les plastiques ne disposent pas pour l'instant de marchés à terme fiables et établis. Il a donc fallu trouver d'autres moyens de gérer le risque prix. Cependant face à la récente augmentation de la volatilité des matières premières et à l'apparition de nouveaux produits dérivés, les constructeurs automobiles plaident de plus en plus pour une utilisation de produits dérivés par leurs fournisseurs.

> *« Nous voyons que le développement de la liquidité du marché (des dérivés) du minerai de fer pourrait permettre aux aciéristes de donner au client final des prix à plus long terme », Nicolas Fourrier, Renault RNPO Materials, Supplier Account Officer. Reuters, 16/06/2011*

##### i. Les produits dérivés

Au niveau des entreprises il est difficile d'évaluer le degré d'utilisation des outils de couverture contre le risque de prix de commodité. Les entreprises qui sont fortement exposées au risque de variation des prix des matières premières (industrie minière, pétrolière et pétrochimique…) connaissent ce risque et mettent en place des stratégies de couverture sur les marchés financiers (Bartram, 2005). Par exemple, la couverture contre le risque de volatilité des prix des matières premières est fréquente dans l'industrie aurifère (Tufano, 1996 ; Chidambaran, Fernando & Spindt (2001) ; Petersen & Thiagarajan, 2000) dans le secteur pétrolier, gazier et chimique (Haushalter, 2000 ; Culp & Miller, 1994 ; Edwards & Canter, 1995 ; Mello & Parsons, 1995).

Bartram, Brown et Fehle (2009) étudient les stratégies de couverture de 7319 entreprises non financières réparties sur 50 pays pour les années 2000-2001 (voir Annexe 1 – Table 1). Une large majorité d'entre elles (60,3%) utilisent des outils de couverture en premier lieu pour les taux de change (45,2%), puis les taux d'intérêt (33,1%) et dans une moindre mesure pour les matières premières (10%). Dans l'industrie automobile, Bartram et al. (2009) calculent que 72,3% des 159 entreprises

étudiées utilisent des produits dérivés. Comme pour les autres secteurs, l'automobile se couvre essentiellement contre le risque de change (61,6%) et le risque de taux d'intérêt (42,1%). Seulement 5% des entreprises automobiles se couvrent effectivement contre le risque de matières premières.

L'analyse des rapports financiers que nous avons effectuée (Tableaux 11 et 12) révèle que les constructeurs automobiles se couvrent essentiellement contre le risque de variation des prix des métaux qui sont cotés dans des bourses de matières premières : aluminium, cuivre, métaux précieux (palladium, platine, rhodium), énergie (gaz naturel et électricité). Le recours aux marchés dérivés de matières premières n'est pas automatique et certains constructeurs et équipementiers ne se couvrent pas sur les marchés à terme. C'est le cas des groupes japonais Toyota, Hyundai et Honda. À l'inverse les groupes européens et américains utilisent les marchés à terme mais jamais à de fins spéculatives.

**Tableau 11: Synthèse des positions des couvertures financières pour matières premières des principaux constructeurs en 2011**

| Constructeur | Types de Matières couvertes | Types d'outils | Juste Valeur[24] au bilan des produits dérivés de matières premières au 31 décembre 2011 en millions | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | Actif | Passif | Monnaie |
| Toyota | Pas de couverture | - | - | - | |
| General Motors | Métaux précieux non ferreux ; énergies | Swaps, options | 84 | 11 | $ |
| Volkswagen | Aluminium, cuivre, platine, rhodium, palladium, charbon, plomb | Contrats futures, swaps | n.d | n.d | $ |
| Ford | n.d | Contrats forwards et options | 2 | 372 | $ |
| Hyundai –Kia | Pas de couverture | - | - | - | |
| Honda | Pas de couverture | - | - | - | |
| Nissan | Aluminium, cuivre, platine, palladium | Contrats Forwards | n.d | n.d | ¥ |
| PSA Peugeot Citroen | Aluminium, cuivre, plomb, platine, palladium, rhodium | Swaps | 2 | 60 | € |
| Fiat | n.d | Swaps | 1 | 42 | € |
| Renault | Aluminium, cuivre, plomb, palladium, platine | Contrats Forwards | Pas de couverture au 31 décembre 2011 | | € |

n.d = non disponible ; Pour les constructeur asiatiques les rapports financiers sont publié au 31 mars 2011

Source : Rapports annuels financiers des constructeurs 2011

[24] La Juste Valeur est une norme comptable fondée sur la valorisation des actifs et des passifs aux prix de marché. L'estimation de juste valeur pour des titres non cotés ou des dérivés peu échangés pose problème. Pour les valeurs liquides, la juste valeur sera la valeur cotée. Pour les valeurs illiquides, elle sera estimée à partir de modèles de valorisation des instruments financiers reconnus sur le marché.

**Tableau 12: Synthèse des positions de couvertures financières des principaux équipementiers en 2011**

| Equipementier | Types de matières couvertes | Types d'outils | Juste Valeur au bilan des produits dérivés de matières premières au 31 décembre 2011 en millions | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | Actif | Pasif | Monnaie |
| Bosch | n.d | Contrats forwards | 6 | 16 | € |
| Delphi Corp | Cuivre, aluminium Argent et or | Contrats forwards | 48 | 27 | $ |
| Denso Corp | Pas de couverture | - | - | - | |
| Magna | Gaz naturel, propylène, cuivre et argent | Swaps, contrats forwards | n.d | n.d | $ |
| Aisin Seiki Co.Ltd | Pas de couverture | - | - | - | - |
| Faurecia | Pas de couverture | - | - | - | - |
| Valéo | Aluminium, cuivre, Zinc | Swaps et options | 1 | 8 | € |
| Siemens | Aluminium, nickel, chrome | Contrats forwards, swaps, option | - | 27 | € |

n.d = non disponible ; Pour les équipementiers asiatiques les rapports financiers sont publié au 31 mars 2011

Source : Rapports annuels des équipementiers 2011

### ii. Les outils contractuels

Lorsque le risque de prix matières porte sur des matières premières qui sont négociées de gré à gré et ne disposent pas de marchés dérivés, les constructeurs doivent utiliser d'autres moyens de gérer le risque. Il est courant d'employer dans l'industrie automobile des outils contractuels c'est-à-dire de lier des contrats d'approvisionnement en matières premières de long terme qui prennent en compte le risque de prix. Les types de contrats choisis dépendent des matières consommées.

Pour certaines matières comme l'acier, les constructeurs ont lié des contrats de long terme avec les sidérurgistes qui fixent les prix de l'acier pour plusieurs mois afin de supprimer le risque de prix sur la période. En 2010, suivant le mouvement opéré sur le marché du minerai de fer[25], les aciéristes ont voulu passer en contrat trimestriel avec les constructeurs automobiles. Mais les constructeurs ont négocié des contrats biannuels (échéance de six mois contre un an auparavant) afin de limiter la volatilité des prix de l'acier. C'est le système de prix producteurs. Ces contrats à long terme

[25] Les miniers ont modifié l'échéance des contrats passés avec les aciéristes en 2010. Les contrats annuels sont devenus des contrats trimestriels à la suite d'un contrat signé entre Vale et les sidérurgistes japonais Nippon Steel et Sumitiomo mettant terme à un système vieux de 40 ans. Le changement dans le mode de fixation des prix s'explique par les fortes variations de l'offre et de la demande de minerai de fer et d'acier, et de ses cours. Les fortes baisses de prix constatées en 2009 ont coûté cher aux groupes miniers. Selon les calculs de Goldman Sachs, ils auraient perdu près de 20 milliards de dollars de chiffre d'affaires en 2009, alors qu'ils vendaient leurs minerais au plus bas, et que les cours au comptant ne cessaient de grimper.

couvrent les besoins d'acier des constructeurs de 80 à 100% pour l'année à venir. Ils garantissent un prix « stable » de l'acier aux deux parties.

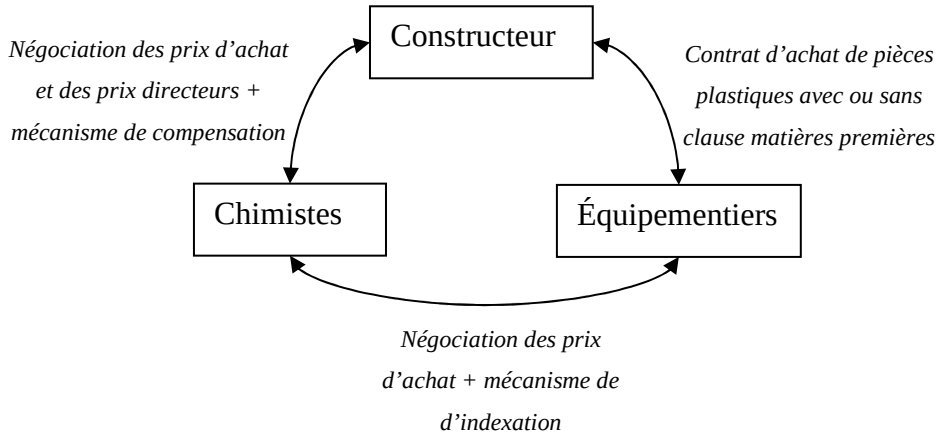
D'autres matières comme les plastiques sont achetées avec des contrats de plus court terme (3 à 6 mois) qui contiennent des clauses de révisons automatiques des prix. Les matières plastiques sont un exemple particulier de risque de volatilité des prix indirect : les constructeurs automobiles sont exposés aux variations du prix des matières plastiques par l'impact de ces variations sur les coûts de leurs fournisseurs équipementiers.

### iii. Le schéma d'approvisionnement des matières plastiques

La problématique de la gestion du risque de prix des matières plastiques est plus particulière. En effet, les constructeurs automobiles achètent une partie des matières plastiques indirectement à travers les achats de pièces en plastique à des équipementiers. L'autre partie est achetée directement par les constructeurs auprès des fournisseurs de matières plastiques. Pour faire face à la volatilité des prix des matières plastiques les entreprises automobiles ont mis en place des mécanismes qui font intervenir trois acteurs principaux (Figure 1) :

- Le service achat du constructeur
- Les producteurs de matières : les chimistes
- Les équipementiers : les transformateurs de plastiques

**Figure 1: Relation équipementier – constructeur- chimiste**



- La relation constructeur-chimiste :

En cas d'achat indirect de la matière plastique, la négociation entre le constructeur et les chimistes a pour objectif de définir annuellement des « prix directeurs » c'est-à-dire des prix plafonds que les chimistes peuvent appliquer aux équipementiers pour chaque grade de matières utilisé. Ces prix sont un engagement de la part des producteurs de matières mais restent non contractuels. Ils sont secrets et ne sont pas diffusés aux équipementiers.

Les prix directeurs sont complétés par des mécanismes d'ajustement automatiques basés sur des indices de prix des produits intermédiaires « référence » (par exemple le propylène pour les plastiques polypropylènes). Ces prix références sont publiés par des organismes spécialisés dans le « price reporting » comme ICIS et Platt's. Les mécanismes sont discutés avec les plus gros chimistes puis utilisés ensuite avec tous les autres fournisseurs matières. Ils définissent une bande de stabilité dans laquelle aucun ajustement prix matière n'est autorisé. Si le prix du produit référence sort de la bande de fluctuation, une compensation est appliquée sur le prix directeur de chaque référence commerciale.

Dans le cas de l'achat direct de matières plastiques par les constructeurs automobiles, les contrats avec les chimistes intègrent en général des clauses d'indexation automatique des prix basées sur les mêmes mécanismes que ceux utilisés pour les prix directeurs. Les prix des matières plastiques sont ainsi révisés tous les trois mois.

Ce type de mécanisme d'indexation des prix est utilisé essentiellement en Europe. Pour les autres régions du monde le manque d'indice de prix des produits intermédiaires « référence » rend la création de tel mécanisme très difficile. En Asie par exemple, chaque producteur a sa propre formule. Les prix des contrats des matières plastiques sont souvent basés sur une formule qui utilise les prix au comptant ou les prix d'autres produits intermédiaires comme le naphta, le pétrole brut plus un alpha.

- La relation constructeur-équipementier :

Les relations d'achat entre constructeur et équipementier concernent essentiellement des pièces automobiles. Les contrats d'achat sont faits en général au cas par cas pour chaque projet de véhicule. Deux types de contrat existent :

- Les contrats d'achat pièces qui ne contiennent pas des clauses d'ajustement automatiques des prix matières plastiques. Dans ces contrats les variations des prix matières sont négociées librement entre l'équipementier et les acheteurs pièces. Les performances de la négociation entre les parties doivent permettre de gérer ou non le risque matières encourue.
- Les contrats d'achat pièces avec clause d'indexation de prix matière. Dans le cas des pièces en matières plastiques les prix de transaction sont fixés par référence à un indice de prix de produit référence publié par un organisme spécialisé (Platt's, ICIS). Dans la pratique la clause d'indexation est souvent la même que celle des prix directeurs.

- La relation équipementier – chimiste :

La relation d'achat entre l'équipementier et le chimiste est extérieure au constructeur. Les équipementiers négocient librement les prix matières avec les chimistes en fonction de leur volume de consommation. Ils fabriquent des pièces pour plusieurs constructeurs et peuvent donc bénéficier d'effets volumes plus importants. De manière générale les équipementiers automobiles lient des relations de moyen et long termes avec les chimistes et se fournissent peu sur les marchés au comptant. Dans la plupart des cas, ils signent des contrats à 6 mois d'approvisionnement en matières plastiques. Ces contrats contiennent une clause de révision des prix matières à la moitié du contrat ($3^{ième}$ mois). La révision du prix du contrat peut être conditionnée à un mécanisme d'indexation automatique à un indice semestriel de prix matières premières publié par des organismes spécialisés. Ces mécanismes ressemblent aux mécanismes mentionnés précédemment pour les prix directeurs. Certains équipementiers et certains constructeurs qui achètent directement des matières plastiques aux chimistes, peuvent signer des contrats de plus long terme ; contrat d'un an à prix fixe et contrat jusqu'à 3 ans, contenant des clauses semestrielles de révision automatique des prix.

Finalement, dans cette chaîne de valeur il semble que le risque de prix matières plastiques soit transféré depuis le producteur chimiste vers le consommateur de matières plastiques (l'équipementier ou le constructeur). Les chimistes ne supportent qu'une faible partie du risque prix et essayent de transférer au maximum leur risque vers l'aval.

## 1.4. Conclusion

Dans ce chapitre nous avons mis en évidence la dépendance du secteur industriel et plus particulièrement de l'industrie automobile aux matières premières. L'essor de l'utilisation de matières pétrochimiques et plastiques aux cours des dernières années a spécifiquement renforcé les risques de volatilité des prix qui pèsent sur le secteur automobile. En cas de forte volatilité des prix des matières plastiques les constructeurs automobiles ne peuvent pas adapter leurs consommations sans risquer d'impacter leur production. Pour des raisons techniques et réglementaires les possibilités de substitution des facteurs de production sont très limitées à court et moyen termes. Par conséquent, l'élasticité prix de la demande des matières plastiques est faible dans le secteur automobile. Cette dépendance est renforcée par l'environnement économique instable et fortement concurrentiel et par le schéma industriel de l'industrie automobile qui a favorisé plus d'externalisation et d'internationalisation.

Important consommateur de matières premières, le secteur automobile est soumis au risque de hausse des cours et de volatilité des prix de l'ensemble des matières industrielles rentrant dans le processus de production. S'ils ne peuvent pas transférer le risque sur leurs fournisseurs ou leurs clients, les constructeurs automobiles subissent alors la totalité du risque prix matières premières. Au niveau microéconomique, les variations de prix des matières premières qui sont des facteurs essentiels dans le processus de production affectent les performances financières ou le free cash flow des entreprises influençant à leur tour les montants des dividendes, les réserves et les prix des actions (Huang & al, 1996). Au niveau macroéconomique c'est essentiellement à travers le canal des coûts de production que les variations des prix des matières premières impactent l'offre des entreprises (Bruno et Sachs, 1985). Nous pouvons également considérer que les chocs sur les prix des matières premières ont un impact sur les demandes de biens et services des agents (Kilian, 2008).

Face à l'impact du risque de prix matières premières les entreprises doivent donc atténuer les conséquences négatives de ces variations sur leurs marges voire sur les perspectives de continuité d'exploitation. La gestion de ce risque et les outils employés pour le faire dépendront du type de matière et du type de marché sur lequel elles interviennent. Toutes les matières premières ne disposant pas d'outils financiers

pour gérer le risque prix, les entreprises doivent élaborer d'autres stratégies de gestion du risque. C'est le cas des matières plastiques que les constructeurs automobiles achètent la plupart du temps indirectement via les achats de pièces en plastique à des équipementiers. L'élaboration d'une bonne stratégie de gestion interne du risque prix doit intégrer des outils de planification de scénarios et des prévisions élaborées à partir de modèles statistiques de prévision. (Harland & al, 2003). Dès lors, les outils économétriques peuvent fournir une aide précieuse pour analyser, comprendre et modéliser la dynamique des prix des matières premières utilisées dans l'industrie automobile.

# *Chapitre 2. Les mécanismes fondamentaux de formation des prix des matières pétrochimiques et plastiques*

## 2.1. Introduction

Dans l'industrie automobile, l'existence d'un risque sur les prix des matières premières plastiques justifie la nécessité de développer des outils d'analyse de ces prix. Dans cet objectif, nous devons étudier avec plus de précisons les marchés sur lesquels se forment les prix des plastiques : les marchés pétrochimiques. L'objet de ce nouveau chapitre est donc de présenter les principaux mécanismes de formation des prix des matières plastiques utilisées dans le secteur automobile et d'identifier les facteurs fondamentaux qui influencent les conditions de marché des produits pétrochimiques.

Dans une première section nous présenterons les grandes caractéristiques de l'industrie pétrochimique mondiale. L'industrie pétrochimique a une structure de marché particulière qui évolue sous l'influence de facteurs économiques, techniques, historiques et même politiques. Elle est caractérisée par une concentration de l'activité au niveau géographique et au niveau des firmes (intégration verticale). Le rôle des pouvoirs publics est très important à travers les politiques de développement économique et les politiques énergétiques (Chapman, 1991). Nous analyserons également le système de « price reporting » sur les marchés pétrochimiques. Comme les produits pétroliers, les produits pétrochimiques sont des commodités que connaissent des fortes variations des prix. Mais à la différence des autres commodités, ils ne disposent pas pour l'instant de marchés organisés qui servent de prix de références lors d'échanges ou qui permettent de se couvrir contre le risque de variations des prix.

Dans une seconde section nous analyserons plus en détail les fondements techniques et économiques qui influencent la formation des prix. L'industrie pétrochimique et plastique est une industrie très capitalistique où les technologies et les techniques de production jouent un rôle très important dans l'économie de la filière. Les fondements économiques regroupent les éléments macroéconomiques qui caractérisent l'industrie : la production, la consommation et le commerce international. À travers l'analyse des ces trois agrégats nous mettrons en évidence le phénomène

d'internationalisation des marchés pétrochimiques qui se traduit par un déplacement du centre gravité de l'industrie vers les pays en développement et par une « commoditisation » des marchés des matières pétrochimiques (Choksy, 1991).

Les fortes interdépendances physiques et économiques qui lient les produits pétrochimiques et plastiques justifient la réalisation d'une analyse globale le long de la chaîne de valeur. Pour comprendre la dynamique des prix des plastiques, nous devrons analyser chaque maillon de la chaîne. Nous rappelons que notre analyse porte plus spécifiquement sur les prix de quatre matières plastiques qui représentent l'essentiel des consommations du secteur automobile. Le polypropylène (PP), le polyéthylène (PE ou PEHD), l'ABS et le polyamide 6 (PA6). Nous devons ajouter les monomères à partir desquels ces plastiques sont fabriqués : le propylène (C3), l'éthylène(C2), l'acrylonitrile, le butadiène (C4), le styrène, et le caprolactame (issu du cyclohexane).

## 2.2. Les spécificités de l'industrie pétrochimique mondiale

Dans cette section nous allons mettre en évidence les caractéristiques qui font la spécificité de l'industrie pétrochimique :

- L'industrie pétrochimique est caractérisée par une concentration de l'activité au sein de zones géographiques déterminées et au sein de grands groupes pétrochimiques privés et publics (Chapman, 1991).
- Les produits pétrochimiques sont des commodités qui connaissent de fortes variations des prix. Depuis plusieurs années les prix de certaines matières ne semblent plus être maitrisés par les producteurs.

Ces deux caractéristiques peuvent paraître à première vue contradictoires mais il n'en est rien. Les positions dominantes des grands groupes privés et surtout publics sur les différentes régions géographiques leur permettent de transférer les fortes variations de prix des matières premières sur les consommateurs. Ce sont donc les consommateurs de produits situés en bas de la chaîne de valeur qui subissent l'essentiel du risque de variations des prix. Comme nous avons pu le présenter dans le chapitre 1, le secteur automobile est consommateurs de matières plastiques, il est donc négativement impacté par la volatilité des prix.

### 2.2.1. La structure de marché de l'industrie pétrochimique mondiale

Nous pouvons mettre en évidence deux caractéristiques principales sur la structure de marché de l'industrie pétrochimique. Le premier est le phénomène de concentration de l'activité au niveau géographique et au niveau de firmes (intégration verticale). La deuxième est le rôle très important joué par les États au travers des politiques de développement économique et des politiques énergétiques.

#### 2.2.1.1. Agglomération et intégration verticale dans la pétrochimie

L'industrie pétrochimique mondiale est caractérisée par une agglomération des activités au niveau géographique au sein de gros complexes pétrochimiques et au niveau des firmes avec la prédominance de groupes chimiques mondiaux verticalement intégrés.

### i. Les facteurs d'agglomération géographique

Comme a pu le constater Chapman (1991), l'industrie pétrochimique est caractérisée par une faible dispersion de son activité sur un territoire géographique donné. Dans les différentes régions du monde nous constatons une certaine concentration géographique des activités pétrochimiques dans des gros complexes de production. Pour illustrer cette concentration nous pouvons citer le cas du marché européen où plus de 50% des capacités des craqueurs catalytiques[26] européens sont localisées au Benelux et en Allemagne[27].

Chapman (1991) identifie quatre facteurs qui sont à l'origine de l'agglomération géographique de l'industrie pétrochimique :

- Les économies d'échelle

Les industriels sont à la recherche d'économies d'échelle c'est-à-dire d'une réduction des coûts unitaires de production avec l'augmentation des volumes de production. Chapman (1991) a mis en évidence l'augmentation de la taille des usines pétrochimiques de production d'éthylène en Europe entre 1950 et 1995 afin de bénéficier d'économies d'échelle. Spitz (1988) montrent que la taille moyenne des nouvelles usines de production d'éthylène aux Etats- Unis a été triplée depuis 1955.

Braber (1966) calcule les économies d'échelle hypothétiques qui peuvent être réalisées dans la production d'éthylène entre 1955 et 1975 grâce à l'augmentation de la taille des usines et la réduction du prix du naphta.

Hansen (1975) calcule les économies d'échelle réalisées par le groupe allemand Rheinishe Olefinwerke Wesseling (ROW) entre 1955 et 1972. Les coûts unitaires par tonne d'éthylène produite diminuent jusqu'à une certaine capacité à partir de laquelle l'augmentation des coûts de construction des usines fait augmenter de nouveau les coûts unitaires de production. Il existe donc des limites dans la possibilité de réaliser des économies d'échelle qui sont liées aux coûts de construction et aux coûts de production dans les très gros complexes pétrochimiques.

[26] Unité de raffinerie qui permet de transformer par l'action d'un catalyseur les fractions lourdes du pétrole brut en fractions plus légères nécessaires à la fabrication des essences et gazole (Union Française des Industries Pétrolières).
[27] Voir la partie 2.3.2.1 pour plus de détail.

- L'accès aux matières premières

L'industrie qui est très dépendante aux hydrocarbures (pétrole et gaz naturel) s'implante à proximité des zones de production de matières premières. C'est notamment le cas dans les pays du Moyen-Orient, dans la région de la côte du Golfe et aux États-Unis. En Europe et en Asie les usines pétrochimiques s'implantent souvent à proximité des raffineries créant ainsi de grandes zones d'activités comme par exemple dans la région d'Anvers-Rotterdam.

- La valorisation des coproduits

La production de nombreux coproduits dans les procédés pétrochimiques nécessite souvent de créer au même endroit des unités de valorisation pour ces coproduits. Comme le montre le tableau 13 ci-dessous, quelle que soit la charge utilisée la production d'une usine pétrochimique est constituée de nombreuses matières chimiques de base qu'il faut valoriser.

**Tableau 13: Production d'un vapocraqueur en fonction de la charge**

| | Types de Charges | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Composition finale en (%) | éthane | propane | butane | Naphta | gazole | gazole lourd |
| dihydrogène | 8,8 | 2,3 | 1,6 | 1,5 | 0,9 | 0,8 |
| méthane | 6,3 | 27,5 | 22,0 | 17,2 | 11,2 | 8,8 |
| éthylène | 77,8 | 42,0 | 40,0 | 33,6 | 26,0 | 20,5 |
| propylène | 2,8 | 16,8 | 17,3 | 15,6 | 16,1 | 14,0 |
| butadiène | 1,9 | 3,0 | 3,5 | 4,5 | 4,5 | 5,3 |
| autres C4 | 0,7 | 1,3 | 6,8 | 4,2 | 4,8 | 6,3 |
| benzène | 0,9 | 2,5 | 3,0 | 6,7 | 6,0 | 3,7 |
| toluène | 0,1 | 0,5 | 0,8 | 3,4 | 2,9 | 2,9 |
| C8 aromatiques | - | - | 0,4 | 1,8 | 2,2 | 1,9 |
| C8 non aromatiques | 0,7 | 3,6 | 2,9 | 6,8 | 7,3 | 10,8 |
| fioul | - | 0,5 | 1,7 | 4,7 | 18,1 | 25,0 |

Source : Société chimique de France

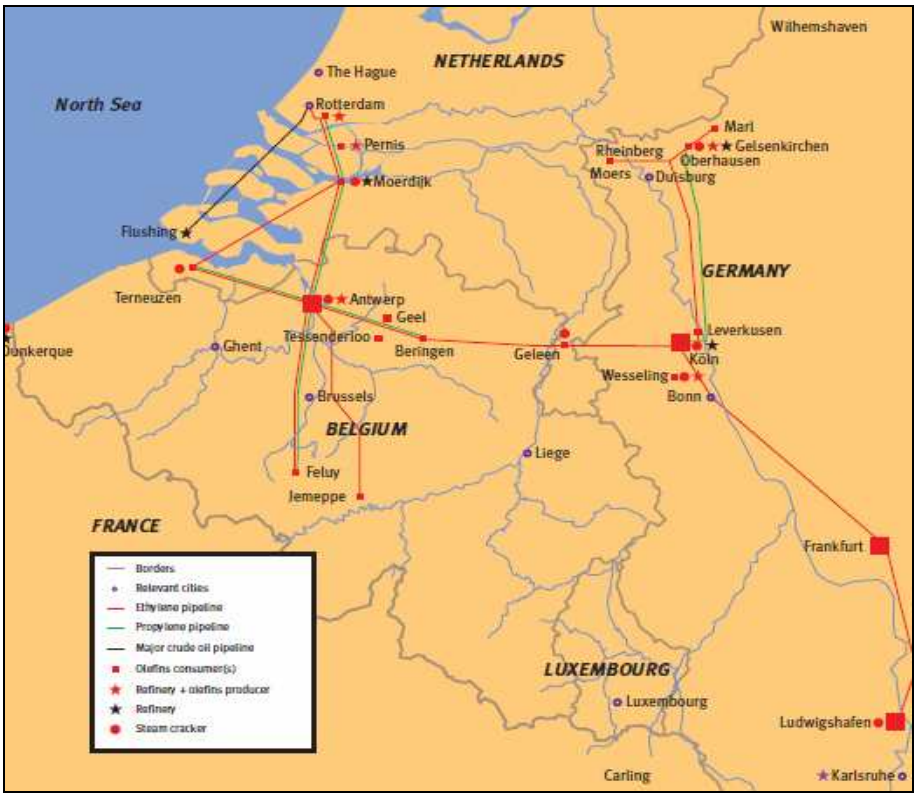
La construction de plusieurs unités de production favorise donc la création de complexes pétrochimiques tels que celui du groupe BASF à Luddswigafen[28]. 39 000 personnes travaillent sur le site de 10km² où 200 usines produisent plus de 7000 produits chimiques.

[28] Source Groupe BASF :
http://www.basf.com/group/corporate/site-ludwigshafen/en/about-basf/worldwide/europe/Ludwigshafen/index

- Les coûts de transport

Les coûts logistiques élevés des produits pétrochimiques favorisent la concentration des activités de production au sein des zones d'activité alimentées par des pipelines. En effet, de nombreux produits « amont » (upstream) sont des matières liquides ou gazeuses qui nécessitent des conditions de transports sûres et respectueuses de l'environnement. Comme le montre la figure 2 les principaux sites pétrochimiques nord européens sont reliés par de pipelines qui permettent de transporter le propylène et l'éthylène.

**Figure 2: Réseau nord Européen de pipelines**

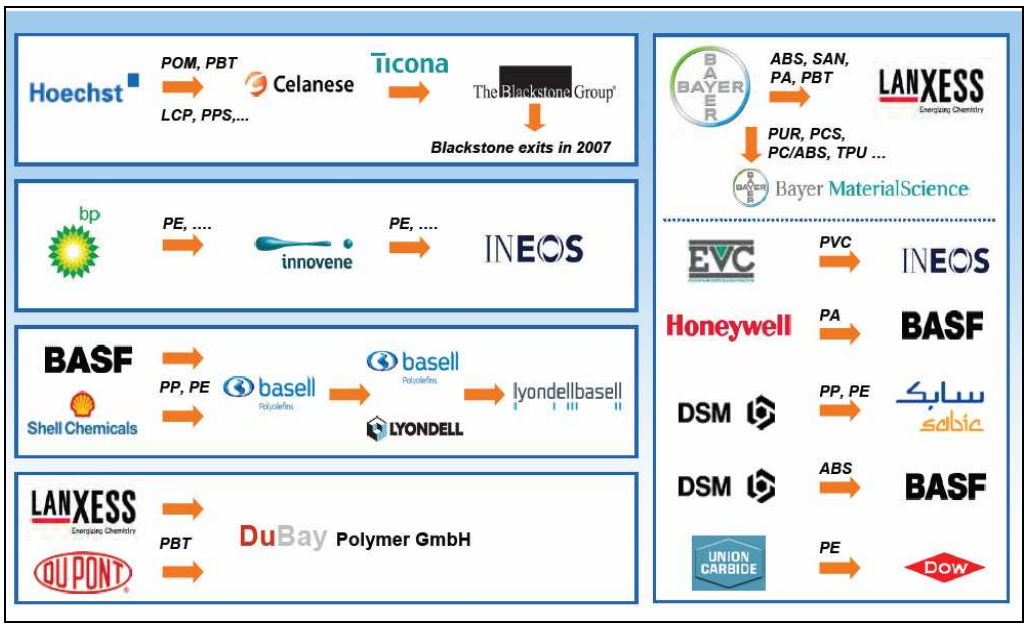



Source : APPE, 2004

### ii. Les facteurs d'intégration verticale

L'industrie pétrochimique et plastique a connu dans son histoire de nombreuses restructurations et des séries de fusion-acquisition qui ont transformé au fil du temps la structure de l'industrie. La figure 3 ci-dessous illustre les évolutions de la structure de l'industrie plastique. Elle est notamment caractérisée par une concentration de l'activité au sein de gros groupes industriels verticalement intégrés comme BASF, LyondellBasell ou encore ExxonMobil qui se sont constitués au grè des créations, de rachats, et de cessions d'activités.

**Figure 3: Restructurations et fusions dans l'industrie plastiques**




Source : Plasticseurope, PMERG

Nous pouvons distinguer plusieurs niveaux d'intégration au sein de l'industrie plastique. Certain groupe comme ExxonMobil contrôle l'ensemble de la chaîne de valeur en partant de l'extraction du pétrole brut et en allant jusqu'à la production de plastiques automobiles. D'autres groupes comme DSM ont préféré n'intégrer que certaines activités très stratégiques comme par exemple la production des principales matières chimiques intermédiaires.

Pour une firme l'intégration verticale consiste à fabriquer en interne des facteurs de production qui étaient auparavant achetés à l'extérieur de l'entreprise (intégration en amont) ou à transformer en interne des produits qui étaient auparavant vendus à l'extérieur de l'entreprise (intégration aval). Il existe plusieurs définitions de l'intégration verticale mais nous retenons celle proposée par Perry (1989) :

> *« A firm can be described as vertically integrated if it encompasses two single-output production processes in which either (1) the entire output of the "upstream" process is employed as part or all of the quantity of one intermediate input into the "downstream" process, or (2) the entire quantity of one intermediate input into the "downstream" process is obtained from part or all of the output of the "upstream" process ».*

Perry (1989) définit trois facteurs principaux qui incitent les entreprises à faire de l'intégration verticale :

- Dans certaines industries l'intégration verticale permet de faire des économies techniques en optimisant les processus de production.
- L'intégration verticale permet de faire des économies transactionnelles telles que les définit Williamson (1979) dans la théorie des coûts de transaction.
- Enfin l'intégration verticale permet de pallier les imperfections de marchés (concurrence imparfaite, externalités, asymétrie d'informations entre les agents).

Dans la théorie des coûts de transaction, Williamson (1971, 1975, 1979) explique que contrairement à un contrat bilatéral, l'intégration verticale est un moyen pour une firme d'économiser sur les coûts de transactions en accroissant le niveau de spécificité des actifs. Un actif est dit spécifique, lorsqu'un agent économique investit volontairement pour une transaction donnée et que cet investissement ne peut être redéployé pour une autre transaction sans un coût élevé (Ghertman, 2003). L'une des entreprises se trouve ainsi à la merci de l'opportunisme de l'autre.

La notion « d'actif spécifique » nécessite également la présence d'incertitude pour que le degré de spécificité des actifs influence le mode d'organisation des firmes. Klein et Murphy (1997) et Baker (1997) expliquent que sans incertitudes les agents pourraient élaborer un contrat « parfait » rendant inutile l'intégration verticale. Inversement en cas d'augmentation de l'incertitude les firmes peuvent avoir intérêt à intégrer une activité amont ou aval.

De nombreuses études ont voulu vérifier la théorie de coûts de transaction. Goldberg et Erickson (1987) et Crocker et Masten (1988, 1991) montrent qu'à la suite du choc pétrolier de 1973, il y a eu de nombreuses renégociations des contrats de long terme dans l'industrie gazière et l'industrie de la coke de pétrole. Sans parler de mouvement d'intégration des activités ces études démontrent qu'en périodes d'incertitude les relations contractuelles se compliquent et engendrent parfois des coûts de renégociation importants. Nous pouvons faire le parallèle avec la modification des échéances des prix des contrats de l'éthylène et du propylène sur les marchés pétrochimiques européens en janvier 2009[29]. Sous la pression des principaux producteurs, les prix contrat sont passés d'une échéance trimestrielle à une échéance

[29] Source ICIS: http://www.icis.com/Articles/2008/07/08/9138353/INEOS-calls-for-shift-to-monthly-C2-C3-pricing. html
http://www.icis.com/Articles/2009/01/21/9186730/europe-c2c3-derivatives-move-toward-monthly-pricing.html

mensuelle ce qui a permis aux fournisseurs de matières chimiques de transférer plus rapidement les variations de prix sur les acheteurs de matières premières.

Lieberman (1991) montre que sur le marché américain de produits chimiques les coûts de transaction et la variabilité de la demande de biens de production (inputs) peut inciter les industriels à intégrer au sein d'une même firme les activités « upstream » et « downstream ». Entre 1970 et 1980 les compagnies pétrochimiques américaines semblent avoir intégré les activités amont afin d'éviter de subir la volatilité sur les marchés des biens de production qui était indépendante des fluctuations de leurs marchés en aval (downstream).

Mitchell et Mulhherin (1996) confirment que les chocs fondamentaux sur les marchés comme le choc pétrolier de 1973 engendrent des restructurations et favorisent les opérations de fusions et acquisitions surtout dans les industries les plus exposées aux chocs.

Fan (2000) confirme ces résultats pour l'industrie pétrochimique américaine. La volatilité des prix des biens de production (inputs) après 1970 et la forte spécificité des actifs dans l'industrie pétrochimique ont favorisé le mouvement d'intégration verticale aux États-Unis. Selon lui c'est avant tout la théorie de Williamson qui explique le phénomène d'intégration sur les marchés pétrochimiques américains et non pas la volonté de contrôle des prix ou de renforcement du pouvoir de marché de la part de firmes.

Wang et Li (2011) montrent plus récemment que les fluctuations des prix du pétrole brut sur la période 2004-2009 ont eu un impact significatif et positif sur la concentration de l'industrie pétrochimique chinoise. L'augmentation des prix du pétrole brut entraine une augmentation des fusions et acquisitions. Le rapport de causalité identifié n'est pas expliqué par les auteurs mais nous pourrions le justifier avec les facteurs identifiés par Perry (1989).

Garfinkel et Hankins (2011) confirment que les opérations de fusions et acquisitions guidées par une logique d'intégration verticale des activités sont un outil de gestion du risque efficace pour les firmes. Ils démontrent que l'augmentation des incertitudes sur le flux de trésorerie disponible (free cash-flow) des firmes les encourage à faire de l'intégration verticale favorisant ainsi les vagues de fusions et acquisitions.

#### 2.2.1.2. L'influence des États sur le secteur pétrochimique mondial

L'influence des États et des gouvernements sur le secteur peut être appréhendée à deux niveaux. Premièrement au niveau des politiques économiques et industrielles qui favorisent et soutiennent de manière directe ou indirecte le secteur dans un pays donné. Deuxièmement au niveau de l'impact qu'ont les politiques et les choix énergétiques sur l'activité du secteur du fait de la forte dépendance de l'industrie aux matières premières énergétiques.

##### i. L'impact des politiques économiques publiques de développement

Le secteur public a contribué à l'essor de l'industrie pétrochimique et plastique dans de nombreux pays du monde par des actions indirectes via la mise en place de politiques économiques de soutien de l'activité (subventions, barrières douanières, quotas) et par des actions directes via des investissements publics et la création d'entreprises publiques (Chapman, 1991). Cet interventionnisme étatique contraste avec la situation en Europe et aux États-Unis où le secteur s'est développé essentiellement grâce aux entreprises privées.

Plusieurs raisons peuvent expliquer l'intérêt des États pour le développement d'une industrie pétrochimique sur leurs territoires :

- L'accès à de nouvelles technologies permet la dissémination de savoir-faire et de compétences dans le reste de l'industrie. Il permet de créer un secteur à forte valeur ajoutée et de faire émerger une main d'œuvre très qualifiée.
- L'industrie pétrochimique permet de valoriser des ressources naturelles existantes et d'utiliser les surplus monétaires disponibles dans certains pays exportateurs de pétrole.
- Il permet de répondre aux besoins en matières premières intermédiaires dans les pays qui sont en phase d'industrialisation de leurs économies.

Nous pouvons donc définir deux logiques dans le développement d'une industrie pétrochimique. Dans le premier cas le développement de l'industrie pétrochimique est orienté sur les marchés locaux comme cela a pu être le cas dans les pays disposant d'un marché intérieur suffisamment grand (États-Unis, Brésil, Chine, Inde...). Dans le

deuxième cas l'industrie est orientée à l'exportation comme ce fut le cas dans les plus petits pays disposant des ressources naturelles en abondance (pays de l'OPEP).

Adochi et Yonago (1966) présentent le développement du secteur pétrochimique japonais à partir de 1955 dans lequel le « MITI » (Ministy of International Trade and Industry) a joué un rôle déterminant. Le gouvernement avait mis en place une série de mesures visant à favoriser les investissements privés et à protéger le secteur de la concurrence des importations. L'exemple a été suivi par d'autres pays asiatiques comme le Corée du Sud et Taiwan.

Chu (1994) étudie le rôle crucial du gouvernement taïwanais dans la création du secteur pétrochimique. L'État a utilisé une politique de substitution des importations en complément d'une politique de développement des exportations. Il a d'abord favorisé l'essor d'un secteur en aval (downstream) orienté à l'exportation qui consomme des matières pétrochimiques puis a construit un secteur en amont (upstream) avec des investissements publics pour substituer les importations des ces matières premières intermédiaires.

Le développement de l'industrie pétrochimique au Brésil confirme la forte influence des gouvernements. En 2002 la fusion de six compagnies pétrochimiques nationales a abouti à la création du groupe Braskem qui est devenu en 2010 après la fusion avec la compagnie Quattor le premier producteur des résines plastiques en Amérique Latine[30].

Au Moyen-Orient à partir de la fin des années 70 les gouvernements ont activement contribué à la création du secteur pétrochimique. En 1976, l'Arabie Saoudite crée « la commission Royale pour Jumbail et Yanbu » qui construit des infrastructures et la compagnie d'État SABIC qui construit des usines pétrochimiques. SABIC fait partie aujourd'hui des cinq premières compagnies pétrochimiques mondiales[31].

Auty (1988) explique que dans les pays exportateurs de pétrole (Moyen-Orient et Afrique du Nord) les entreprises d'État ont joué un rôle très important dans le cadre de joint-ventures réalisées avec des firmes multinationales pour développer une stratégie d'industrialisation basée sur la valorisation des ressources naturelles (« Ressources based industry »). Chapman (1991) confirme l'influence très forte des

[30] Source: Platts: « Horizon: Americas Petrochemicals Outlook », Platts, Spring 2011.
[31] Source groupe SABIC : http://www.sabic.com/corporate/en/ourcompany/default.aspx

États sur le développement dans les pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord d'une industrie pétrochimique orientée à l'exportation.

Askari et Jaber (1999) mettent cependant en garde contre la viabilité à long terme des politiques de développement et d'industrialisation basées uniquement sur l'exploitation de ressources non renouvelables. Dans le cadre des ces stratégies l'avantage compétitif des pays n'est pas viable à long terme quand les ressources sont non renouvelables. L'avantage compétitif est très dépendant de facteurs externes comme le cours des matières premières, les coûts relatifs de transport des produits, les coûts du capital et du travail et la croissance économique extérieure (Askari, 1990). Les pays exportateurs de pétrole et de gaz naturel du Moyen-Orient doivent donc mettre en œuvre des politiques qui favorisent la diversification de leurs économies et l'essor de secteurs d'activités moins dépendants des ressources naturelles.

### ii. L'impact des politiques énergétiques

Il existe une forte dépendance des matières pétrochimiques aux énergies primaires. Le pétrole brut et le gaz naturel interviennent en tant que biens de production intermédiaires (inputs) dans la fabrication et comme source d'énergie tout au long du processus de production[32]. C'est donc une véritable chaîne de dépendance énergétique qui lie les thermoplastiques aux sources d'énergies primaires. Par conséquent les choix en matière de politique énergétique ont des effets directs et indirects sur l'activité du secteur pétrochimique. Les interventions de nombreux gouvernements sur les marchés de l'énergie en réponse aux chocs énergétiques ont influencé le plus souvent involontairement les marchés pétrochimiques mondiaux.

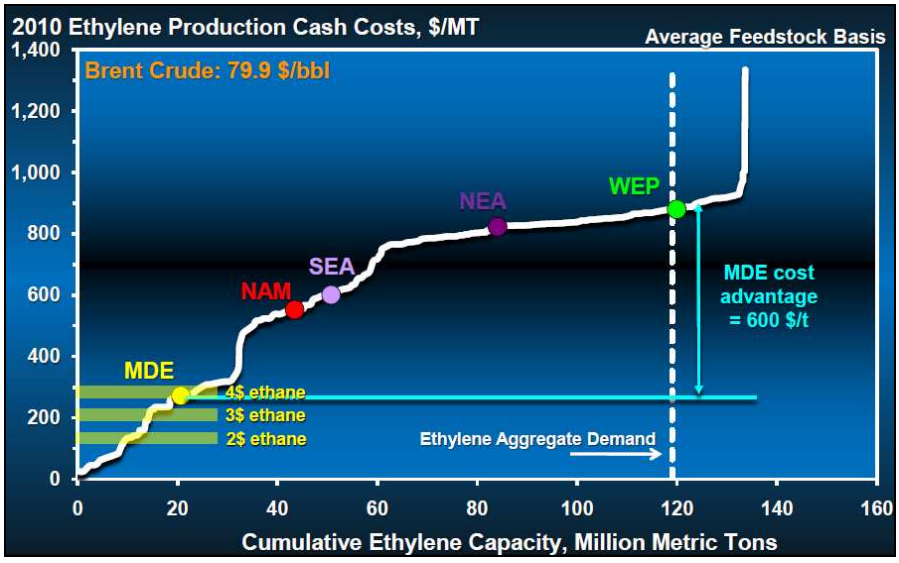
Champan (1991) s'intéresse par exemple aux politiques énergétiques en Amérique du Nord entre 1970 et 1980. La politique de régulation des prix locaux du pétrole et du gaz naturel mise en place aux États-Unis après le choc pétrolier de 1973 a donné un avantage comparatif au secteur pétrochimique américain. La politique énergétique américaine a été critiquée par les pays européens et le Japon comme une distorsion de la concurrence. Campbell (1983) a confirmé que l'avantage naturel des États-Unis en matière de prix des inputs avait été renforcé par les politiques énergétiques mises en place par le gouvernement. Inversement Chapman (1991) montre que dans la région

[32] Environ 81 Mégajoules sont nécessaires pour produire 1 Kg de Polypropylène vierge, 69% de cette énergie étant issue du pétrole et 27% du gaz naturel. Source : http://lca.plasticseurope.org/index.htm.

d'Alberta au Canada, l'intervention du gouvernement entre 1975 et 1985 à travers le contrôle des prix interne du pétrole et du gaz naturel a posé des problèmes aux intervenants de l'industrie pétrochimique. La politique de prix décidée par les autorités était alors mal adaptée à la situation sur les marchés mondiaux des matières premières ce qui a abouti à son abandon en 1985.

Plus récemment, les découvertes des gisements de gaz non conventionnels aux États-Unis ont bouleversé les marchés mondiaux du gaz. Cette situation a permis à l'industrie pétrochimique américaine de retrouver un avantage comparatif en matière de coût des inputs par rapport à l'Europe et au Japon qui restent très dépendants des prix du pétrole (Graphique 8).

**Graphique 8: Comparaison des coûts de production de l'éthylène**




MDE = Moyen- Orient, NAM = Amérique du Nord, SEA = Asie du Sud Est, NEA= Asie du Nord Est, WEP= Europe de l'ouest.
Source : CMAI 2011, APIC Marketing Seminar, Tony Potter

De plus, nous pouvons considérer que les choix politiques effectués en matière de mix énergétique en Europe auront une influence sur les marchés pétrochimiques. Par exemple, le refus d'exploitation des gaz de schiste en France et la sortie du nucléaire en Allemagne et dans d'autres pays européens pourrait impacter la compétitivité du secteur pétrochimique européen.

Les politiques contraignantes de protection de l'environnement et de réduction des émissions de CO2 s'inscrivent dans cette logique. C'est en majorité dans les pays industrialisés que les gouvernements ont décidé de renforcer les règlementations qui s'imposent à l'industrie pétrochimique.

En 2007 l'Union Européenne a par exemple mis en vigueur la réglementation REACH[33]. Le programme fait porter à l'industrie la responsabilité d'évaluer et de gérer les risques posés par les produits chimiques et de fournir des informations de sécurité adéquates à leurs utilisations. Le rapport « EU 2004 REACH » synthétise les très nombreuses études effectuées sur l'impact de la nouvelle réglementation. Les auteurs comparent les coûts et les bénéfices. En synthèse, il parait difficile d'évaluer certainement l'impact global de la nouvelle réglementation. Mais le coût direct d'implémentation calculé pour les 25 pays de l'Union Européenne est évalué à 4 milliards d'euros. Il faut cependant le comparer aux effets positifs sur la santé des travailleurs et des citoyens qui sont eux très difficiles à quantifier.

Angerer et al. (2008) montrent qu'à l'échelle globale la réglementation REACH ne devrait pas pénaliser significativement la compétitivité de l'industrie chimique européenne même si au niveau individuel les petites et moyennes entreprises du secteur pourraient rencontrer de plus sérieuses difficultés.

Dans la continuité des engagements du Protocole de Kyoto, l'Union Européenne a créé en 2005 « le Système Communautaire d'Echanges de Quotas d'Emissions » (SCEQE ou « EU Emission Trading Scheme » ETS en anglais). La troisième phase du SCEQE prévoit son implémentation dans le secteur pétrochimique en 2013. Un certain nombre d'entreprises du secteur sont déjà soumises au SCEQE dans le cadre de leurs activités de combustion. Cependant ce nouveau système contraignant devrait impacter la compétitivité du secteur pétrochimique européen qui fait déjà face à la concurrence croissante de la part d'autres régions du monde.

Lund (2007) évalue le coût du système ETS sur les industries les plus consommatrices d'énergie. L'instauration de permis d'émission de CO2 a des répercussions sur l'industrie via le coût direct et via le coût indirect de la hausse du prix de l'électricité. Les effets économiques de l'ETS sont différents d'une industrie à l'autre. Ils sont 3 à 4 fois supérieurs dans le secteur de l'acier et du ciment que dans les autres industries.

Lee, Lin et Lewis (2007) étudient les effets de l'instauration d'une taxe carbone et d'un système de permis d'émission de CO2. D'après leurs résultats, l'industrie pétrochimique risque une perte de richesse dont la valeur dépend du type de politique

[33] Règlement sur l'Enregistrement, l'Evaluation, l'Autorisation et le Restriction des substances chimiques.

choisie : une réduction du PIB de 5,7% sur la période 2011-2020 en cas de l'instauration unique d'une taxe carbone contre une perte de 4,7% si elle est groupée avec un système d'échange de permis d'émissions.

Un rapport de l'organisation CE Delft (2008) confirme que dans les secteurs d'activité les plus fragiles (production d'aluminium, de fertilisant, d'acier, de chimie organique et de chimie de base) les hausses des prix pourraient être importantes à la suite de l'instauration du système européen ETS. Sans la possibilité de passer ces coûts supplémentaires sur les consommateurs, il y a un risque de baisse de la profitabilité des secteurs et même de « fuite carbone »[34] (« carbon leakage »).

### 2.2.2. Le système de prix sur les marchés pétrochimiques

#### 2.2.2.1. Les prix de référence

La majorité des produits pétrochimiques ne disposent pas de marchés boursiers organisés et ils sont le plus souvent échangés sur les marchés libres. En l'absence de marchés organisés où se forment les prix il est important de disposer d'une mercuriale de prix de référence c'est-à-dire d'une série de prix officiels publiée qui peut servir de référence aux échanges commerciaux.

##### i. Le « price reporting »

Pour les produits pétrochimiques les prix publiés par des sociétés privées spécialisées dans le « price reporting » servent de référence à l'industrie. Le « price reporting » consiste à calculer des prix de références à partir d'informations échangées sur les transactions (journalières ou hebdomadaires) et les contrats commerciaux réalisés par l'ensemble des intervenants des marchés pétrochimiques (les principaux producteurs, distributeurs, traders, consommateurs). La société de « price reporting » vérifie les informations récoltées, synthétise et calcule des prix de marché pour une série de matières premières pétrochimiques. Les prix ainsi publiés servent ensuite de référence dans d'autres négociations commerciales.

[34] La fuite carbone correspond à une augmentation des émissions de CO2 dans un pays en réponse à l'instauration d'un politique contraignante en matière d'émission de CO2 dans un autre pays. En d'autres termes, en l'absence d'accord international certaines entreprises peuvent être tentées de délocaliser leur production dans les pays où il n'y a pas de règles d'émission de CO2.

Il existe de nombreuses sociétés qui proposent ce type de service payant. « ICIS Pricing[35] » est la référence dans l'industrie avec des publications de prix qui couvrent les principales matières pétrochimiques sur plusieurs régions du monde (Europe, Amérique du Nord, Asie). Nous pouvons citer d'autres publications comme « Platts[36] » et « Argus[37] ». « Tecnon Orbichem[38] » est spécialisé sur les marchés des polyamides. Nous pouvons également citer des organismes régionaux comme « Quimax[39] » qui suit les prix des matières pétrochimiques sur les marchés sud américains.

Les organismes publient en général deux types de prix :

- des prix au comptant (spot) qui reflètent la valeur des produits pour une livraison immédiate
- des prix contrat (prix forward) qui reflètent la valeur du produit pour une livraison décalée dans le temps (en général 1 mois ou 1 trimestre)

Les prix sont calculés et publiés sur chaque région du monde et il existe parfois des différences sur les méthodes de fixation des prix. En Europe les prix contrats dominent largement les échanges. Selon ICIS Pricing, 80% des opérations sur les marchés sont réalisées avec des prix contrat et 20% des volumes sont échangés au comptant. Aux États-Unis, les mécanismes de fixation des prix de références sont différents. Pour le calcul des prix contrat de certains monomères (benzène et propylène), les principaux producteurs émettent des « nominations », c'est-à-dire des prix cibles, avant de commencer les négociations avec les acheteurs. Cependant pour l'éthylène qui est le monomère le plus consommé dans le monde, il n'existe plus de nominations depuis 2010. À la différence de l'Europe, aux États-Unis les prix au comptant sont utilisés comme référence pour négocier les prix contrat.

En Asie, il n'y a pas encore de véritables prix contrat de référence. Cependant il existe des prix au comptant qui jouent un rôle très important pour la plupart des matières pétrochimiques. Pour calculer des prix contrat « forward » les acteurs des marchés pétrochimiques utilisent en général des formules de prix basées sur les prix du naphta

[35] http://www.icis.com/
[36] http://www.platts.com/
[37] http://www.argusmedia.com/Petroleum/Crude/Argus-Global-Markets
[38] http://www.tecnon.co.uk/gen/
[39] http://www.quimaxlatin.com/site/index.php

ou, s'ils sont disponibles, sur les prix spot des matières premières concernées plus un alpha. Chaque producteur a donc sa propre formule de prix.

Il existe un certain nombre de risques et de limites associés à ce mode de diffusion des prix :

- Un risque de manipulation des prix par les parties et notamment par les grands acteurs qui sont partie prenantes du processus et pourraient donc influencer le niveau des prix.
- Un risque de fiabilité pour les prix de certaines matières dont les marchés sont peu liquides à cause du faible nombre d'échanges qui ont lieu.
- Les informations récoltées par les organismes sont parfois contradictoires.
- Le problème de confidentialité de l'information échangée peut inciter certains acteurs à ne pas communiquer certaines informations.

Face à ces limites et à l'exigence de transparence, l'Organisation Internationale des Commissions des Valeurs (IOSCO) a été chargée par le G20 d'étudier plus précisément le fonctionnement des agences de « price reporting ». Un rapport doit être remis au dirigeant du G20 avant la fin 2012. L'objectif est d'examiner les modes de gouvernances des agences et l'impact que leurs publications ont sur les prix physiques du pétrole et les marchés dérivés du pétrole[40].

Afin de couper court aux critiques les trois principales agences de reporting, Platts Argus et ICIS, ont publié le 30 avril 2012 une proposition de code de bonne conduite[41] afin de rassurer les autorités de régulation. Les consultations des principaux acteurs des marchés sont prévues jusqu'au 1 Juillet 2012.

### ii. Le développement des marchés dérivés

Face aux limites que présente le système de « price reporting » et à la nécessité croissante de se couvrir contre le risque de variations des prix pétrochimiques, se sont développées au cours des dernières années des places financières sur lesquelles les agents économiques peuvent échanger des contrats portant sur des matières pétrochimiques.

[40] Source : http://www.iosco.org/news/pdf/IOSCONEWS227.pdf
[41] Source : http://www.icis.com/about/IPRO-code-of-conduct/

Plus généralement nous pouvons distinguer deux types de marchés financiers :

- Les marchés organisés ou bourses (commodity exchange en anglais) où les participants échangent des contrats à termes de produits dérivées standardisés. Les contrats standardisés échangés doivent spécifier la quantité, la qualité, la date de livraison, et le lieu de livraison. Avec la standardisation des contrats, la négociation des contrats est plus rapide, moins chère et la liquidité des instruments négociés est très grande. La liquidité et la flexibilité des marchés organisés de matières premières sont également assurées par la chambre de compensation qui permet de supprimer le risque de contrepartie. Bien qu'il soit toujours possible d'attendre le dénouement physique de l'opération à l'échéance, dans la majorité des cas l'opérateur réalisera l'opération inverse (vente ou achat) le tout se terminant par une différence financière soldée par la chambre de compensation du marché. Véritables institution financières, les bourses de matières premières sont soumises à un certain nombre de standards et de règlementations spécifiques afin de maintenir leur solvabilité et leur bon fonctionnement.
- Les marchés de gré à gré (OTC - over the counter - en anglais) sont des marchés bilatéraux où il y a une négociation directe entre deux participants qui s'entendent sur la conclusion d'un contrat non standardisé et spécifiquement conçu pour répondre aux besoins des deux parties. Normalement il n'y a pas de chambre de compensation sur ce type de marché où les contrats sont traités « principal-to-principal ». Le risque de contrepartie existe donc sur ces marchés qui sont moins liquides. Ils sont également moins réglementés que les marchés boursiers. À l'origine, les marchés de gré à gré ressemblent aux marchés de transactions avec livraison différée des matières premières (« forward market » en anglais). Ces dernières années des marchés de gré à gré plus avancés se sont développés avec une certaine standardisation des contrats et la création de mécanismes de compensation[42] rendant la frontière entre marchés organisés et marchés de gré à gré plus floue.

Concernant les produits pétrochimiques, il existe peu de places boursières sur lesquelles sont échangés des produits dérivés. Le LME a créé en 2005 un marché à terme réglementé pour les principaux thermoplastiques de base. Cependant après cinq

[42] Le NYMEX a crée en 2002 un mécanisme de compensation sur les marché OTC nommé « ClearPort »pour les contrats dérivés de certaines commodités (produits agricoles, métaux, énergies).

années d'existence les cotations ont été suspendues en octobre 2010 faute de volumes d'échange suffisants[43].

Le CME/NYMEX (Chicago Mercantile Exchange/New York Mercantile Exchange) propose des produits dérivés sur leur marché OTC de produits énergétiques : le « cleared OTC energy market ». Ce marché bénéficie d'un système de compensation (ClearPort) qui lui confère une certaine standardisation des contrats.

**Tableau 14: Description des contrats à termes disponibles sur le CME/NYMEX**

| Group: Energy \| Subgroup: Petrochemicals \| Category: Resin<br>Contract size: 47,000 pounds \| Quote: $/lb \| Term: up to 24 consecutive months | | |
|---|---|---|
| **Name** | **Symbol** | **Settlement** |
| Mont Belvieu Spot Ethylene In-Well Futures | MBE | physical |
| Polymer Grade Propylene (PCW) Calendar Swap Futures | PGP | financial |
| Mont Belvieu Ethylene (PCW) Financial Swap Futures | MBN | financial |
| Mont Belvieu Ethylene (PCW) BALMO Swap Futures | MBB | financial |
| PP Polypropylene (PCW) Calendar Swap futures | PPP | financial |
| Polypropylene futures | P1 | physical |
| HDPE futures | P6 | physical |
| LLDPE (PCW) calendar swap futures | LPE | financial |
| HDPE (PCW) calendar swap futures | HPE | financial |

Source : http://www.cmegroup.com/

Seulement 9 contrats sont disponibles sur le CME/NYMEX. Ils portent sur des matières chimiques de bases (propane, éthane, butane), des monomères (éthylène et propylène) et des résines de bases (Polypropylène (PP) et Polyéthylène (HDPE, LLDPE) (Tableau 14). Lancés en 2008 par le CME/NYMEX les contrats portants sur les produits pétrochimiques connaissent pour l'instant un succès limité. Le tableau 15 présente les volumes journaliers moyens combinés pour les 9 types de contrats proposés.

**Tableau 15: Volumes journaliers moyens sur le CME/NYMEX**

| Produit | | Combined average daily volume (ADV) | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | **Code** | **Juin 2012** | **Janvier 2012** | **2011** | **2010** | **2009** |
| Mont Belvieu Spot Ethylene In-Well Futures | MBE | 24 | 20 | 27,86 | 3 | - |
| Polymer Grade Propylene (PCW) Calendar Swap Futures | PGP | 5 | 23 | 6,83 | - | - |
| Mont Belvieu Ethylene (PCW) Financial Swap Futures | MBN | 8 | 28 | 3,74 | 4 | - |
| Mont Belvieu Ethylene (PCW) BALMO Swap Futures | MBB | 3 | 4 | 0 | - | - |
| PP Polypropylene (PCW) Calendar Swap futures | PPP | 0 | 2 | 0,9 | 1 | - |
| Polypropylene futures | P1 | 0 | - | - | - | - |
| HDPE futures | P6 | 0 | 3 | 3,23 | 3 | - |
| LLDPE (PCW) calendar swap futures | LPE | 10 | 0 | 4,12 | - | - |
| HDPE (PCW) calendar swap futures | HPE | 7 | 7 | 2,17 | 0 | - |

Source : http://www.cmegroup.com/market-data/volume-open-interest/

[43] Source : Groupe LME : http://www.lme.com/plastics/index.asp

Le Dalien Commodity Exchange (DCE) propose des contrats à terme pour le polyéthylène (LLDPE) depuis 2007 et le PVC depuis 2009. Les volumes d'échange des contrats LLDPE ont beaucoup augmenté depuis 2007 jusqu'à représenter 33% du volume total des échanges effectués sur le DCE en 2011 (Tableau 16). À l'inverse, les contrats PVC ne rencontrent pas pour l'instant de véritable engouement.

**Tableau 16: Volume des transactions annuelles sur le DCE**

| Produits | 2011 | 2010 | 2009 | 2008 | 2007 |
|---|---|---|---|---|---|
| LLDPE | 190 438 116 | 124 976 612 | 89 505 958 | 26 505 964 | 763 672 |
| PVC | 18 876 862 | 16 967 248 | 36 157 324 | - | - |

Source : DCE market Data, http://www.dce.com.cn

En Inde, le « National Commodity and Derivatives Exchange » (NCDEX) a lancé en avril 2011 un nouveau contrat à terme pour le plastique PVC, après avoir effectué une première tentative en 2007 avec la création de trois contrats Futures portant sur les plastiques Polypropylène, Polyéthylène et PVC[44].

Finalement, le développement de marchés dérivés de matières pétrochimiques est loin d'être terminé et il n'y a pas eu pour l'instant l'essor d'une véritable place de marché servant de référence pour la fixation de prix de référence. Les prix publiés par les sociétés de « price reporting » devraient donc rester à moyen terme les valeurs de référence pour les acteurs de l'industrie pétrochimique.

#### 2.2.2.2. La commoditisation des produits pétrochimiques

Il y a eu une série de changements structurels sur les marchés de matières premières chimiques et pétrochimiques au cours des dernières années qui a abouti à une modification des comportements des prix des produits pétrochimiques. Depuis plusieurs années les prix de certaines matières pétrochimiques ne semblent plus être maitrisés par les producteurs. Nous assistons à un phénomène de « commoditisation » des produits pétrochimiques.

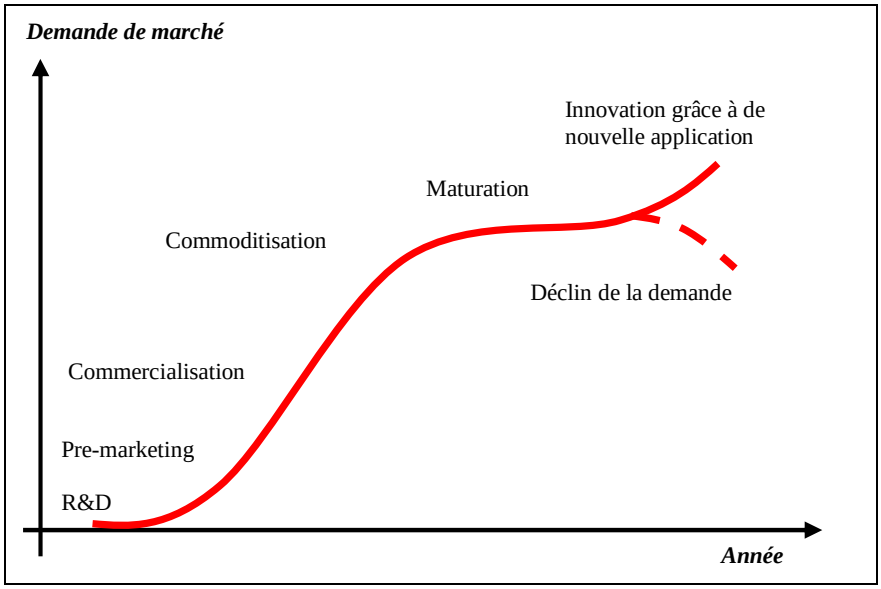
##### i. Définition de la notion de commoditisation

La « commoditisation » est une étape du cycle de vie de presque toutes les matières pétrochimiques. Choksi (1991) étudie ce phénomène qui se retrouve sur les marchés

[44] Source : NCDEX Ltd
http://articles.economictimes.indiatimes.com/2011-04-03/news/29377286_1_futures-trading-contract-specification-futures-contracts

d'autres matières premières comme l'aluminium. Le graphique suivant décrit le cycle de vie d'un produit pétrochimique. Il est directement inspiré de la théorie initiée par Vernon (1966).

**Graphique 9: Le cycle de vie d'une matière pétrochimique**




Source : Tecnon Orbichem

Au début de leur commercialisation les nouvelles matières pétrochimiques sont des produits spécifiques fabriqués par peu voire même un seul producteur. Le prix est souvent élevé et les marges importantes afin de supporter les coûts de Recherche et Développement. Au bout d'un certain temps les marges fortes et l'essor de la demande pour ce nouveau produit attirent de nouveaux producteurs. La compétition entre les producteurs se développe avec une réduction des prix et des coûts de productions.

Le produit devient alors une commodité : c'est un produit standardisé aux qualités parfaitement définies et connues des acheteurs ; la compétition entre producteurs ne passe que par les prix ; il n'y a pas de différenciation possible du produit ; il est disponible auprès de nombreux producteurs dans le monde à un prix de référence unique et parfois mondial.

Le processus de « commoditisation » fait partie du cycle de vie d'une matière pétrochimique mais nous remarquons depuis une dizaine d'année un déplacement du phénomène vers des matières situées plus bas dans la chaîne de valeur. La commoditisation en cours des produits situés en aval (downstream) concerne essentiellement les matières plastiques de grande consommation comme le

Polypropylène et le Polyéthylène. Cette évolution pose des problèmes nouveaux aux intervenants du secteur : hausse de la volatilité des prix, hausse du risque de variation des prix, besoin croissant de marchés à terme de produits dérivés...

### ii. Les facteurs à l'origine de la commoditisation des produits pétrochimiques

Schumpeter (1942) a décrit comment les barrières à l'entrée qui procurent un pouvoir de monopole aux producteurs d'un produit peuvent tomber sous l'effet de l'émergence de nouveaux produits substituables, du développement de sources d'offres nouvelles ou de la diminution de la dépendance des utilisateurs à ses produits. Le développement de la production à un niveau international et l'essor du commerce international ont renforcé la concurrence entre les producteurs et ont réduit fortement le pouvoir de discrimination par les prix des producteurs des matières premières de base.

Pour simplifier nous pouvons distinguer trois facteurs à l'origine de la commoditisation des produits pétrochimiques :

- L'augmentation du nombre d'acheteurs : La forte croissance économique dans les pays en développement au cours des dernières années a favorisé une augmentation soutenue de la consommation de matières pétrochimiques. Nous traiterons plus précisément ce sujet dans la section suivante
- L'augmentation du nombre de producteurs : La production de produits pétrochimiques a également fortement augmenté au cours des dernières années, tirée par l'essor de nouveaux producteurs dans les pays en développement.
- L'augmentation de la volatilité des prix du produit : Le profil de volatilité des prix pétrochimiques a été mis en évidence dans le chapitre 1. Les prix pétrochimiques sont au moins aussi volatiles que les produits pétroliers et les fluctuations des prix se sont amplifiées aux cours des dernières années surtout sur la période 2008-2011.

La transmission de la volatilité des prix du pétrole sur les prix des produits pétrochimiques peut être également considérée comme un facteur indirect. À notre connaissance aucune étude ne traite de ce sujet mais plusieurs papiers ont étudié les

effets de transmission de la volatilité des prix du pétrole sur les marchés d'autres matières premières.

Erwing, Malik et Ozfidan (2002) étudient la volatilité sur les marchés financiers du pétrole brut et du gaz naturel. À l'aide de modèle GARCH ils mettent en évidence la transmission de la volatilité entre les marchés du pétrole et gaz.

Chen, Finney et Lai (2005) s'intéressent plus spécifiquement à la transmission asymétrique entre les prix du pétrole brut et les prix de détail de l'essence sur les marchés au comptant et à terme américains. Ils identifient une transmission asymétrique de la volatilité sur le marché au comptant mais également sur les marchés à terme.

Baffes (2007) examine le mécanisme de transmission des variations des prix du pétrole brut sur 35 matières premières entre 1960 et 2005. Pour y parvenir, il calcule à l'aide d'une méthode de moindres carrés ordinaires une élasticité prix qui mesure le degré de sensibilité du prix d'une commodité aux variations du prix du pétrole. D'après ses calculs, l'élasticité de l'ensemble des matières premières non énergétiques est égale à 0,16. La valeur de l'élasticité est comparée aux résultats antérieurs de Gilbert (1989) et Borensztein et Reinhart (1994) qui trouvaient respectivement 0,12 et 0,11. Cependant, à un niveau d'analyse plus fin, Baffes identifie des écarts de sensibilité importants entre les différentes familles de matières premières. Par exemple, les prix des fertilisants sont particulièrement sensibles au prix du pétrole avec une élasticité de 0,33. Les prix agricoles sont également impactés par les prix du pétrole (0,17) suivi des métaux (0,11). Les prix des métaux sont très vulnérables sur la période la plus récente entre 1985 et 2005 avec une élasticité de 0,43. Au sein de la famille des métaux, les métaux précieux réagissent particulièrement au prix du pétrole (0,34 pour l'or et 0,58 pour l'argent). Enfin, le gaz naturel est la commodité dont le degré de sensibilité est le plus élevé (0,64).

Du, Yu et Hayes (2011) analysent les facteurs qui influencent la volatilité des prix du pétrole brut et l'influence de cette volatilité sur les marchés des matières premières agricoles. À partir de 2006, il existe un effet de transmission de la volatilité des prix sur les marchés du pétrole brut, du blé et du maïs. L'effet de déversement de la volatilité des prix s'explique par le renforcement des interdépendances entres ces marchés induites par la production d'éthanol.

Enfin, Ji et Fan (2012) s'intéressent à l'influence de la volatilité des prix du pétrole sur les marchés de matières premières non énergétiques : les métaux, les produits agricoles et les produits non énergétiques. Ils démontrent que la volatilité des prix du pétrole brut a un effet significatif sur les marchés des matières premières non énergétiques. Le niveau de corrélation se renforce après la crise de 2008.

## 2.3. Les mécanismes de formation des prix des plastiques automobiles

Nous pouvons distinguer deux types de fondements aux prix des matières plastiques automobiles :

- Les fondements techniques qui expliquent les interdépendances entres les produits pétrochimiques et qui justifient les relations économiques entres les prix des matières pétrochimiques et plastiques.
- Les fondements macroéconomiques de l'industrie. Le phénomène d'internationalisation des marchés pétrochimiques caractérisé par une augmentation significative des producteurs et des consommateurs dans les pays en développement a contribué à la commoditisation des prix des matières pétrochimiques et plastiques.

### 2.3.1. Les fondements techniques des prix des plastiques automobiles

La compréhension des procédés de fabrication qui sont interdépendants et séquentiels est à la base de toute analyse économique de la dynamique entre le prix des produits le long de la chaîne de transformation pétrochimique. Dans notre analyse nous séparons cette chaîne de valeur en deux parties[45] :

- « L'upstream » ou « l'amont » qui regroupe les activités du haut de la chaîne de transformation comme l'exploration et la production des hydrocarbures (essentiellement pétrole et gaz naturel), l'activité de raffinage du pétrole et la production des principaux intermédiaires chimiques (les monomères).
- « Le downstream » ou « l'aval » qui regroupe les activités de transformation et valorisation des produits chimiques intermédiaires comme la polymérisation des résines polymères de base, la production des plastiques de commodité et des plastiques techniques.

[45] La séparation que nous faisons ici s'inspire de celle qui est habituellement effectuée dans l'industrie pétrolière mais ne la respecte pas complètement. Habituellement « l'upstream » fait référence aux seules activités d'exploration-production et « le downstream » à toutes les autres activités situées plus en aval (raffinage, distribution, pétrochimie).

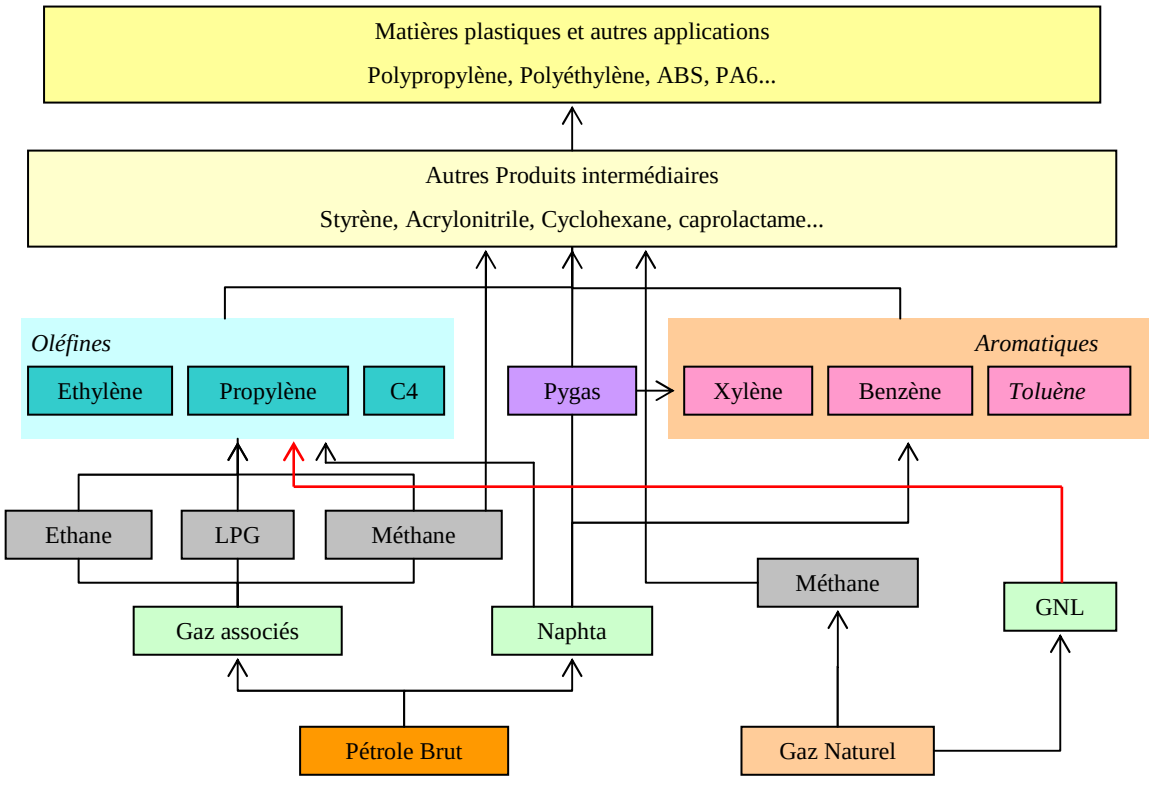
Dans cette première partie nous montrerons que les techniques de production utilisées dans l'industrie pétrochimique expliquent en partie la forte corrélation entres les prix des plastiques et les prix de l'énergie.

#### 2.3.1.1. Les procédés de fabrication pétrochimiques et plastiques

Vu la très grande diversité des produits pétrochimiques disponibles il parait difficile d'identifier l'ensemble des techniques de production existantes. En réalité la plupart des matières s'inscrivent dans une chaîne de transformation dont la base est la même pour tous : les hydrocarbures.

Comme le montre la figure 4 ci-dessous, la fabrication des plastiques est constituée d'une série d'étapes séquentielles de transformation qui sont liées les une aux autres et qui permettent de transformer les hydrocarbures de base en produits pétroliers puis en produits chimiques intermédiaires et enfin en matières plastiques. Ces interdépendances et ses relations de causalité physiques peuvent se retrouver en terme économique sur les marchés et expliquer les relations qui existent entres les prix des matières pétrochimiques et plastiques.

**Figure 4: La chaîne de transformation des matières plastiques**




Source : Plasticseurope

### i. La production des produits amont (upstream)

Les procédés de production pétrochimiques utilisent deux sources[46] de matière première fondamentale.

- le pétrole brut produit par la branche exploration production de l'industrie pétrolière.
- le gaz naturel issu de la production gazière.

Ces deux hydrocarbures représentent la très grande majorité des matières premières utilisées dans l'industrie pétrochimique. Comme nous avions pu le mentionner précédemment, il existe donc une dépendance physique de l'industrie aux matières premières énergétiques.

Le pétrole brut et le gaz naturel sont utilisés comme matières premières dans les unités de raffinerie. Le procédé de raffinage constitue la première étape de transformation des matières premières brutes. Il consiste à séparer le pétrole brut préalablement chauffé dans un four à 385 degrés, en différentes fractions. Cette première étapes est appelée « distillation »[47].

Le « craquage » est une deuxième étape de transformation de fractions issues des raffineries. Il consiste à casser les molécules des hydrocarbures fractionnées pour obtenir des produits plus légers. Plus spécifiquement nous pouvons identifier deux procédés de craquage :

- Le « vapocraquage » qui est le procédé les plus répandu dans l'industrie et permet de produire essentiellement des « oléfines » principaux intermédiaires utilisés dans l'industrie pétrochimique.
- Le « reformage catalytique » qui permet surtout de produire les « aromatiques » deuxième famille de produits intermédiaires utilisés dans l'industrie.

Il est important de noter que les oléfines peuvent être produits à la fois par des dérivés du pétrole brut et par des dérivés du gaz naturel alors que les aromatiques ne peuvent

[46] Il existe d'autres sources de matières premières alternatives aux pétroles et au gaz que nous aborderons dans la sous partie suivante : 2.3.1.2 – ii. Les innovations technologiques.

[47] Une première distillation atmosphérique permet de récupérer des produits raffinés des plus légers aux plus lourds : une fraction légère dont on extrait les gaz éthane, propane et méthane ; des fractions essence et naphta ; une fraction kérosène ; une fraction gazole et enfin des résidus atmosphériques qui peuvent être valorisés après une nouvelle étape de distillation sous pression.

être produits qu'à partir des dérivés du pétrole[48] (notamment du naphta). En plus des vapocraqueurs et du reformage catalytique, il existe une troisième source de production d'aromatiques lors de la fabrication de coke destinée à la sidérurgie. Au final nous pouvons en conclure que d'un point de vue technique les aromatiques et les produits qui en découlent sont plus dépendants du pétrole brut. De plus, les trois sources de production d'aromatiques sont dirigées par les demandes d'autres matières premières que les aromatiques (acier, éthylène, gazole) créant ainsi une dépendance à ces autres marchés.

Nous avons montré dans la section précédente (Partie 2.1.1.1 – Tableau 13) que la production des vapocraqueurs dépend de la charge utilisée comme matière première. Les craqueurs qui utilisent des charges éthane produisent en majorité de l'éthylène (77,8%) et très peu des autres produits de base. Les craqueurs qui utilisent du naphta produisent relativement plus d'éthylène (33,6%) et moins de propylène (15,6%). Les quantités des produits de base disponibles sur un marché sont donc liées à la nature des vapocraqueurs installés. En Europe et au Japon une large majorité des vapocraqueurs utilisent du naphta comme charge. Aux États-Unis les vapocraqueurs utilisent plutôt des charges légères (éthane, propane...) issus du gaz naturel. Ces caractéristiques techniques ont un impact direct sur la disponibilité des produits sur les marchés et donc sur leur prix. L'Europe est ainsi plus dépendante au pétrole brut et les États-Unis au gaz naturel. Selon l'Association de Producteurs Pétrochimiques Européens (APPE), en 2010 le naphta fourni environ 76% de l'alimentation de craqueurs européens. 14,5% de la charge d'alimentation venait de l'éthane, du propane et du butane et les 9,5% restant du gazole et d'autres sources. La surreprésentation des craqueurs naphta en Europe peut avoir alimenté les tensions sur le marché du propylène qui a connu pendant les dernières années une croissance soutenue de la demande tirée par la consommation des producteurs de plastique Polypropylène.

Lorsque nous nous intéressons plus précisément aux produits de notre étude nous constatons que le degré de dépendance physique entre les matières varie d'un produit à l'autre. L'annexe 2 - A met en évidence l'existence de deux familles de produits chimiques :

[48] Mis à part les procédés de production à partir du charbon et du méthanol que nous aborderons plus en détail dans la sous-partie 2.3.1.2 – ii.

- Les produits chimiques de base sont constitués du propylène, de l'éthylène, du butadiène et du benzène. Ces produits sont fabriqués à partir des produits dérivés du pétrole ou du gaz naturel avec peu d'étapes de transformation. Ils sont « proches » des hydrocarbures de base dans le chaîne de valeur.
- Les produits chimiques intermédiaires regroupent l'acrylonitrile, le styrène et le caprolactame. Ces produits plus complexes à produire, nécessitent plusieurs étapes de transformations et se trouvent plus « loin » des hydrocarbures de base dans la chaîne de transformation.

L'objet de notre travail dans les chapitres suivant sera de vérifier si les relations de dépendance et de causalité physiques que nous avons identifiées se retrouvent dans les relations économiques qui lient les prix des matières étudiées.

### ii. La production des produits aval (downstream)

À partir des principaux monomères mentionnés précédemment, il est nécessaire de transformer une nouvelle fois les produits chimiques pour obtenir des polymères. La synthèse des polymères est appelée « polymérisation »[49]. L'opération de polymérisation est une phase clé dans la production des matières plastiques. Concrètement elle est réalisée par les entreprises pétrochimiques dans des usines de polymérisation.

Les résines plastiques de base produites dans les unités de polymérisation doivent subir une dernière étape de transformation afin d'obtenir les matières plastiques utilisables dans l'industrie manufacturière. Cette étape est appelée « compoundage ». Elle consiste à ajouter d'autres matières à de la résine plastique de base suivant une formulation précise afin de modifier et d'améliorer les propriétés physiques et chimiques des résines de base. L'activité de « compoundeur » ou « formulation » est donc complémentaire à celle des grands groupes pétrochimiques qui produisent les résines polymères vierges en grandes quantités. Cette activité constitue une phase très importante dans la création de valeur ajoutée. Cependant les coûts de production des matières plastiques restent très dépendants des prix d'achat des matières premières de base. En moyenne nous avons pu calculer que plus de 70% du coût de production

[49] Elle consiste à créer des chaînes plus ou moins longues (polymère) à partir de petites molécules (les monomères) ou de petites chaînes de molécules déjà existantes (oligomères) (E. Maréchal, Technique de l'Ingénieur- J5 830 a).

d'un thermoplastique automobile est constitué des achats de matières premières. La valeur de transformation ne représente que 20% du coût total de production pour un compound et 15% pour un plastique de base. Les coûts de fabrication des polymères et des compounds plastiques restent donc très dépendants des prix des produits chimiques intermédiaires et des évolutions des prix du pétrole et du gaz.

L'annexe 2 – B présente de façon plus détaillée le schéma de synthèse des plastiques que nous allons étudier :

- Le Polypropylène (PP) est produit à partir de la polymérisation des monomères de propylène et d'éthylène.
- Le Polyéthylène Haute Densité (HDPE) est produit à partir de la polymérisation de l'éthylène
- L'Acrylonitrile-butadiène-styrène (ABS) est produit à partir de la polymérisation combinée de l'acrylonitrile, du butadiène et du styrène
- Le Polyamide 6 (PA6) est produit à partir de la polymérisation du caprolactame, lui même fabriqué à partir du cyclohexane.

#### 2.3.1.2. Les sources de production alternatives aux produits pétroliers

Sous la pression de l'augmentation des prix du pétrole, des innovations technologiques et de l'évolution de la demande des consommateurs, les industriels ont développé de nouvelles chaînes de valeur de production des plastiques qui viennent concurrencer l'offre historique de la pétrochimie.

##### i. Les plastiques recyclés

La production et la consommation de matières plastiques traditionnelles produites à partir d'hydrocarbure génère des déchets plastiques qui peuvent être valorisés. La valorisation des déchets plastiques répond non seulement à des exigences environnementales et réglementaires mais également à des motivations économiques. La valorisation des déchets plastiques prend deux formes essentielles :

- La valorisation énergétique qui permet de traiter les déchets plastiques afin de faire de l'énergie. En Europe 33,8% des déchets plastiques sont ainsi valorisés en 2010.

- Le recyclage qui permet de créer des matières de deuxième génération utilisables dans l'industrie. En Europe 24,1% des déchets plastiques sont recyclés en 2010.

Le recyclage des déchets plastiques consiste à produire des matières premières de seconde fusion dont les propriétés restent proches des matières vierges d'origine (Robin, 2003). Nous pouvons distinguer deux gisements pour la production de matières premières recyclés :

- Les déchets industriels issus de la production de matières plastiques vierges (rebus de production des chimistes et compoundeurs) et de la production des pièces en matières plastiques (rebus de production des plasturgistes). Selon l'ADEME[50], les déchets de production représentent 32% des déchets plastiques collectés en France par les recycleurs en 2007. La part des déchets industriels est en forte baisse depuis 2002 à cause de l'optimisation des procédés de fabrication qui réduit les déchets disponibles et du développement du recyclage des chutes de production au sein des groupes pétrochimiques. Les grands producteurs de matières plastiques ont en effet développé des gammes de produits recyclés fabriqués à partir de leurs propres déchets de fabrication.
- Les déchets post-consommation issus du démontage de l'ensemble des biens et produits contenant des plastiques (déchets agricoles, déchets d'emballage, Véhicules hors d'usages, électroménagers, bâtiments...). Ils représentent 68% des déchets plastiques collectés en France en 2007. La majorité des déchets post consommation est issue des produits ménagers (38%) et du secteur de l'emballage (31%).

La production de plastiques recyclés nécessite la mise en place d'une filière complète de traitement des déchets plastiques. De plus, le procédé de production est constitué de plusieurs étapes souvent complexes et couteuses :

- Il faut récolter les déchets plastiques auprès des producteurs et des consommateurs
- Il faut trier et identifier les déchets récoltés par famille de matières plastiques. Le tri peut être manuel ou automatique.

[50] Agence de l'Environnement et de la Maitrise de l'Energie (ADEME), « Enquête sur le recyclage de plastiques en 2007 », par IN NUMERI, Laurence HAEUSLER, Agnès LIEVRE, Arthur KIBONGUI , Mars 2009

- Il faut laver et purifier les déchets plastiques afin d'éliminer un maximum des matériaux étrangers.
- Il faut broyer les déchets plastiques purifiés afin d'obtenir une poudre qui pourra être réutilisée.
- Il faut reformuler la matière afin d'homogénéiser et de donner les propriétés chimiques voulues à la matière recyclée. Cette étape nécessite l'utilisation d'additifs, de stabilisants et de modifiants chimiques.

Le développement de l'offre de plastiques recyclés est par conséquent conditionné au bon développement de la filière du recyclage. Pour le moment l'offre de plastiques recyclés reste faible comparée à la production de plastiques vierges. En Europe elle s'élève à 6 millions de tonnes en 2011 soit 10% du volume de production de matières vierges (Plasticseurope, 2011). Cependant, les plastiques recyclés concurrencent de plus en plus l'offre de plastiques vierges traditionnels. De nombreux consommateurs utilisent à présent des matières recyclées dans le secteur de l'emballage. L'industrie automobile utilise également de plus en plus de matières plastiques recyclées qui sont souvent moins chères que les matières plastiques vierges traditionnelles. Par exemple, le nouveau véhicule Renault Scénic III contient 37 kg de matières plastiques recyclées soit 14% du volume total des plastiques utilisés dans le véhicule[51].

### ii. Les innovations technologiques

Sous la pression des prix du pétrole et des produits pétroliers à la base des technologies de production traditionnelles, l'industrie chimique s'est mise à développer des nouvelles sources de production des matières premières utilisées dans la fabrication des plastiques. L'objectif est de créer des chaînes de valeur alternatives afin de pouvoir répondre à la forte demande de consommation des principaux produits chimiques de base. Ces procédés de fabrication doivent ainsi permettre d'augmenter l'offre disponible de produits et de dépasser les contraintes techniques et économiques qui pèsent sur les procédés de production traditionnels.

Nous pouvons citer par exemple l'essor de technologies dédiées à la production de produits chimiques de base comme le propylène. Afin de répondre au manque de propylène disponible sur le marché européen, les industriels ont développé des

[51] Source : Groupe Renault – août 2012

techniques de « Déshydrogénation du Propane » (PDH) qui permettent de produire du propylène à partir de propane issu du gaz naturel. Cette nouvelle technologie a l'avantage de s'affranchir de la dépendance aux vapocraqueurs naphta et donc au pétrole brut.

Nous pouvons également citer la production de propylène et éthylène à partir du charbon. La technologie « Coal to olefins » (CTO) permet de profiter de la disponibilité et des faibles prix du charbon. Elle consiste à produire du méthanol à partir du charbon. Le méthanol est ensuite transformé en propylène et en éthylène. Cette technologie se développe rapidement dans le pays comme la Chine qui dispose de grandes réserves de charbon mais de peu de pétrole et de gaz naturel. Cette nouvelle filière donne ainsi un avantage comparatif par rapport au craqueur naphta classique. Selon le CMAI (Chemical Market Association Inc), en 2010 l'écart de coût de production était de 1500 CNY soit environ 230 $ entre un craqueur méthanol chinois et un craqueur naphta traditionnel européen.

### iii. Les bioplastiques

En plus de ces innovations technologiques, l'industrie chimique développe depuis plusieurs années des matières plastiques biosourcées. Les « bioplastiques » regroupent une large gamme de produits que nous pouvons regrouper en trois familles :

- Les plastiques biobasés et biodégradables
- Les plastiques biobasés et non biodégradables
- Les plastiques non biobasés et biodégradables

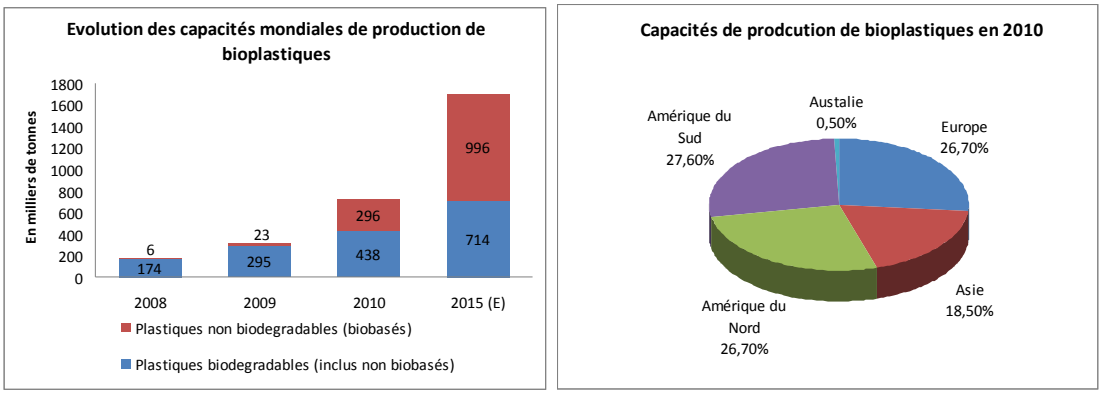
Luckachan et Pillai (2011)[52] expliquent que seuls les plastiques biobasés permettent de s'affranchir des la dépendance aux matières premières fossiles non renouvelables. En effet les plastiques biobasés ont une part significative de leur composante carbonée issue de matières premières renouvelables. À l'inverse, les plastiques biodégradables peuvent être produits à partir de ressources renouvelables et non renouvelables. Cependant ils se dégradent physiquement sous certaines conditions ce qui leur procure le caractère biodégradable.

[52] Luckachan G.E & Pillai C. K. S. (2011), "Biodegradable Polymers, a review on recent trends and emerging perspectives"; Journal of Polymers and the Environment 19, p 637-676

Le développement des bioplastiques s'est accéléré au cours des derrières années, tiré par la demande croissante de la part des consommateurs, la hausse des prix des matières premières fossiles non renouvelables, et la volonté de réduire la dépendance de l'industrie aux hydrocarbures.

La production mondiale de bioplastiques a augmenté de 20% par an depuis 2008 pour atteindre 700000 tonnes en 2010 (European Bioplastics). Avec la mise en service progressive des nouvelles capacités en construction, la production mondiale devrait atteindre 1,7 millions de tonnes en 2015.

**Graphique 10: La production de bioplastiques dans le monde**




Source: European Bioplastics, University of Applied Sciences and Arts Hanover (Mai 2011)

La production se concentre dans la région Amérique du Sud (27,6%) qui dispose des ressources naturelles, en Amérique du Nord (26,7%) et en Europe (26 ,7%). La production de bioplastiques reste cependant très minoritaire si nous la comparons à la production mondiale de plastiques vierges qui était de 265 millions de tonnes en 2010. L'impact de ces nouvelles matières sur le marché des plastiques devrait donc rester très marginal à moyen terme.

Luckachan et Pillai (2011) affirment que les bioplastiques ne peuvent pour l'instant pas concurrencer l'offre de plastiques traditionnels : ils sont encore peu utilisés dans l'industrie à cause de leurs propriétés physiques inférieures, leurs prix supérieurs et les difficultés de mise en œuvre qu'ils posent lors de leur utilisation.

### 2.3.2. Les fondements économiques des prix des plastiques automobiles

Dans cette deuxième partie nous allons présenter les fondements économiques des prix des matières plastiques c'est-à-dire les éléments macroéconomiques de production, de consommation et de commerce international. L'essor de la région

asiatique en tant que producteur et consommateur et des pays du Moyen-Orient en tant que producteur sera plus spécifiquement abordé afin d'expliquer la très forte dynamique des marchés pétrochimiques et la hausse des prix des matières plastiques. Ici aussi notre analyse doit être effectuée dans le cadre global de la chaîne de valeur pétrochimique : produits chimiques de base et matières plastiques.

#### 2.3.2.1. La production mondiale de produits pétrochimiques et plastiques

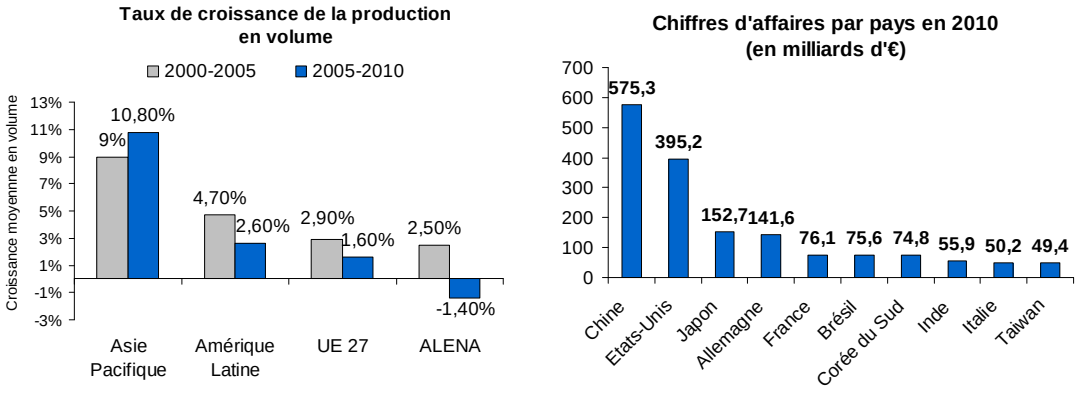
La production des produits pétrochimiques et plastiques est globalement très dynamique au cours des dernières années. Les régions de production traditionnelles européennes et nord-américaines ont vu leur domination contestée par les pays asiatiques et le pays du Golfe. Le déplacement du centre de gravité de l'industrie pétrochimique vers les pays en développement s'est accéléré après la crise de 2008-2009.

##### i. La production des produits amont (upstream)

La production de l'industrie pétrochimique mondiale a rebondi en 2010 après une très forte récession en 2009. Selon le Cefic (The European Chemical Industry Council), la production mondiale pétrochimique a augmenté en volume de 8,1% entre 2009 et 2010. Le chiffre d'affaires de l'industrie a atteint 2353 milliards d'euros en 2010 en progression de 26,9% par rapport à 2009.

Les dynamiques de production sont cependant différentes d'une région à l'autre (Graphique 11). Sur la période 2005-2010 la production pétrochimique a augmenté en volume de 4,1% dans le monde, tirée par une forte progression en Asie Pacifique (+10,8%), en Amérique Latine (+2,6%) et dans une moindre mesure en Europe (+1,6%). La production a diminué de 1,4% dans la zone ALENA. (Graphique 11). En comparant les deux périodes 2000-2005 et 2005-2010 nous constatons une accélération de la croissance de la production dans les pays asiatiques et du Moyen-Orient, un ralentissement dans les autres zones (Europe et Amérique Latine) et même une diminution pour la zone ALENA.

**Graphique 11: La production de l'industrie chimique**




Source : Cefic Chemdata International, 2011

**Tableau 17: Répartition du chiffre d'affaires de la chimie par régions en 2010**

| Pays ou Régions | | Chiffre d'affaire chimie en milliards d'€ | En % du total |
|---|---|---|---|
| Asie | Chine | 575 | 24,4 |
| | Reste de l'Asie | 363 | 15,4 |
| | Japon | 153 | 6,5 |
| | Inde | 56 | 2,4 |
| Europe | UE 27 | 491 | 20,9 |
| | Reste de l'Europe | 87 | 3,7 |
| ALENA | | 455 | 19,3 |
| Amérique Latine | | 128 | 5,4 |
| Reste du monde | | 45 | 1,9 |
| **Total Monde** | | **2353** | **100,0** |

Source : Cefic, Chemdata International, 2011

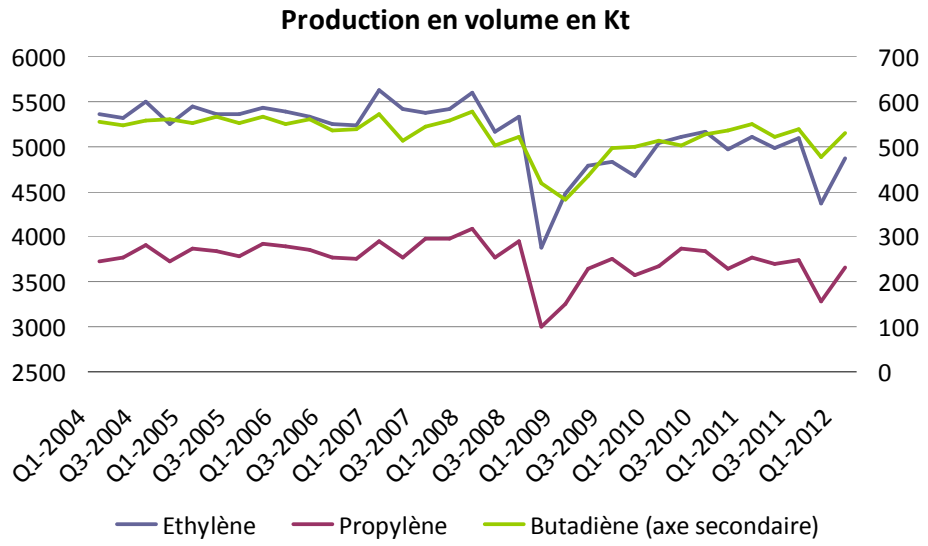
La région Asie Pacifique est la première zone de production suivie par l'Europe et les pays de l'ALENA. La seule région Asie (hors Japon) représente 42,2% de la production mondiale de produits chimiques en 2010 contre seulement 33% en 2000. Selon la Deutschbank (2008) la production asiatique a augmenté de 6% par an en moyenne entre 1997 et 2007. Cette dynamique est essentiellement tirée par la Chine, le Japon, la Corée du Sud, l'Inde et dans une moindre mesure par Singapour et Taiwan. La répartition des chiffres d'affaires par pays (Graphique 11) nous permet de constater que la Chine est de loin le premier producteur mondial de produits pétrochimiques (575,4 milliards d'€) suivi des États-Unis (395,2 milliards d'€), du Japon (152,7 milliards d'€), de l'Allemagne (141,6 milliards d'€) et de la France (76,1 milliards d'€).

Les Pays du Moyen-Orient sont également devenus des acteurs majeurs dans la production de produits pétrochimiques. Bénéficiant de produits pétroliers et de gaz en

abondance ils se sont spécialisés dans la production de produits chimiques de base. Selon ICIS, 58% des nouvelles capacités d'éthylène entre 2008 et 2012 sont faites au Moyen-Orient. Au sein de la zone plus de 50% des capacités de production disponibles sont concentrées en Arabie Saoudite puis en Iran.

Au sein de l'Union Européenne la production des principaux monomères de base diminue à moyen terme (Graphique 12). Selon l'APPE, bien qu'entre 2000 et 2005 la production d'éthylène ait augmenté de 7,6%, la production de propylène de 13,5% et celle butadiène de 6%, la tendance s'est inversée au cours des dernières années. Entre 2006 et 2011, la production des principaux monomères a diminué. La tendance négative de moyen terme s'explique très largement par la crise économique de 2008. La baisse est la plus forte pour les monomères à plus petit volume (styrène (-10,9%), benzène (-119%) ; acrylonitrile (-16,6%), cyclohexane (-34,4%)).

**Graphique 12: Évolution de la production trimestrielle européenne des monomères**




Source : APPE, 2011

**Tableau 18: Capacités et productions annuelles européenne des principaux monomères**

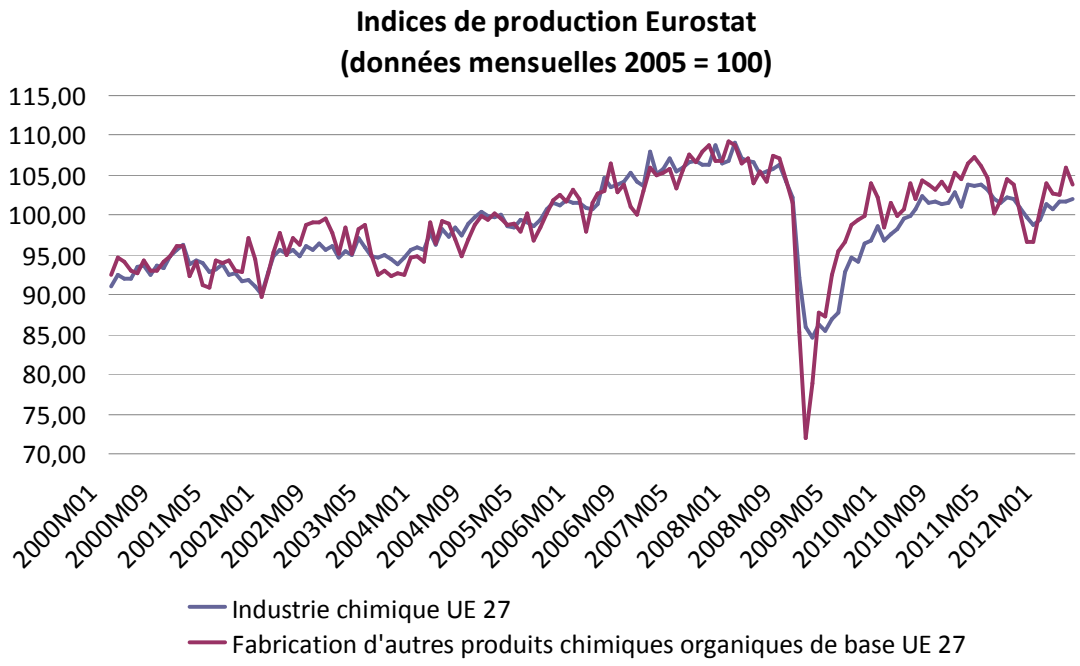
| Matières | Capacités en Kt | | | | Production en Kt | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 2006 | 2010 | 2011 | Δ 2006/2011 | 2006 | 2010 | 2011 | Δ 2006/2011 |
| **Ethylène** | 24044 | 24463 | 24212 | 0,7% | 21191 | 20280 | 19559 | -7,7% |
| **Propylène** | n.d | 12901 | 12772 | -1,0% | 15532 | 15167 | 14665 | -5,6% |
| **Butadiène** | 2444 | 2490 | 2500 | 2,3% | 2182 | 2079 | 2087 | -4,4% |
| **Styrène** | 6142 | 5719 | 5737 | -6,6% | 5382 | 4977 | 4794 | -10,9% |
| **Acrylonitrile** | 945 | 855 | n.d | -9,5% | 815 | 680 | n.d | -16,6% |
| **Benzène** | 9918 | 10363 | 10201 | 2,9% | 8265 | 7719 | 7285 | -11,9% |
| **Cyclohexane** | 1546 | 1547 | 1377 | -10,9% | 1202 | 951 | 792 | -34,1% |

Source : APPE, 2011

L'éthylène est le premier monomère produit en Europe en 2011 avec 19,559 millions de tonnes en baisse de 3,5% sur un an. Les capacités de production ont baissé de 1% à 24,212 millions de tonnes et le taux d'utilisation des craqueurs a atteint 83%. Entre 2010 et 2011, la production de propylène a diminué en volume de 3,3% pour atteindre 14,665 millions de tonnes.

L'indice de production Eurostat montre un net ralentissement de la production chimique à la fin de l'année 2011 (-6,34 points pour l'indice de chimie organique de base entre août et décembre 2011) (Graphique 13) sous les effets conjugués de la crise de la dette en Europe et du ralentissement mondial de l'activité. L'activité est répartie à la hausse en début d'année 2012 mais le retour de la crise européenne en juin 2012 et le ralentissement économique devrait impacter les niveaux de production.

**Graphique 13: Évolution de la production dans l'industrie chimique et la chimie organique**

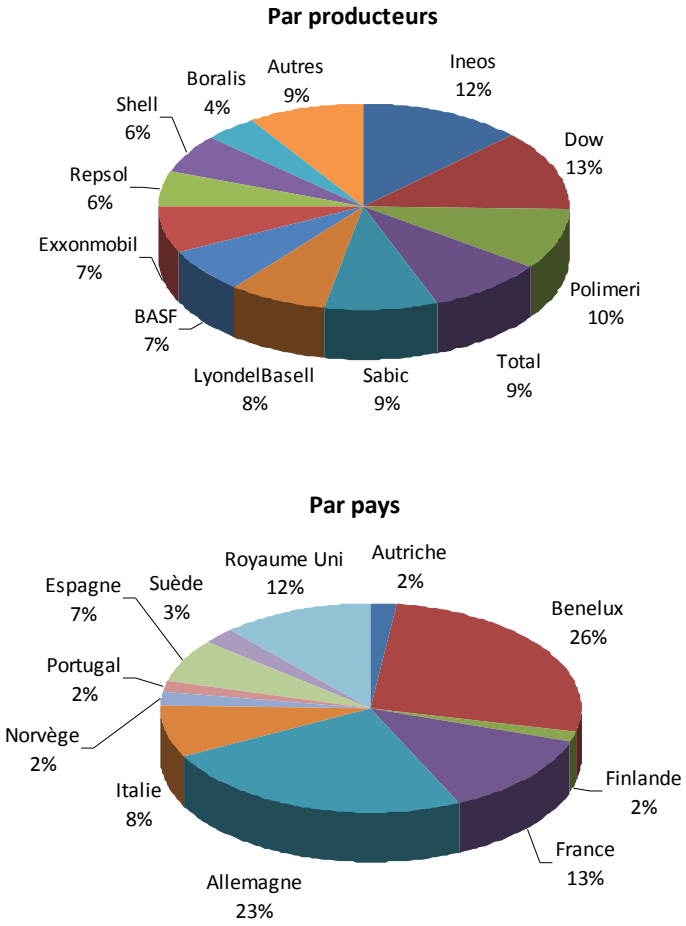



Source : Eurostat, APPE, 2012

Comme il a été expliqué dans la première section, les capacités de production des craqueurs européens sont concentrées dans les pays de l'Europe du nord-ouest qui constituent le cœur historique de l'industrie pétrochimique : au Benelux (26%), en Allemagne (23%), en France (13%) et au Royaume-Uni (12%). Outre cette concentration géographique nous constatons que les cinq premiers producteurs

possèdent plus de 50% des capacités de productions des craqueurs européens (Graphique 1).

**Graphique 14: Répartitions des craqueurs européens en 2010**

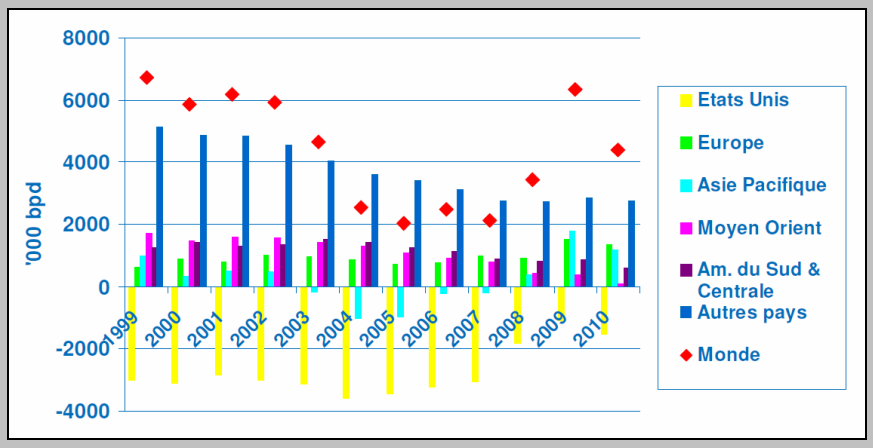



Source : APPE

## Encadré 2 : Les marchés du raffinage

L'industrie du raffinage qui est le premier maillon de la chaine de valeur connait depuis plusieurs années des difficultés. Suite à la crise économique de 2008-2009 la situation s'est légèrement améliorée en 2010 avec une diminution des surcapacités mondiales, une amélioration du niveau des marges de raffinage et une augmentation de la production effective de produits raffinés de 2,4%.

**Graphique 15: Excédent/déficit des capacités de raffinage par grandes zones**




Source: IFP à partir du BP statistical Review of World energy 2010

Comme le montre le graphique, l'ensemble des régions est en surcapacité à l'exception des États-Unis. Il existe cependant de grandes disparités dans les dynamiques de production d'une région à l'autre du globe.

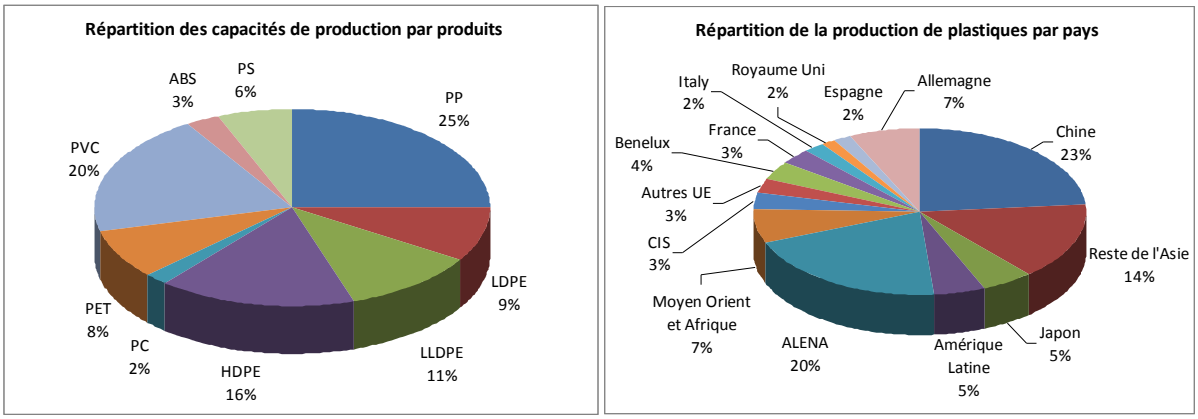
En Europe le secteur a redémarré mais les problèmes de surcapacité et le faible taux d'utilisation des usines n'ont pas permis de rétablir des marges suffisantes. Les nouvelles réglementations environnementales couplées à une baisse ou stagnation de la demande de produits raffinés font peser un risque sur la production des principaux produits pétroliers. Les entreprises se désengagent du secteur et de nombreux sites de production ferment. Les capacités de production ont baissé de 2% entre 2009 et 2010. Dans les pays émergents, la construction de nouvelles capacités suit l'augmentation de la demande de produits raffinés qui est tirée par la demande interne en Asie et les exportations au Moyen-Orient. Les capacités de production ont augmenté de 3,4% (hors japon) en Asie, de 1,2% au Moyen-Orient et de 0,3 en Amérique Centrale et du Sud.

Depuis la fin 2011 le niveau des marges baisse à nouveau (surtout en Europe) sous l'effet du ralentissement de la demande de produits raffinés, la hausse des capacités (nouveaux projets) et la remontée des prix du pétrole brut. Selon l'IFP le problème de marge devrait persister en 2012 et 2013. Cette situation fait peser un risque sur l'offre du secteur du raffinage et plus généralement sur la production des principaux intermédiaires chimiques (surtout en Europe).

### ii. La production des produits aval (downstream)

La production de matières plastiques connait depuis plusieurs années une croissance très importante. Selon Plasticseurope, la production de matières plastiques a redémarré en 2009 et 2010 après une forte baisse en 2008. Pour la première fois depuis 1950 la production de résines plastiques a diminué de 5,8% en 2008 en réponse à la crise économique qui s'est installée dans les pays développés et au ralentissement de l'économie mondiale. La production a augmenté de nouveau en 2009 de 2% puis de 6% en 2010 pour atteindre 265 millions de tonnes. À long terme, la production en volume de matières plastiques a été multipliée par 155 depuis 1950. Le taux de croissance annuel moyen de la production mondiale est très dynamique, supérieur à 5% par an.

**Graphique 16: La production mondiale de matières plastiques**




Source : Plasticseurope et Chemical Market Association Inc (CMAI)

La région asiatique est de loin la première zone de production dans le monde avec 38,5% (hors Japon) de part de marché, suivie de l'Europe (21,5%) et de l'ALENA[53] (20%). L'Europe qui a longtemps été la première zone productrice de plastiques a été dépassée par l'Asie grâce notamment à la très forte hausse de production en Chine qui est passée directement de la quatrième à la première place entre 2009 et 2010. La Chine est devenue en 2010 le premier pays producteur de plastiques représentant 23% de la production mondiale.

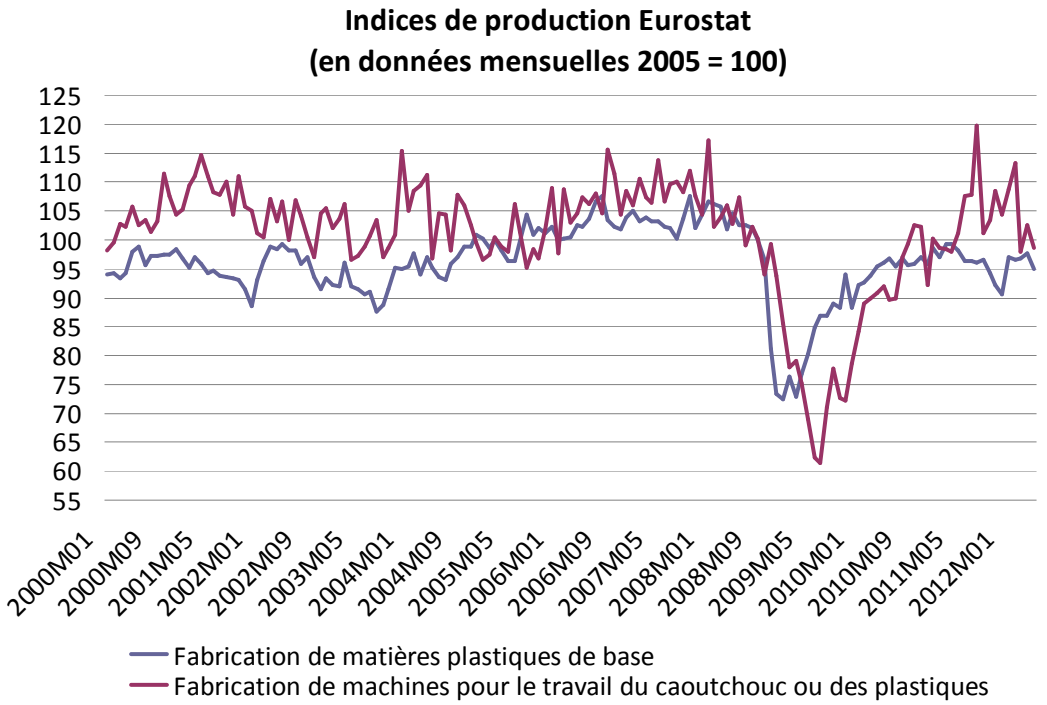
La répartition par produit des capacités de production disponibles dans le monde (Graphique 16) montre une concentration de la production sur deux familles de matières plastiques : les polypropylènes et les polyéthylènes. Ils représentent à eux

[53] Accord de Libre Echange Nord Américain constitué du Canada, des États-Unis et du Mexique

seuls plus de 60% des capacités de production dans le monde. Le PVC est la troisième famille avec 20% des capacités disponibles, suivi du PET[54] (8%) et du Polystyrène (PS) (6%).

Au niveau de la zone européenne, la dynamique de la production des matières plastiques est moins forte que la tendance identifiée sur les marchés mondiaux. Malgré une nette augmentation depuis 2009, le niveau de l'indice de production reste en dessous des niveaux d'avant crise (courbe bleue dans le graphique 17). Après un net ralentissement à la fin de l'année 2011, l'activité est répartie à la hausse en janvier 2012 mais le retour de la crise européenne en juin et le ralentissement économique devrait impacter les niveaux de production pour la fin d'année.

**Graphique 17: Évolution de la production dans l'industrie des matières plastiques**




Source : Eurostat, 2012

En 2010, les pays de l'Union Européenne ont produit 57 millions de tonnes de résines plastiques en hausse de 3,6% sur un an mais inférieure à la croissance mondiale (+6%). Une analyse plus fine au niveau des familles de plastiques montre une diminution de la production des plastiques de commodité au profit des plastiques techniques Depuis 2006 la production de polypropylène a diminué en volume de 17%,

[54] Le PET (Polyethylene Theraphtalate) est un plastique utilisé principalement dans l'industrie de l'emballage alimentaire et notamment la fabrication de bouteilles recyclables.

et la production de polyéthylène (non linéaire) a diminué de 14%. À l'inverse, la production d'ABS a augmenté de 8,8% et celle de polyamide (PA) de 9,8%.

Il est important de remarquer que la valeur de la production de plastiques techniques ABS et PA est supérieure au celles du PE et PP. Une tonne d'ABS vaut en moyenne 1531€ et une tonne de PA 2102 €, contre seulement 980€/T pour le PP et 978€/T pour le PE[55]. L'Europe se spécialise donc dans la production de plastiques techniques et haute valeur ajoutée laissant la production de masse de plastiques de commodité à d'autres régions du monde telles que le Moyen-Orient[56].

#### 2.3.2.2. La consommation mondiale de produits pétrochimiques et plastiques

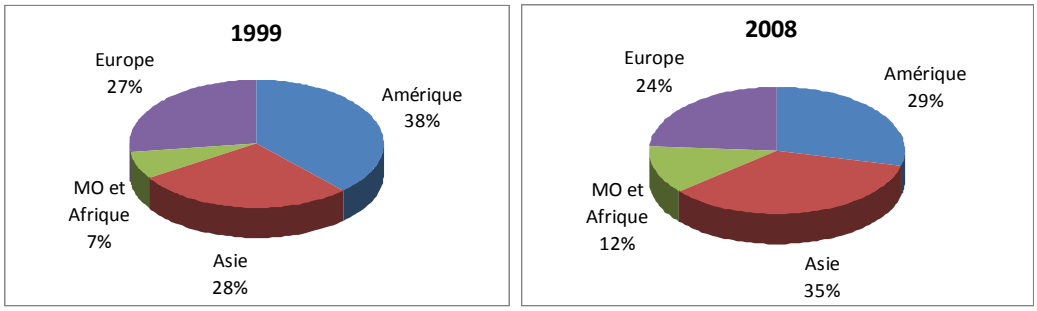
##### i. La consommation des produits amont (upstream)

Tout comme la production, la consommation de produits chimiques de base connaît depuis plusieurs années une croissance soutenue. La consommation de produits chimiques intermédiaires tels que l'éthylène et le propylène augmente régulièrement chaque année tirée par la très forte dynamique des pays en développement et notamment des pays des BRIC. Entre 1999 et 2007, les taux de croissance annuels moyens des demandes d'éthylène et de propylène étaient respectivement de 4,2% et de 5,2% (hors crise de 2008) (ICIS). La demande de produits chimiques de base s'est effondrée fin 2008 et début 2009 avant de redémarrer très fortement en 2009 stimulée par les plans de relance mis en place dans la plupart des pays du monde.

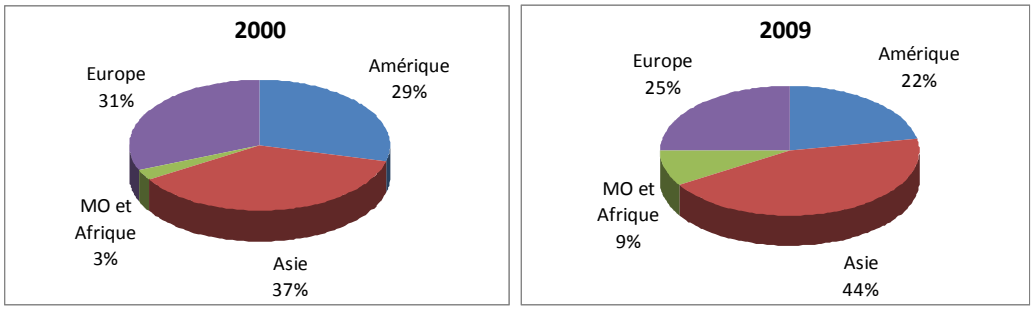
La croissance de la demande depuis est largement tirée par la consommation dans les pays asiatiques et principalement en Chine et en Inde. Selon le CMAI ces deux pays représenteront 67% de la demande additionnelle de produits chimiques entre 2010 et 2015. L'Asie est devenue la première région consommatrice de produits chimiques de base. Elle consomme 44% de la consommation mondiale de propylène, 35% de la consommation d'éthylène et 47% de la consommation de butadiène (Graphiques 18 à 20).

[55] Pour calculer la valeur moyenne d'une tonne de plastiques nous avons divisé la valeur annuelle de la production en euros par le nombre de tonne produite sur un an.
[56] Nous aborderons la question de la spécialisation des zones géographiques plus en détail dans la partie suivante sur le commerce international (2.3.2.3- ii).

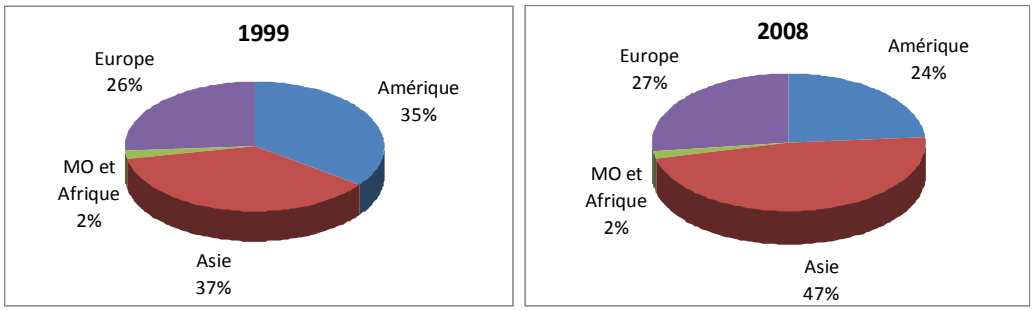
**Graphique 18: Consommation d'éthylène par zone géographique**




**Graphique 19: Consommation de propylène par zone géographique**



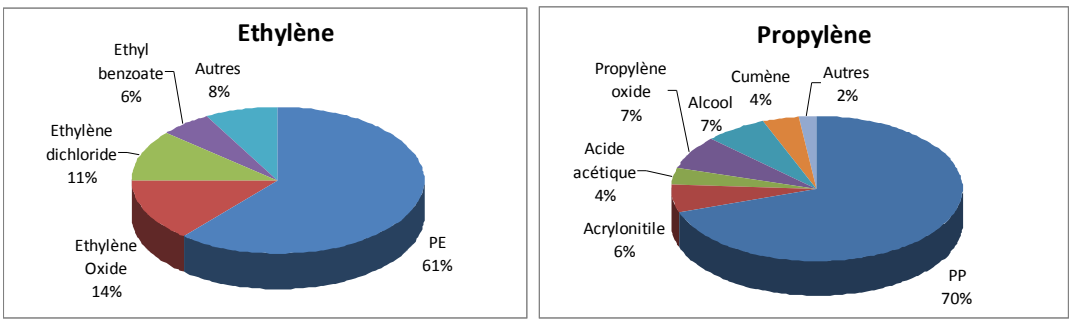

**Graphique 20: Consommation de butadiène par zone géographique**




Source ICIS training, Chemsystems Online

Lorsque nous analysons la répartition de la consommation des différents monomères nous constatons qu'ils sont utilisés en majorité pour produire d'autres matières pétrochimiques ou plastiques.

**Graphique 21: Consommation d'éthylène et propylène par usages**




Source : CMAI

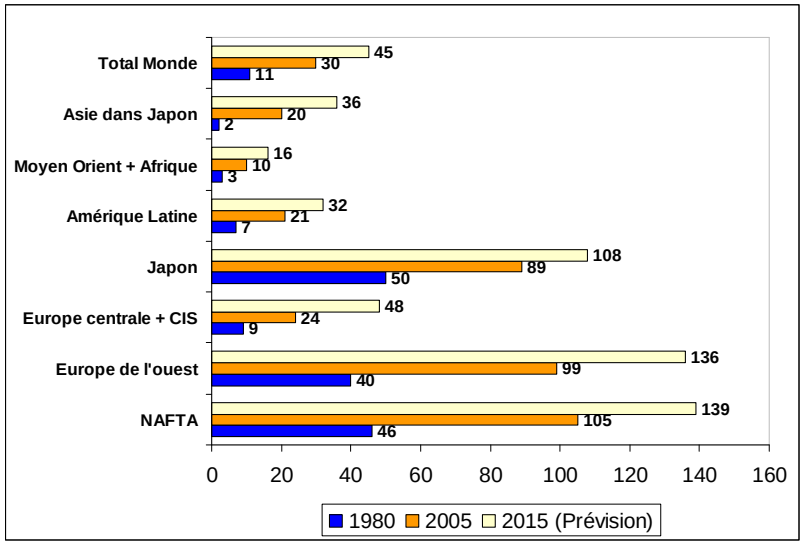
Pour simplifier, la consommation des produits chimiques est largement tirée par la production des plastiques (Graphique 21) :

- Plus de 60% de la consommation d'éthylène est utilisée pour produire des plastiques Polyéthylène. Le reste de la consommation se répartit sur plusieurs sous-produits chimiques intermédiaires.
- 70% de la consommation de propylène est utilisée dans la production de plastique polypropylène.
- Le butadiène est consommé pour produire essentiellement des matières élastomères : 30% pour le SBR (Styrene Butadiene Rubber) et 28% pour le BR (Butadiene Rubber) utilisé dans la production de pneus. 11% seulement est utilisé dans la production de plastiques ABS.
- 41% de la consommation de styrène est utilisée pour produire du plastique polystyrène et 16% pour produire du plastique ABS.
- Le benzène est essentiellement consommé pour produire du styrène (52%). Seulement 19% est utilisé pour produire du cumène et 12% pour produire du Cyclohexane.
- Le cyclohexane est consommé pour produire du polyamide : 50% pour produire du polyamide 6 (par l'intermédiaire de l'acide adipique) et 50% pour produire du polyamide 6 (par l'intermédiaire du caprolactame).

### ii. La consommation des produits aval (downstream)

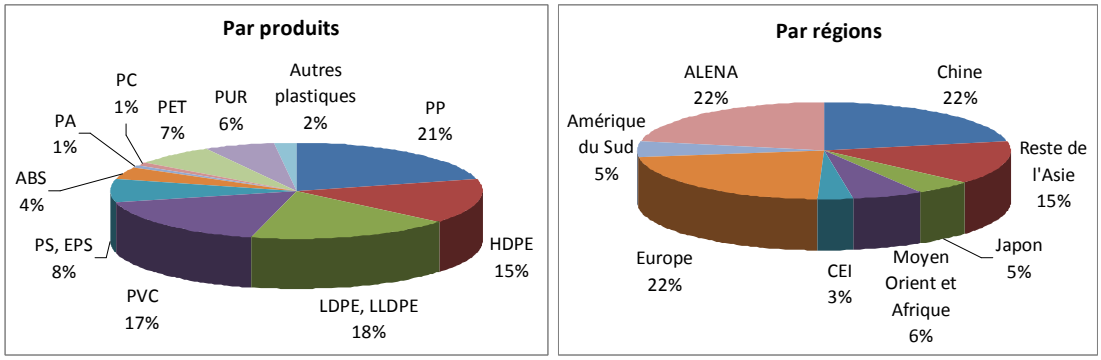
La consommation de matières plastiques dans le monde est extrêmement dynamique depuis plusieurs années. Plasticseurope prévoit une croissance moyenne de la demande mondiale de 5% pour les plastiques de commodité et de 6% pour les plastiques techniques entre 2007 et 2015. La demande de polymère est largement dominée par les plastiques de commodité qui représentent plus de 90% de la consommation totale de résines plastiques. La demande de plastiques par tête devrait croitre de 4 % par an jusqu'à 2015 avec le potentiel le plus important pour la région d'Europe centrale et CEI (+7,3%) et la région asiatique hors Japon (+6%) (Graphique 22).

**Graphique 22: Demande par tête de matières plastiques dans le monde**




Source : Plasticseurope

**Graphique 23: Répartition de la consommation mondiale de plastiques (2007)**




Source : Plasticseurope

La demande de matières plastiques se concentre sur les plastiques polyoléfines (polypropylène et polyéthylène) qui représentent 54% de la consommation mondiale. Le PVC (17%) est le deuxième plastique le plus consommé. Les plastiques plus techniques tels que l'ABS (4%) et les polyamides (1%) ont un poids très faible dans la consommation totale de résines plastiques. Cette concentration s'explique notamment par l'identité des consommateurs de matières plastiques.

Les matières plastiques sont essentiellement consommées pas les pays asiatiques qui comptent pour 37% de la consommation mondiale de résines. Comme pour la production, la Chine (22%) est le premier pays consommateur des matières plastiques. Les autres pays en développement (Amérique Latine (5%), CEI[57] (3%) et Moyen-Orient (6%)) ne représentent pour l'instant qu'une faible partie de la consommation

[57] Communauté des États Indépendants constituée de 11 anciennes républiques soviétiques.

mondiale. Les pays industrialisés européens et nord-américains restent des acteurs majeurs et consomment presque 50% de la production mondiale de plastiques.

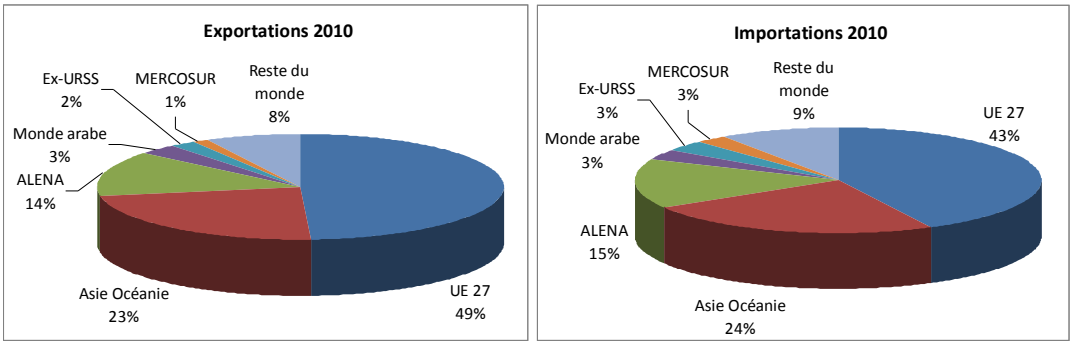
Au niveau sectoriel, c'est l'industrie de l'emballage qui tire la consommation de plastiques. L'emballage consomme essentiellement des plastiques de commodité comme le polypropylène et le polyéthylène. Le secteur de la construction, l'automobile et l'industrie électronique sont des consommateurs secondaires de matières plastiques qui sont souvent plus techniques.

#### 2.3.2.3. Le commerce international de produits pétrochimiques et plastiques

##### i. L'analyse des flux commerciaux

L'analyse des échanges internationaux de produits chimiques met en évidence une très forte progression des flux commerciaux entre les régions du monde au cours des dernières années. Le commerce international de produits chimiques progresse continuellement en valeur depuis le début des années 2000 à un taux annuel moyen de 10,8% pour atteindre 1869 milliards[58] d'euros en 2010 (Source Chelem). L'Union Européenne reste le premier exportateur et importateur de produits chimiques (tous produits chimiques confondus) dans le monde avec 49% des exportations et 43% des importations mondiales. L'Europe est notamment spécialisée dans l'exportation de produits à haute valeur ajoutée comme les produits pharmaceutiques et les articles plastiques qui représentent plus de la moitié (54%) de la valeur des exportations totales de produis chimiques. La région Asie-Océanie est la deuxième région en termes de commerce de produits chimiques suivis par la région ALENA.

**Graphique 24: Commerce international de produits chimiques par pays en 2010**



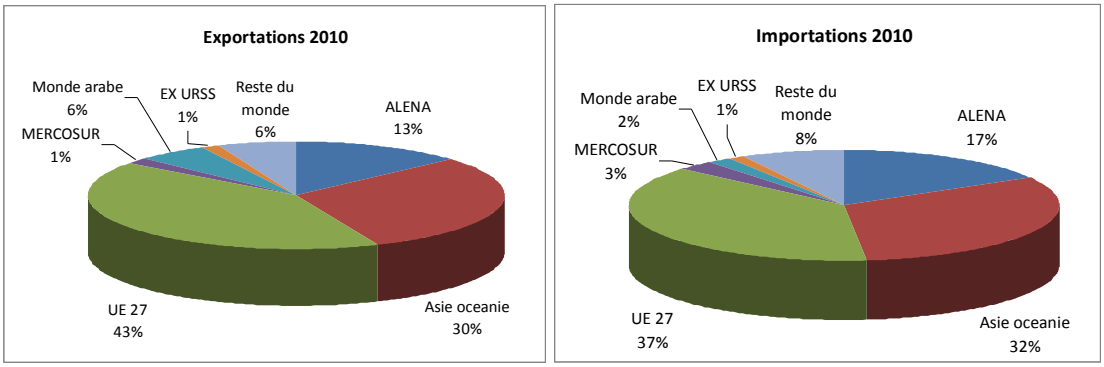

[58] Le secteur chimique dans la nomenclature du Chelem comprend : La chimie minérale de base, engrais, la chimie organique de base, les peintures, les produits de toilette, les produits pharmaceutiques, les plastiques, les articles plastiques et les articles en caoutchouc.

**Tableau 19: Taux de croissance annuels moyens des flux commerciaux entre 2000 et 2010 par secteur d'activité**

| Région | Chimie organique de base | | Plastiques | |
|---|---|---|---|---|
| | Exportations | Importations | Exportations | Importations |
| ALENA | 7,3% | 6,1% | 6,1% | 5,2% |
| Asie oceanie | 13,7% | 12,5% | 10,7% | 11,0% |
| UE 27 | 7,4% | 8,7% | 7,4% | 7,1% |
| MERCOSUR | 11,8% | 10,6% | 7,8% | 11,6% |
| Monde Arabe | 14,2% | 15,8% | 8,0% | 10,5% |
| EX URSS | 8,3% | 17,4% | 18,7% | 16,1% |
| Reste du monde | 8,6% | 7,8% | 5,2% | 10,2% |
| Monde | 9,4% | 9,4% | 8,9% | 8,9% |

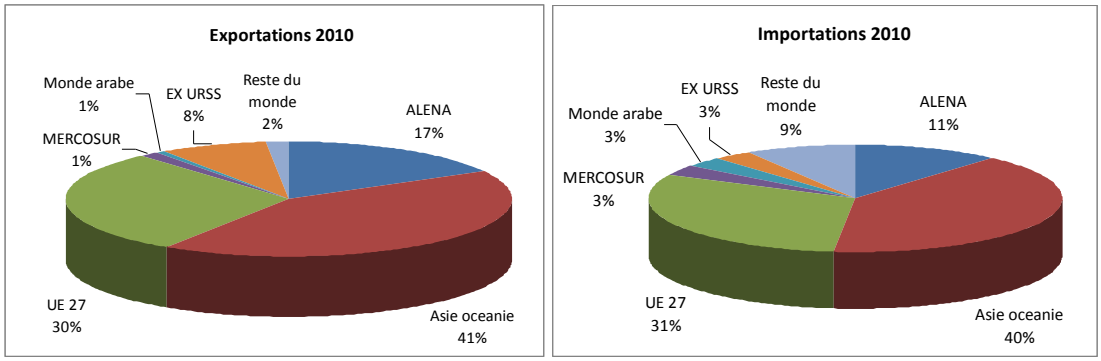
Source : Base de données COM CIN , Chelem

**Graphique 25: Exportations et importations de produits chimiques organiques de base par pays en 2010**




Source : Base de données COM CIN, Chelem

**Graphique 26: Exportations et importations de plastiques par pays en 2010**




Source : Base de données COM CIN , Chelem

Plus précisément, nous retrouvons cette forte dynamique dans le sous-secteur de la chimie organique et des matières plastiques. Les exportations et importations de la chimie organique de base ont augmenté en valeur à un taux annuel moyen de 9,4% s'élevant à plus de 350 milliards d'euros. Les exportations et importations de

plastiques progressent en moyenne de 8,9% par an et s'élèvent à 26 milliards d'euros en 2010.

Les pays européens sont les premiers exportateurs et importateurs mondiaux de chimie de base suivis de la région Asie-Océanie et de l'ALENA. Dans le sous-secteur des plastiques la région asiatique est devenue la principale zone de flux commerciaux. La croissance du commerce international de produits pétrochimiques et plastiques a été particulièrement dynamique au sein des pays en développement. Comme le montre le tableau 19 les taux de croissance annuels moyens des exportations et importations de produits chimiques de base et des plastiques sont supérieurs à la moyenne mondiale dans les régions en développement (Asie-Océanie, Monde Arabe, ex-URSS, Mercosur). À l'inverse, les pays industrialisés européens et nord-américains ont été moins dynamiques.

**Tableau 20: Part des exportations intra-zone dans les exportations totales**

| | Chimie organique de base | Plastiques |
|---|---|---|
| ALENA | 30,1% | 24,3% |
| Asie Océanie | 63,7% | 61,9% |
| UE 27 | 62,0% | 63,4% |
| MERCOSUR | 14,2% | 30,3% |
| Monde Arabe | 4,4% | 20,2% |
| Ex-URSS | 20,4% | 16,5% |

Source : Calculé à partir de la base de données COMCIN Chelem

Le commerce mondial de produits pétrochimiques est dominé par du commerce intra-zone au sein des pays européens et de la région Asie-Océanie (Tableau 20). Plus de 60% des exportations de produits chimiques de base et de plastiques sont effectuées à l'intérieur des zones d'échanges. Toutes les autres régions du monde exportent plus de 60% de leurs produits en dehors de leur zone d'appartenance. La région asiatique est la principale destination de ses exportations. Plus de 70% des exportations des pays arabes sont par exemple orientées vers l'Asie-Océanie. Les pays de l'ex-URSS exportent en majorité vers l'Union Européenne et vers la région asiatique. Les pays de l'ALENA exportent essentiellement vers les pays asiatiques et l'Union Européenne. Les pays du Mercosur exportent en majorité vers les pays de l'ALENA et la région européenne.

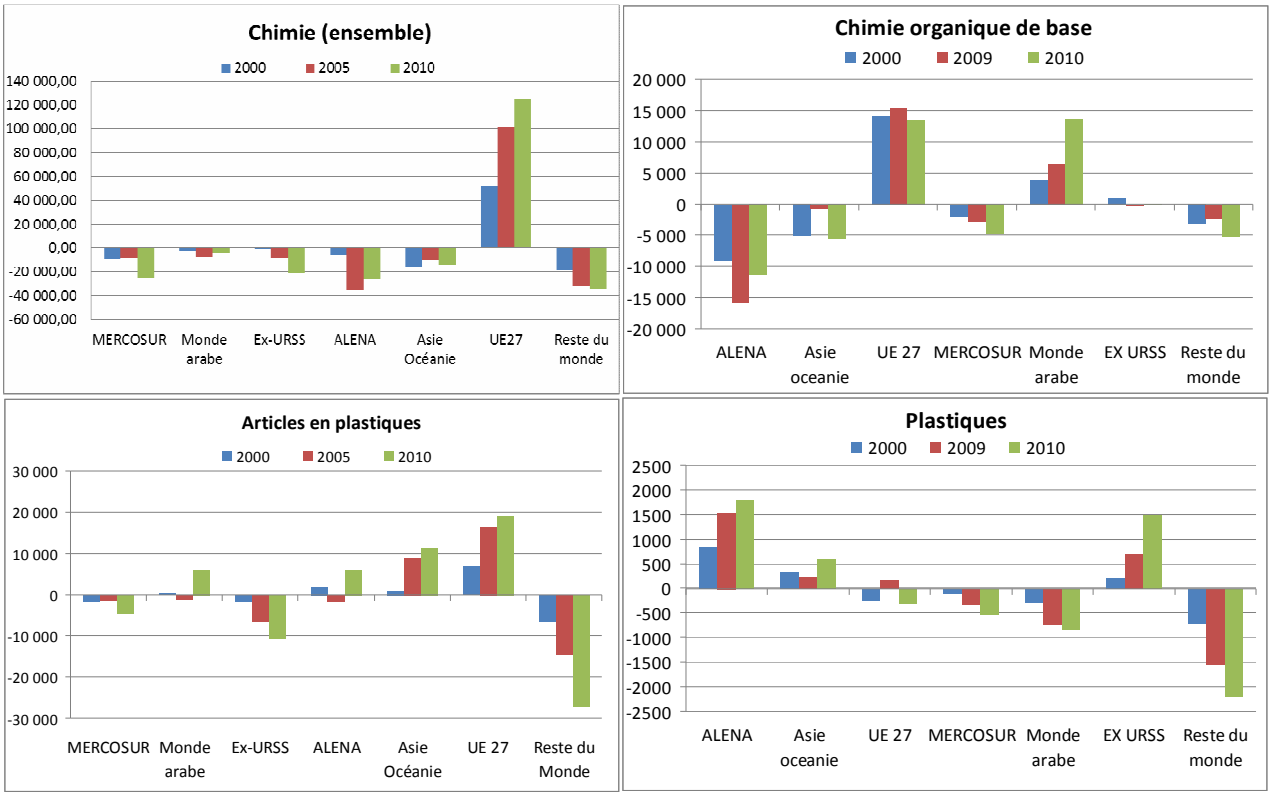
### ii. La croissance des déséquilibres mondiaux

L'étude des balances commerciales des régions du monde nous permet de constater une augmentation des déséquilibres mondiaux dans les échanges de produits chimiques. Les exportations et les importations se concentrent dans certaines régions reflétant les dynamiques de productions et de consommations.

La région européenne a un excédent important de sa balance commerciale. Elle exporte des produits chimiques à haute valeur ajoutée vers toutes les autres régions du monde. Les pays en développement (Mercosur, Monde Arabe, Afrique et Asie hors Japon) sont importateurs nets de produits chimiques et voient leurs balances commerciales de produits chimiques se dégrader.

L'augmentation des déséquilibres mondiaux peut s'expliquer par la forte hausse des prix des produits chimiques sous la pression de la hausse des produits pétroliers mais également par la hausse de leur consommation en volume. Comme il a été expliqué dans la partie précédente, les pays en développement ont connu une forte croissance économique aux cours des dix dernières années, croissance alimentée par la consommation soutenue de produits chimiques.

**Graphique 27: Balances commerciales en millions d'euros courants (2010)**




Source : Calculé à partir de la base de données COMCIN Chelem

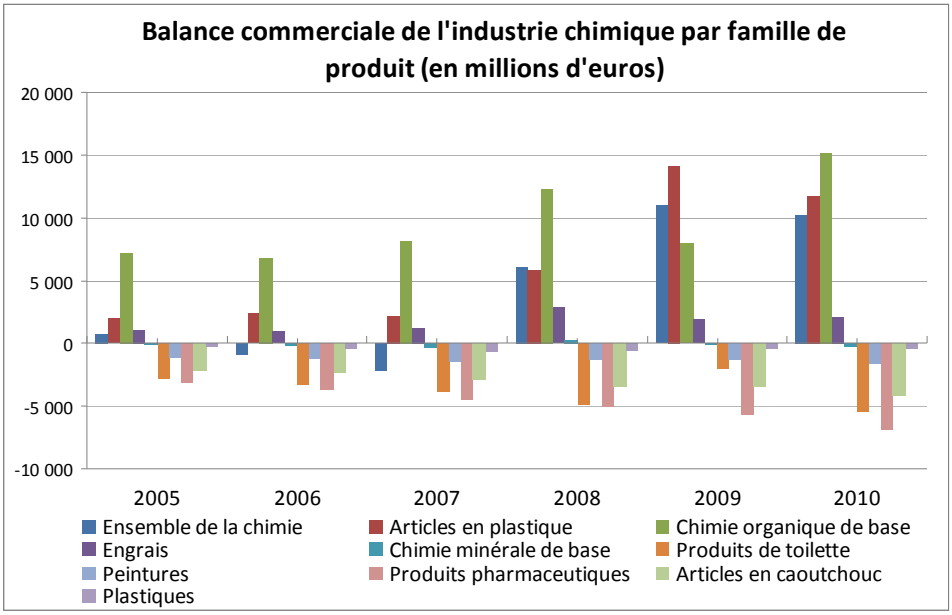
Dans le sous-secteur de la chimie organique de base l'Europe est très excédentaire et exporte vers les autres régions du monde. Dans les années récentes, les pays du Monde Arabe sont devenus exportateurs nets de produits chimiques de base au point de se hisser au niveau de l'Europe. Dans le sous-secteur des plastiques, la région ALENA, les pays de l'ex-URSS (dont 90% pour la Russie) et la région Asie-Océanie ont un excédent net de leur balance commerciale qui leur permet de fournir les régions en déficit (Europe, Mercosur, Monde Arabe et Afrique).

*La spécialisation de pays du Moyen-Orient*

Dans leur ensemble, les pays du Monde Arabe sont importateurs nets de matières plastiques. Cependant, il existe des différences importantes entres les pays d'Afrique du Nord, les pays du Golfe et du Moyen-Orient non OPEP.

Grâce à leur richesse en hydrocarbures, les pays du Golfe[59] se sont spécialisés dans la production et l'exportation de produits pétrochimiques de base et d'article en plastique (Graphique 28). Ils ont un excédent important de la balance commerciale dans le secteur de la chimie (plus de 10 milliards d'€ en 2010) qui s'explique essentiellement par un excédent commercial dans la chimie organique de base (15 milliards d'€ en 2010) et la production d'articles en plastique (11,7 milliards d'€ en 2010) (Source Chelem).

**Graphique 28: Évolution de la balance commerciale dans les pays du Golfe**



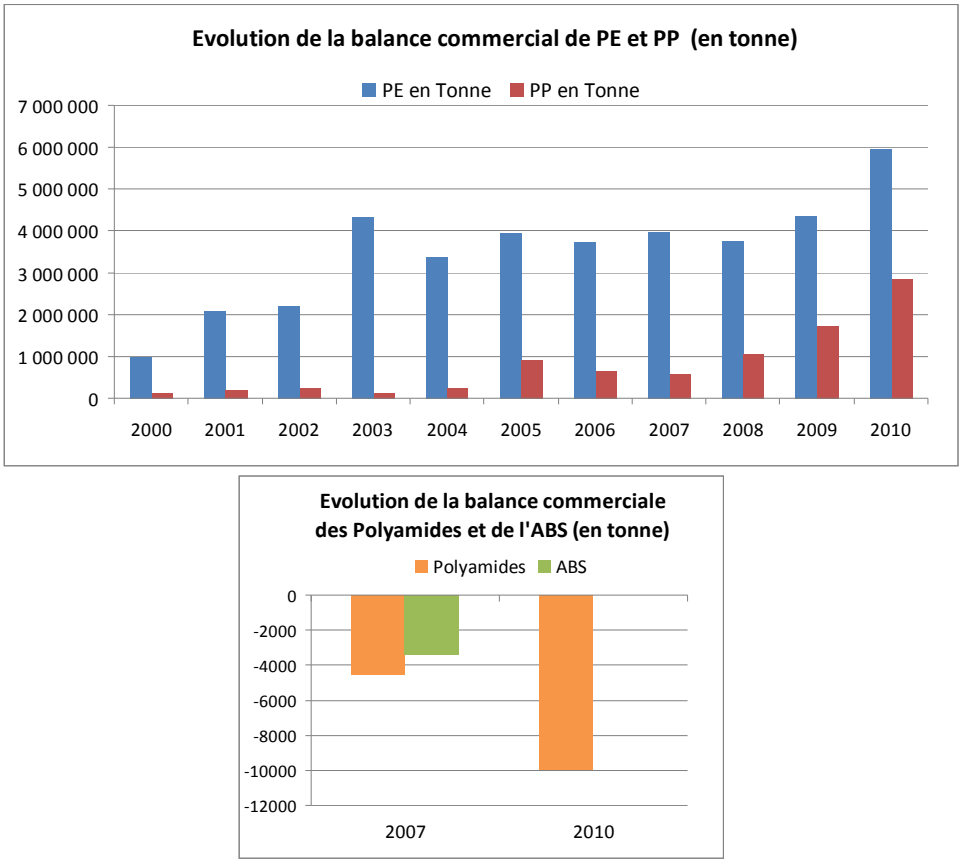

Source : Base de données COMCIN Chelem

[59] Bahreïn, Arabie Saoudite, Émirats Arabes Unis, Irak, Iran, Koweït, Oman et Qatar.

Inversement, les pays du Moyen-Orient ont un déficit de leur balance commerciale pour les produits à plus forte valeur ajoutée comme les produits de toilette (-5,5 milliards d'€ en 2010), les produits pharmaceutiques (-6,8 milliards d'€ en 2010) et les articles en caoutchouc (-4,1 milliards d'€ en 2010).

Plus en détail, l'analyse des balances commerciales de l'Arabie Saoudite par matières plastiques montre par exemple un fort excédent pour les plastiques de commodité PP et PE mais un déficit pour les plastiques techniques ABS et PA (Graphique 29) ce qui confirme la spécialisation sur les produits à plus faible valeur ajoutée.

**Graphique 29: Balance commerciale de l'Arabie Saoudite**

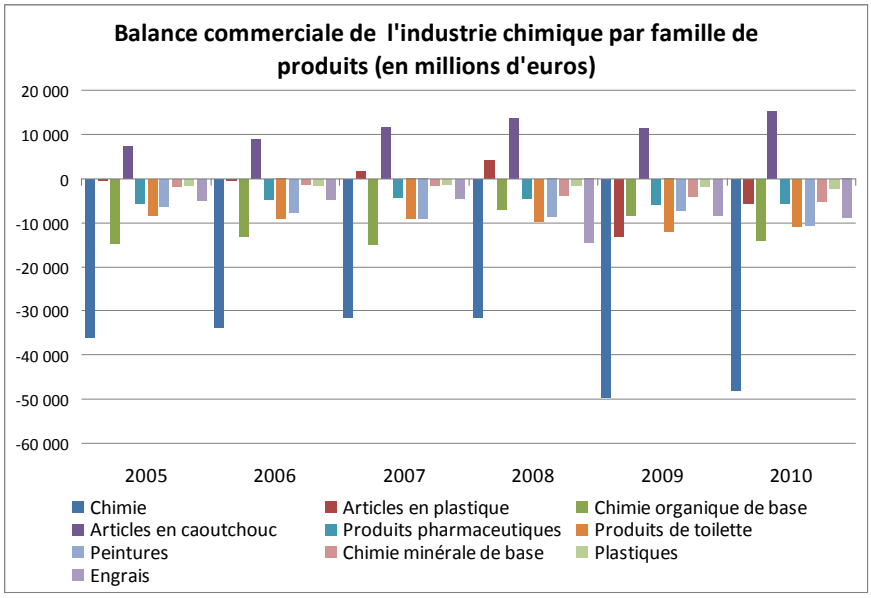



Note : Données non disponibles pour le plastique ABS en 2010.
Source : Base de données UN Comtrade

*Le déficit commercial asiatique*

À la différence des pays du Golfe, les pays asiatiques hors Japon ont un important déficit de la balance commerciale de l'industrie chimique (-48 milliards d'€ en 2010) qui est en augmentation au cours des dernières années. Toutes les branches de la chimie sont en déficit à l'exception des articles en caoutchouc (+15,4 milliards d'euros) (Graphique 30).

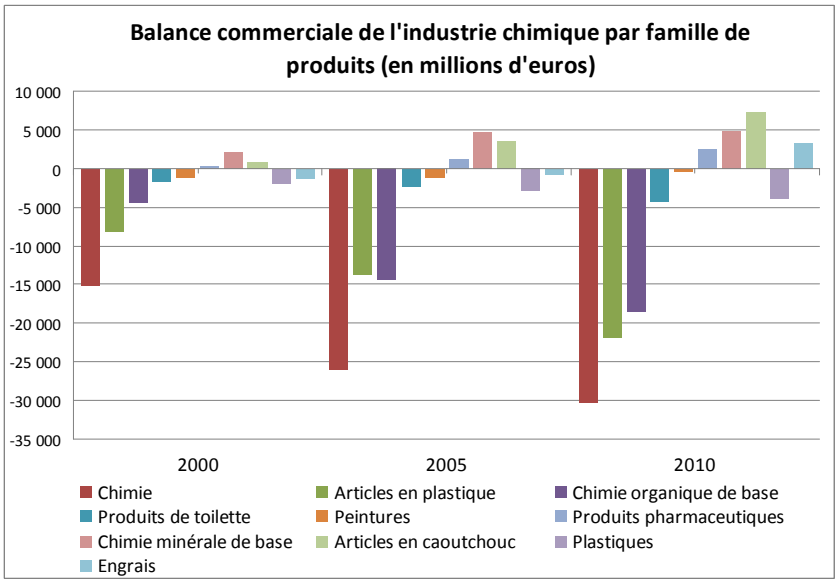
**Graphique 30 : Évolution de la balance commerciale dans les pays asiatiques hors Japon**




Source : Base de données COMCIN, Chelem

L'essentiel du déficit est du à la Chine qui représente à elle seule près de 63% du déficit asiatique global de la chimie en 2010 (30 milliards d'€ sur 48 milliards) (Graphique 31). Plus en détail, la Chine connait un fort déficit commercial des articles en plastiques (-21,7 milliards d'€ en 2010), de la chimie organique de base (-18,4 milliards d'€ en 2010), des produits de toilette (-4,2 milliards d'€ en 2010) et des plastiques (-3,8 milliards d'€ en 2010). Elle a un excédent commercial pour les articles en caoutchouc (+7,3 milliards d'€ en 2010), la chimie minérale de base (+4,9 milliards d'€ en 2010) et les produits pharmaceutiques (+2,6 milliards d'€ en 2010).

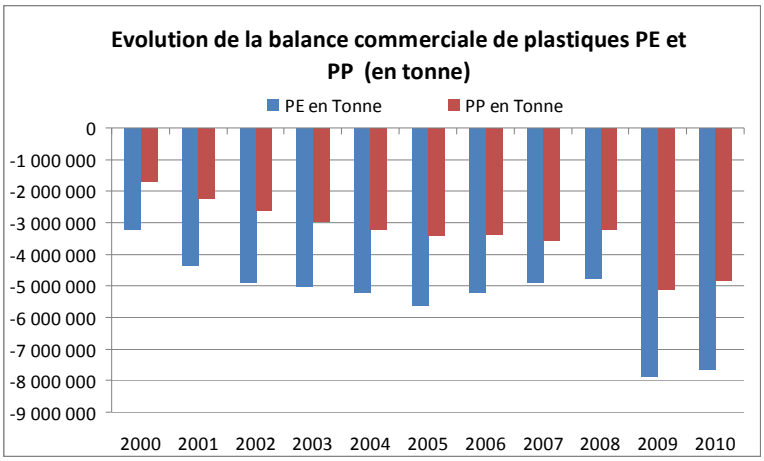
**Graphique 31: Évolution de la balance commerciale de la Chine**




Source : Base de données COMCIN, Chelem

Enfin, l'évolution de la balance commerciale chinoise des principales matières plastiques depuis 2000 confirme sa forte dépendance vis-à-vis de l'extérieur. Les déficits commerciaux des plastiques PE et PP sont en constante augmentation depuis 2000, s'élevant respectivement en 2010 à 7,6 et 4,8 millions de tonnes.

**Graphique 32: Balance commerciale chinoise des matières plastiques de base**

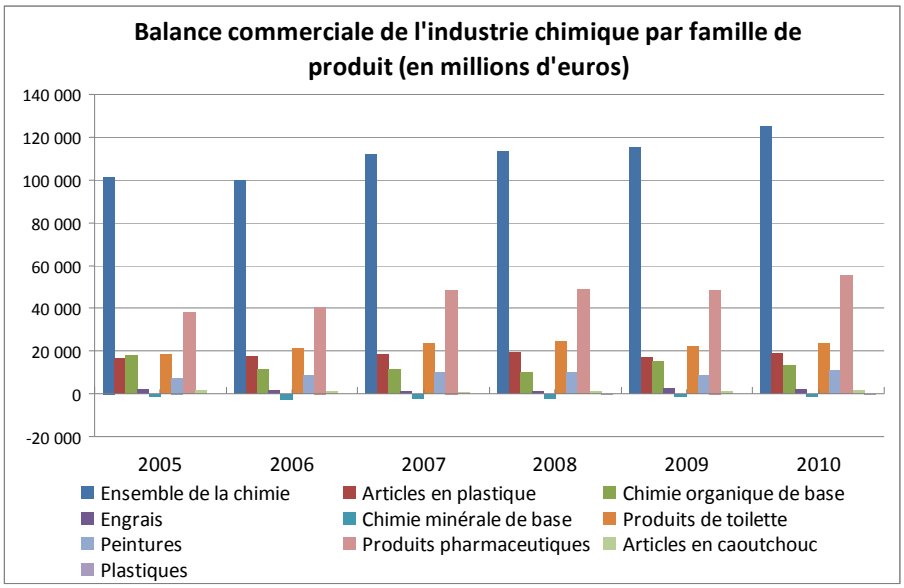



Source : Base de donée UN Cometrade

*La spécialisation des pays européens*

L'analyse de la balance commerciale du secteur chimique européen révèle une toute autre image. Les pays européens se sont spécialisés dans la production et l'exportation de produits chimiques à forte valeur ajoutée comme les produits pharmaceutiques, les produits de toilette, les peintures et les articles en plastique (Graphique 33).

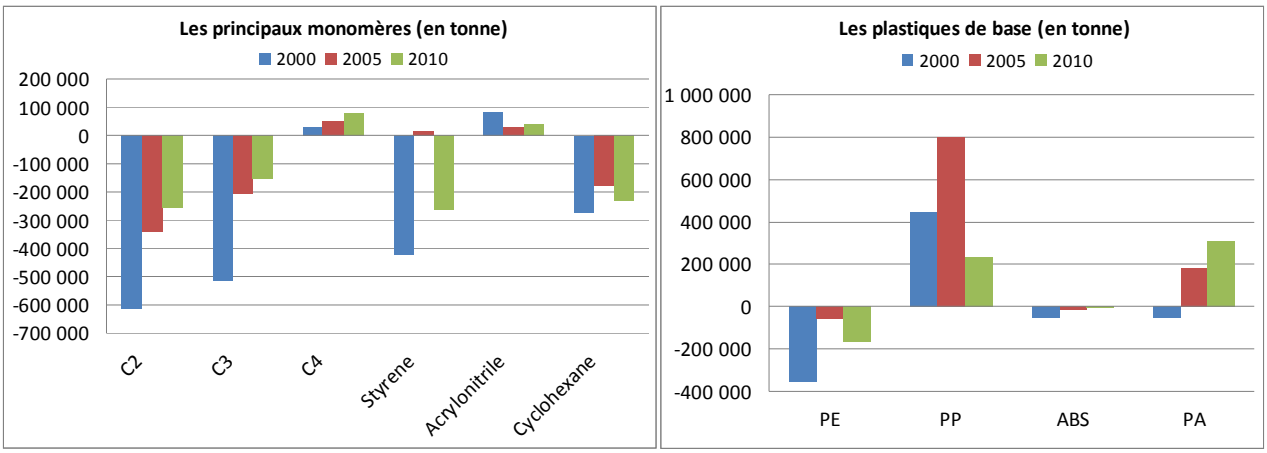
**Graphique 33: Évolution de la balance commerciale dans les pays de l'UE à 27**




Source : Base de données COMCIN Chelem

Si nous effectuons une analyse plus détaillée des échanges commerciaux de la région européenne nous constatons un déficit dans la plupart des matières pétrochimiques intermédiaires de base à l'exception du butadiène et de l'acrylonitrile (Graphique 34). Les déficits sont cependant en recul sur la période 2000-2010 sous les effets conjugués de l'augmentation des exportations et de la réduction des importations. L'Europe est exportatrice nette de polypropylène et de polyamide traduisant la spécialisation du continent dans la production de matières premières pétrochimiques à plus forte valeur ajoutée.

**Graphique 34: Balances commerciales en Europe par produits pétrochimiques**




Source : Calcul de l'auteur, Base de données UNCometrade database

## 2.4. Conclusion

Nous avons présenté dans ce chapitre les mécanismes fondamentaux qui sont à l'origine de la formation des prix des matières pétrochimiques et plastiques. Dans un premier temps, nous avons pu définir la structure industrielle du secteur pétrochimique. Elle est caractérisée par une concentration géographique de l'activité dans des zones d'activité constituées de gros complexes de production afin de réaliser des économies d'échelles, d'accéder facilement aux matières premières, de valoriser les coproduits et de réduire les coûts de transport (Chapman, 1991). La concentration géographique s'accompagne d'une intégration des activités au sein de grands groupes pétrochimiques verticalement intégrés qui contrôlent le plus souvent une bonne partie de la chaîne de valeur. L'intégration verticale permet aux entreprises pétrochimiques de réduire leurs coûts de transaction (Williamson, 1971, 1975, 1979), de faire des économies techniques tout en réduisant le risque sur l'approvisionnement en matières premières.

L'influence des pouvoirs publics est prépondérante dans l'industrie pétrochimique à cause du rôle déterminant qu'elle joue dans le développement économique et industriel (Chapman, 1991). Les politiques économiques industrielles ont joué et jouent toujours un rôle important sur l'activité pétrochimique (protection, soutien, réglementation, investissements publics, création d'entreprises publiques). Les interventions de nombreux gouvernements sur les marchés de l'énergie en réponse aux chocs énergétiques ont également influencé le plus souvent involontairement les marchés pétrochimiques mondiaux.

La majorité des produits pétrochimiques ne disposent pas de marchés boursiers organisés et ils sont le plus souvent échangés sur les marchés libres. En l'absence de marchés organisés où se forment les prix, le système de « price reporting » permet de disposer d'une mercuriale de prix de référence qui peut servir de référence aux échanges marchands.

L'analyse des fondements techniques de l'industrie révèle que les procédés de production des principales matières utilisées dans le secteur automobile sont séquentiels et interdépendants. En Europe et en Asie la production est largement dominée par des technologies qui reposent sur l'utilisation de pétrole brut créant une véritable dépendance vis-à-vis des prix pétroliers.

L'analyse des fondements économiques de l'industrie pétrochimique a montré que depuis le début des années 2000, l'industrie s'est internationalisée. Cependant, l'industrie pétrochimique conserve un fonctionnement régional et il n'y a pas de globalisation des marchés pétrochimiques comparable à celle du pétrole (Chalmin, 2009). Au cours des dernières années, nous avons constaté une hausse significative des producteurs et des consommateurs de produits pétrochimiques dans les pays en développement (Chine, Inde, Moyen-Orient, Brésil) aboutissant à la constitution des cinq grandes régions d'activités : Europe, Asie Pacifique, Moyen-Orient, Amérique du Nord et Amérique du Sud. L'Europe qui est spécialisée dans la production et l'exportation de produits pétrochimiques et plastiques à forte valeur ajoutée, a vu sa position dominante concurrencée par les pays en développement. En 2010, la région Asie est devenue la première zone de production et de consommation de matières pétrochimique et plastiques dans le monde. De plus, grâce à leur richesse en hydrocarbures, les pays du Golf se sont spécialisés dans la production et l'exportation de produits pétrochimiques de base et de plastiques à faible valeur ajoutée.

L'augmentation du nombre de participant sur les marchés pétrochimiques a contribué au phénomène de commoditisation et d'augmentation de la volatilité des prix. Le processus de « commoditisation » fait partie du cycle de vie d'une matière pétrochimique (Choksy, 1991) mais nous remarquons depuis une dizaine d'années un déplacement du phénomène vers des matières plastiques situées plus bas dans la chaîne de valeur.

# *Chapitre 3. Présentation de la méthodologie et de la littérature sur l'analyse des dynamiques des prix pétrochimiques et plastiques*

## 3.1. Introduction

Notre analyse technico-économique des marchés pétrochimiques a confirmé la dépendance des matières plastiques au pétrole brut et le fonctionnement régional des marchés des matières plastiques. De plus, l'existence d'une chaîne de dépendance entre les produits pétrochimiques justifie la réalisation d'une analyse approfondie des relations économiques qui devraient exister entre les prix des matières. Dans ce troisième chapitre nous présentons les outils utilisés pour étudier la dynamique des prix des plastiques. Inspiré par les études qui ont été effectuées sur les prix des produits pétroliers, nous utilisons la modélisation non structurelle VAR et VECM (Sims, 1980 ; Engel et Granger, 1987 ; Johansen, 1988, 1991). Nous avons cependant trouvé très peu d'études qui s'intéressent à la dynamique des prix pétrochimiques et plastiques, ce qui renforce l'intérêt de nos travaux.

Dans une première section nous présenterons les fondements théoriques des outils que nous allons utiliser pour étudier les prix des plastiques : les tests de stationnarité (Dickey & Fuller, 1979, 1981), les tests d'hypothèses jointes, la modélisation VAR (Sims, 1980), les tests de cointégration et la modélisation à correction d'erreur (Engle & Ganger, 1987 ; Johansen, 1988).

Dans une deuxième section nous présenterons les principales applications empiriques dans lesquelles ces outils ont été utilisés. La littérature se concentre essentiellement sur l'étude des prix des matières premières énergétiques et des produits pétroliers.

## 3.2. Les fondements théoriques de la modélisation VAR et de la cointégration

L'objectif de cette première section est de présenter la méthodologie que nous utiliserons dans notre analyse économétrique des prix des matières plastiques. Labys (2006) distingue deux grandes familles de modèles utilisées dans l'analyse des évolutions des prix des matières premières.

- Les modèles structurels qui s'appuient sur des fondamentaux de marché et des relations économiques faites à priori par les économistes. Ces modèles structurels identifient les variables stratégiques de marché et formalisent les comportements des agents économiques. Cette approche structurelle a subi au cours des années 70 une double critique. Sims (1980) critique les contraintes imposées a priori sur les variables qui sont non justifiées du point de vue statistique. Lucas (1976) affirme que les modèles macro-économétriques ne sont pas invariants à la forme de la politique économique envisagée.
- Les modèles non structurels étudient les propriétés statistiques des données sans imposer aucune restriction a priori. Les relations entre les variables sont testées à l'aide de tests statistiques. Ces derniers tests ont connu un succès important dans la mesure où ils permettaient de tester simplement certaines prédictions issues de la théorie (Fève, 2006).

Nous pouvons ajouter une troisième classe de modèles qualifiés de « mixés » qui essayent de concilier la rigueur statistique des modèles non structurels et la justification économique des modèles structurels. Manera et al. (2007) montrent que les performances de ces modèles mixés sont en général meilleures que celles des autres modèles.

Avant de modéliser les dynamiques entre des séries chronologiques de prix, il est nécessaire d'en étudier les caractéristiques stochastiques individuelles. Nous devrons plus particulièrement étudier la stationnarité des variables afin de pouvoir déterminer les méthodes économétriques de modélisation adéquates.

La modélisation VAR (Vector Autregressive) proposée par Sims (1980) s'inscrit dans la famille des modèles non structurels. Elle permet d'analyser simplement les relations dynamiques entre plusieurs séries temporelles stationnaires. Engle et Granger (1987) puis Johansen (1988) l'ont complétée avec la notion de cointégration

et de modélisation à correction d'erreur. L'analyse de cointégration cherche à identifier les véritables relations de long terme qui lient les variables afin de pouvoir l'utiliser pour optimiser la modélisation dans le cadre de modèle à correction d'erreur. Granger (1986) explique qu'il est possible de déterminer un terme de correction d'erreur qui permet d'améliorer la prédictibilité d'au moins une des deux variables du système. Dans la continuité des travaux de Granger, de nombreux auteurs ont montré que tenir compte de la relation de cointégration peut améliorer les performances de prévision des variables cointégrées (Engle & Yoo, 1987 ; Clements & Hendry, 1995 ; Hoffman & Rasche, 1996 ; Lin & Tsay, 1996 ; Christoffersen & Diebold, 1998 ; Lanza, Manera & Giovannini, 2005). Nous traiterons cette question des prévisions plus en détail dans le chapitre 6.

### 3.2.1. Analyse univariée des processus aléatoires non stationnaires

L'analyse univariée des séries de prix est importante car les propriétés statistiques individuelles de stationnarité ou de non-stationnarité auront un impact sur le choix des techniques utilisées dans la modélisation. Parfois les caractéristiques identifiées auront une interprétation économique et répondront en partie aux questions économiques que nous nous posons. Dans d'autres occasions, elles auront une importance uniquement technique et nous permettront de construire notre procédure d'estimation (Lütkepohl & Krätzig, 2004). Quoi qu'il en soit, les propriétés de stationnarité des séries sont très importantes et leur ignorance peut conduire à des erreurs de diagnostic et à des modélisations « fallacieuses ».

#### 3.2.1.1. Description des processus aléatoires

Il existe de très nombreuses études qui étudient les propriétés de stationnarité des prix de l'énergie avec différentes méthodologies. Lee et Lee (2009) dressent une synthèse non exhaustive des principaux papiers qui ont étudié la stationnarité des prix du pétrole brut. Dans la très grande majorité, les prix du pétrole sont identifiés comme suivant des processus non stationnaires. Cependant, à notre connaissance il existe très peu d'études qui s'intéressent aux propriétés stochastiques des prix des plastiques ou plus généralement aux prix des produits pétrochimiques. Compte tenu de la forte dépendance de ces produits aux prix du pétrole, il y a de fortes chances que les prix des plastiques soient également non stationnaires. Il est donc nécessaire d'en étudier

la stationnarité avant d'en commencer la modélisation. Dans cette première partie nous allons définir plus précisément la notion de stationnarité et présenter les tests statistiques qui permettent d'étudier la stationnarité de séries temporelles.

### i. Les processus aléatoires et la stationnarité

Un processus aléatoire est stationnaire si ses moments d'ordre 1 et d'ordre 2 ne varient pas dans le temps. Inversement, si son espérance et sa variance sont modifiées dans le temps, la série est considérée comme non stationnaire.

De manière formalisée, le processus stochastique $y_t$ est stationnaire si :

$E(y_t) = E(y_{t+m}) = \mu \quad \forall t$ et $\forall m$, la moyenne est constante et indépendante du temps ;

$\text{var}(y_t) < \infty \quad \forall t$, la variance est finie et indépendante du temps ;

$\text{cov}(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$, la covariance est indépendante du temps.

De façon plus rigoureuse nous pouvons faire la distinction entre la stationnarité au sens strict et la stationnarité d'ordre 2 définies précédemment.

- Un processus aléatoire est strictement stationnaire (stationnarité forte) si tous ses moments sont invariants pour tous changements de l'origine du temps.
- Un processus est faiblement stationnaire (stationnarité faible) si seuls les moments d'ordre 1 et 2 sont stationnaires dans le temps.

A partir de ces propriétés, nous pouvons définir un processus stationnaire de « Bruit Blanc » $x_t$, $t \in T$ comme une suite de variables aléatoires de même distribution et mutuellement indépendantes. On l'appelle aussi processus i.i.d (independent and identically distributed).

$x_t$ est un Bruit Blanc tel que :

$E(x_t) = m \qquad \forall t \in T$

$\text{var}(x_t) = \sigma^2 \qquad \forall t \in T$

$\text{cov}(x_t, x_{t+\theta}) = \gamma_x(\theta) = 0 \qquad \forall t \in T, \ \forall \theta \in T$

Si $E(x_t) = 0$, le Bruit Blanc est centré.

Un Bruit Blanc est donc nécessairement stationnaire mais tous les processus stationnaires ne sont pas des Bruit Blancs. Dans ce dernier cas le processus stationnaire est dit à mémoire longue c'est-à-dire qu'il existe une loi de reproduction interne au processus qui est donc modélisable.

Le tableau 21 résume les différents types de processus aléatoires que nous pouvons rencontrer.

**Tableau 21: Les différents types de processus aléatoires**

| Processus non stationnaires | Processus stationnaires |
|---|---|
| Processus TS | Bruit Blanc i.i.d |
| Processus DS | Bruit Blanc Gaussien n.i.d<br>(normally and indenticaly distributed) |
| | Processus à mémoire AR ou MA |

Source : Bourbonnais et Terraza (2010)

### ii. Définitions des processus non stationnaires TS et DS

Les séries de variables économiques sont rarement des réalisations de processus stationnaires. Si la série étudiée est non stationnaire, nous devons avant toute chose « stationnariser » la série, c'est-à-dire trouver une transformation stationnaire du processus. Il est très important de connaitre le type de non stationnarité afin de pouvoir utiliser la bonne méthode de stationnarisation et d'éviter ainsi d'introduire des perturbations dans le résidu (autocorrélation des erreurs). Chan, Hayya et Ord (1977) et Nelson et Kang (1981) ont analysé les répercussions sur les résidus d'une mauvaise stationnarisation.

Nelson et Plosser (1982) ont fait la distinction entre deux formes de non stationnarité : les processus TS et les processus DS.

- Les processus TS

Un processus est « Trend stationary » (TS) s'il peut s'écrire comme la somme d'une une fonction polynomiale du temps, linéaire ou non linéaire et d'un processus stationnaire de type ARMA (Autoregressive et Moving Average)[60].

De façon formalisée $x_t$ peut s'écrire :

[60] Les processus ARMA (Autoregressive et Moving Average) sont des classes de processus univariés aléatoires proposés par Box et Jenkins (1976) pour modéliser les séries temporelles.

$x_t = f_t + \varepsilon_t$ , où $f_t$ est une fonction du temps et $\varepsilon_t$ est un processus stationnaire de type ARMA.

Ce processus est non stationnaire car son espérance dépend du temps. On parle alors de non-stationnarité de type déterministe.

Pour ce type de processus la bonne méthode de stationnarisation est celle des moindres carrés ordinaires c'est-à-dire en appliquant une régression sur le temps sur les observations de l'échantillon.

Une des propriétés importantes de ce type de processus réside dans l'influence des chocs aléatoires. Lorsqu'un processus TS est affecté par un choc stochastique, l'effet de ce choc tend à disparaître au fur et à mesure que le temps passe : c'est la propriété de non persistance des chocs ou l'absence d'hystérésis.

- Les processus DS

Un processus est « Differency Stationary » (DS) lorsqu'on peut le rendre stationnaire en utilisant un filtre aux différences :

De façon formalisée $x_t$ peut s'écrire :

$(1-B)^d x_t = \beta + \varepsilon_t$ , où $\varepsilon_t$ est un processus stationnaire de type ARMA ou encore un Bruit Blanc, $\beta$ est un constante réelle et *d* est l'ordre du filtre aux différences.

Ces processus sont souvent représentés en utilisant les filtres aux différences premières (d = 1). Nous pouvons donc réécrire l'équation précédente :

$(1-B)x_t = \beta + \varepsilon_t$ , où $\varepsilon_t$ est un processus stationnaire de type Bruit Blanc, $\beta$ est un constante qui permet de définir deux processus différents :

- Si $\beta = 0$ on parle de DS sans dérive. Il s'agit alors d'un processus autorégressif d'ordre 1. $\varepsilon_t$ étant un Bruit Blanc le processus DS sans dérive porte le nom de « marche au hasard ». Il est donc sans mémoire et imprévisible. La non-stationnarité est de type aléatoire. Pour ce type de processus, un choc à un instant donné a un effet permanent sur la série brute ce qui a pour conséquence d'éloigner la série de sa valeur initiale. Cette persistance des chocs est appelée hystérésis.

- Si $\beta \neq 0$ on parle de DS avec dérive. La non stationnarité est à la fois de type déterministe et aléatoire. L'impact d'un choc aléatoire est également permanent et se cumule au cours du temps.

Pour les modèles DS la bonne méthode de stationnarisation est l'utilisation d'un filtre aux différences premières.

#### 3.2.1.2. Les tests de stationnarité

Comme nous l'avons mentionné précédemment, la détermination du type de non stationnarité est très importante dans le traitement statistique d'une série temporelle. Afin d'identifier la nature des processus aléatoires, de nombreux auteurs ont proposé des tests de recherche de racine unitaire (ou de non stationnarité). Nous allons présenter les tests les plus utilisés.

##### i. Tests standards de recherche de racine unitaire

Les tests de stationnarité les plus fréquemment utilisés sont les tests de Dickey et Fuller (DF) (1979) et Dickey-Fuller Augmenté (ADF) (1981). Nous pouvons également citer le test non paramétrique de Phillips et Perron (PP) (1988) et le test de Kwiatkowski, Phillips Shmidt et Shin (KPSS) (1992) qui traite du problème d'autocorrélation des résidus dans les modèles en niveau. Enfin, il existe également des tests de racine unitaires non linéaires qui tiennent compte de l'existence de chocs structurels dans les données. Perron (1989) est le premier à s'intéresser au problème de changement structurel exogène de tendance dans les séries. Zivot et Andrews (1992) ont poursuivi les travaux de Perron avec une estimation endogène d'un choc structurel. Plus récemment, Perron et Rodriguez (2003) ou Lee et Strazicich (2003) ont proposé des tests de stationnarité avec deux chocs structurels endogènes.

*Le Test de Dickey-Fuller simple (1979)*

Le test DF simple a pour hypothèse nulle H0 la présence d'une racine unitaire (non stationnarité) et pour hypothèse alternative H1 la stationnarité du processus. Les modèles servant de base à la construction de ces tests sont au nombre de trois. Le principe des tests est d'identifier la présence d'une racine unitaire dans au moins une des trois spécifications. D'après le théorème de Doob, le processus qui contient une racine unitaire est non stationnaire.

Avec $a_t \to i.i.d.(0;\sigma_a^2)$ nous avons les trois modèles suivants :

La modèle 1 : $(1-\phi_1 B)x_t = a_t$, c'est un modèle AR(1).

- Sous l'hypothèse $H0 = \phi = 1$, la serie $x_t$ est alors un processus non stationnaire DS aléatoire.
- Sous l'hypothèse alternative $H1 = |\phi| < 1$, $x_t$ est un AR(1) stationnaire.

Le modèle 2 : $(1-\phi_1 B)(x_t - \mu) = a_t$, c'est un modèle AR(1) avec constante où $E(x_t) = \mu$.

- Sous l'hypothèse $H0 = \phi = 1$, la serie $x_t$ est alors un processus DS non stationnaire aléatoire (modèle 1).
- Sous l'hypothèse alternative $H1 = |\phi| < 1$, $x_t$ est un AR(1) stationnaire avec constante.

Le modèle 3 : $(1-\phi_1 B)(x_t - \alpha - \beta t) = a_t$, c'est un modèle AR(1) avec tendance.

- Sous l'hypothèse, $H0 = \phi = 1$, la série $x_t$ est alors un processus DS aléatoire avec dérive (modèle 2).
- Sous l'hypothèse alternative $H1 = |\phi| < 1$, $x_t$ est un processus TS avec erreur ARMA.

Dickey et Fuller ont montré que sous l'hypothèse H0, la série $x_t$ n'est pas stationnaire quel que soit le modèle retenu. Les règles habituelles de l'inférence statistique en particulier la distribution de Student, ne peuvent pas êtres appliquées pour tester H0. Ils ont donc calculé à l'aide de simulations de Monte-Carlo de nouvelles valeurs critiques pour des échantillons de tailles différentes. Nous devons donc utiliser ces nouvelles tables pour tester H0. Le déroulement du test est alors classique :

Il faut estimer par les moindres carrés ordinaires le paramètre $(1-\phi) = \rho$ pour les trois modèles.

On calcule les t-statistiques : $t_{\hat{\rho}} = \dfrac{\hat{\rho} = \hat{\phi} - 1}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}}$ pour chaque modèle.

On compare les t-statistiques aux t-tabulées issus des tables calculées par Dickey et Fuller :

Si $t_{\hat{\rho}} > t_{tabulé}$, alors on accepte l'hypothèse H0 de présence de racine unitaire (non-stationnarité)

*Le Test de Dickey-Fuller Augmenté (1981)*

Dans les trois modèles précédents, Dickey et Fuller ont fait comme hypothèse que le processus est un Bruit Blanc. Or, il n'y a aucune raison pour considérer que l'erreur soit à priori non corrélée. Ils ont donc adapté les tests DF simples afin de tenir compte de ce risque d'autocorrélation des erreurs.

Soit $z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \theta_i z_{t-i} + a_t$ avec $a_t \to i.i.d.(0;\sigma_a^2)$ ou encore $\theta(B) = a_t$ et $\theta(B)$ un polynôme d'opérateur de degré *(p-1)*

Le modèle 1 devient le modèle 4 : $(1-\phi_1 B)x_t = z_t$

- Sous l'hypothèse $H0 = \phi = 1$, la série $x_t$ est alors un processus DS autocorrélé avec un non stationnarité stochastique.
- Sous l'hypothèse alternative $H1 = |\phi| < 1$, la série $x_t$ est un AR(p) asymptotiquement stationnaire.

Le modèle 2 devient le modèle 5 : $(1-\phi_1 B)(x_t - \mu) = z_t$

- Sous l'hypothèse $H0 = \phi = 1$, la série $x_t$ est alors un processus DS autocorrélé avec une non stationnarité stochastique.
- Sous l'hypothèse alternative $H1 = |\phi| < 1$, la série $x_t$ est un AR(p) avec constante asymptotiquement stationnaire.

Le modèle 3 devient le modèle 6, $(1-\phi_1 B)(x_t - \alpha - \beta t) = z_t$

- Sous l'hypothèse $H0 = \phi = 1$, la série $x_t$ est alors un processus DS avec dérive autocorrélé avec une non stationnarité mixte (déterministe et stochastique)
- Sous l'hypothèse alternative $H1 = |\phi| < 1$, la série $x_t$ est un processus TS avec une tendance purement déterministe.

Le test ADF se déroule de manière similaire aux tests DF simples à l'exception qu'il faut utiliser les tables calculées par MacKinnon (1991).

Dans la pratique, la difficulté principale réside dans la connaissance du degré de l'AR de $z_t$. Le nombre de retard peut être choisi à l'aide des critères d'information de Akaike ou Schwartz. Nous retiendrons la valeur du nombre de retard *p* qui minimise les critères d'Akaike ou Schwartz sur le modèle le plus neutre (modèle 5). Si le retard optimal est 0 alors il faudra utiliser les tests DF simples. Si le retard optimal est supérieur à 0 alors nous utiliserons les tests ADF.

### ii. Les tests d'hypothèses jointes

Les tests DF simples et ADF permettent d'identifier la présence ou non de racine unitaire mais ne permettent pas de déterminer le type de non stationnarité DS ou TS. Ils ont par conséquent été complétés par des tests d'hypothèses jointes qui permettent de construire une stratégie de tests successifs pour identifier le type de non stationnarité d'un processus. Dickey et Fuller et de nombreux autres auteurs ont proposé différentes stratégies de tests. Nous avons retenu la stratégie présentée par Bourbonnais et Terraza (2010).

Dans la figure 5 qui suit la stratégie est présentée dans le cadre de la procédure de test de DF simple, mais elle s'applique également dans le cadre de la procédure de test ADF. Elle se réalise étape par étape en suivant l'ordre défini dans la figure 5.

Comme nous pouvons le voir dans le graphique, les tests d'hypothèses jointes concernent les modèle 2 et 3 (ou pour les modèle 5 et 6 - voir Annexe 3) :

- Dans le modèle 2 : $(1-\phi_1 B)(x_t-\mu)=a_t$

Nous pouvons réécrire le modèle 2 ainsi : $x_t=\phi_1 x_{t-1}+c+a_t$ où $c=\mu(1-\phi_1)$

Il faut alors effectuer le test de racine unitaire puis un test d'hypothèse jointe noté $H_0^1:(c;\phi_1)=(0\ ;\ 1)$ contre $H_1^1$

On calcule alors la statistique empirique : $F_1=\dfrac{(SCR_c-SCR_2)/2}{SCR_2/(n-2)}$

Avec $SCR_c=$ somme des carrés des résidus du modèle 2 contraint sous $H_0^1$

Avec $SCR_2=$ somme des carrés des résidus du modèle 2 non contraint

Avec *n* = nombre d'observations utilisées pour estimer les paramètres du modèle

Dickey et Fuller ont tabulé les valeurs critiques de la distribution empirique et asymptotique de la statistique $F_1$ qui suit une loi de Fisher.

Si $F_1 > \Phi_1$ lu dans la table à un seuil α, on rejette l'hypothèse $H_0^1$ à un seuil α

- Pour le modèle 3 : $(1-\phi_1 B)(x_t - \alpha - \beta t) = a_t$

Nous pouvons réécrire le modèle 3 ainsi : $x_t = \phi_1 x_{t-1} + bt + c + a_t$ où $c = \alpha(1-\phi_1) + \phi_1\beta$ et $b = \beta(1-\phi_1)$

Après le test de racine unitaire il faut effectuer les tests de deux hypothèses jointes suivantes :

$H_0^2 : (c; b; \phi_1) = (0\ ;\ 0\ ;\ 1)$ contre l'hypothèse que l'un des paramètres est différent

$H_0^3 : (c; b; \phi_1) = (\text{c}\ ;\ 0\ ;\ 1)$ contre l'hypothèse que l'un des paramètres est différent

On calcule alors les deux statistiques empiriques :

Pour $H_0^2$ : $F_2 = \dfrac{(SCR_C - SCR_3)/3}{SCR_3/(n-3)}$

Pour $H_0^3$ : $F_3 = \dfrac{(SCR_C^3 - SCR_3)/2}{SCR_3/(n-3)}$

Avec $SCR_c$ = somme des carrés des résidus du modèle 3 contraint sous $H_0^2$

Avec $SCR_C^3$ = somme des carrés des résidus du modèle 3 contraint sous $H_0^3$

Avec $SCR_3$ = somme des carrés des résidus du modèle 3 non contraint

Avec *n* = nombre d'observations utilisées pour estimer les paramètres du modèle

$F_2$ et $F_3$ suivent une loi de Fisher et en se référant aux tables de Dickey-Fuller

Si $F_2 > \Phi_2$ lu dans la table à un seuil α, on rejette l'hypothèse $H_0^2$ à un seuil α

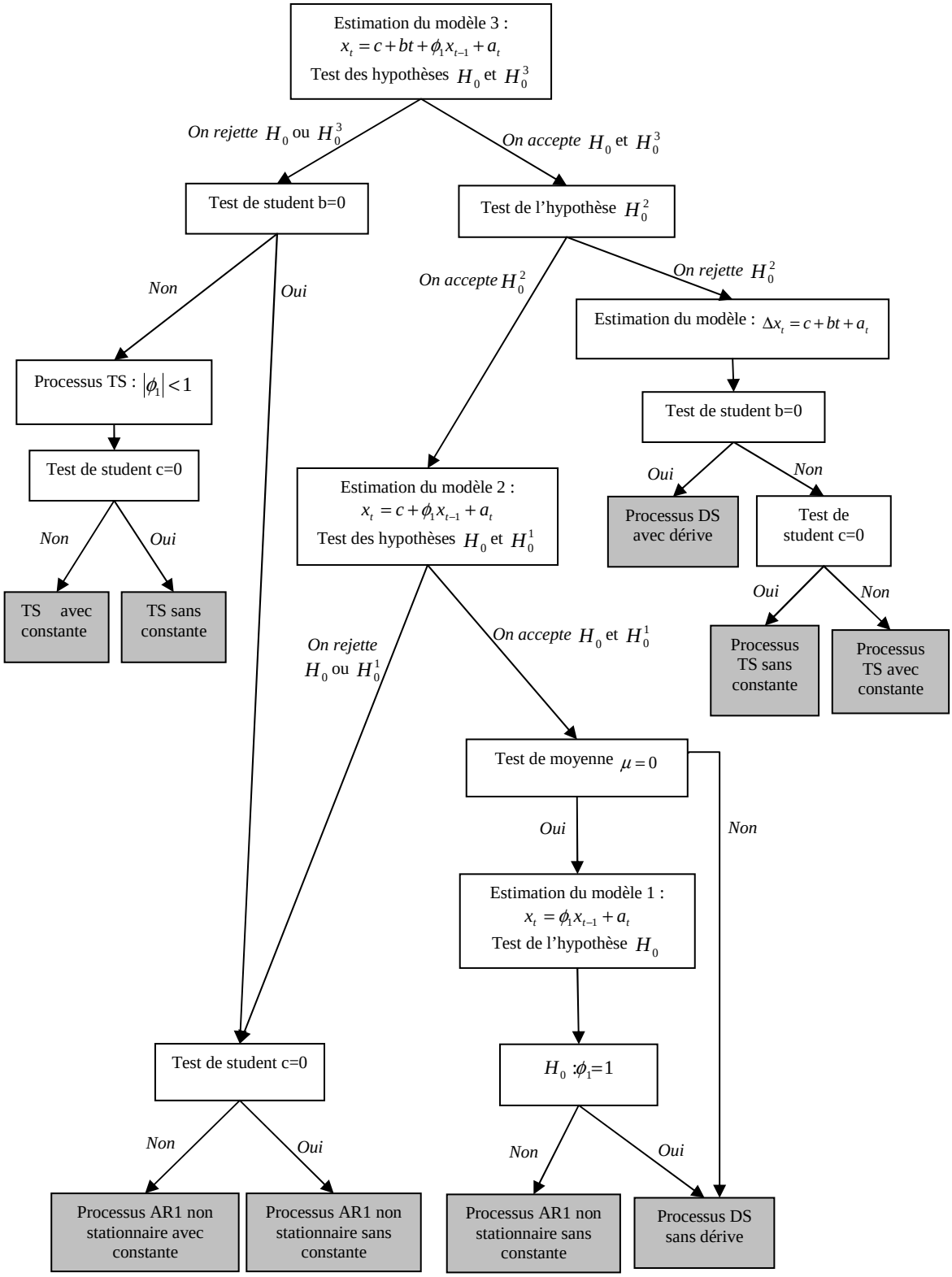
Si $F_3 > \Phi_3$ lu dans la table à un seuil α, on rejette l'hypothèse $H_0^3$ à un seuil α

De la même manière, nous pouvons adapter les tests d'hypothèses jointes dans le cadre ADF. Les tests sont présentés dans l'Annexe 3.

Grace aux tests de racine unitaire et aux tests d'hypothèses jointes nous pourrons déterminer si les prix des produits pétrochimiques et des plastiques sont stationnaires

ou non, le cas échéant définir le type de non stationnarité et enfin choisir la bonne méthode de stationnarisation.

**Figure 5: Exemple de stratégie des tests Dickey-Fuller simples**




Source : Bourbonnais et Terraza (2010)

### 3.2.2. La modélisation dynamique VAR et VECM

Les modèles structurels classiques ont subi au cours des années 70 une double critique de la part du milieu académique. Sims (1980) critique les contraintes imposées a priori sur les variables qui sont non justifiées du point de vue statistique. Lucas (1976) affirme que les modèles macro-économétriques ne sont pas invariants à la forme de la politique économique envisagée.

La modélisation VAR a été proposée par Sims (1980) pour pallier les problèmes posés par les modèles structurels classiques. Cette méthodologie peut s'avérer très utile pour étudier la dynamique des prix des produits pétrochimiques et plastiques le long de la chaîne de production. Elle devrait nous permettre d'identifier les relations de causalité entres les prix et de comprendre comment réagissent les prix des plastiques à des chocs aléatoires sur les marchés.

Dans la continuité des travaux de Sims (1980) Engle et Granger (1987) ont proposé le concept de cointégration pour analyser et comprendre les relations d'équilibre de long terme entre des variables économiques temporelles. À la vue des fortes relations qui lient les produits pétrochimiques le long de la chaine de transformation et de leur dépendance aux prix du pétrole, il semble crédible qu'une ou plusieurs relations de long terme puissent exister entre ces produits.

Engle et Granger (1987) ont proposé une procédure en deux étapes pour construire un modèle à correction d'erreur « ECM » (Error Correction Model). Dans la continuité des ces travaux, Johansen (1988, 1991) et Johansen et Juselius (1990, 1992) ont développé une méthode d'estimation de modèles vectoriels à correction d'erreur (VECM). La méthodologie multivariée de Johansen et Juselius présente plusieurs avantages par rapport à l'algorithme en deux étapes d'Engle et Granger (Gonzalo, 1994). L'utilisation d'une représentation VAR avec un vecteur de correction d'erreur permet en particulier d'analyser les dynamiques entre les variables comme dans un modèle VAR classique (Asche & al, 2003). Ces deux méthodologies sont largement utilisées dans la littérature sur la modélisation des prix pétroliers et l'étude des dynamiques des variables cointégrées.

### 3.2.2.1. La modélisation VAR et l'étude des dynamiques de prix

La modélisation VAR (Vector Autregressive) de Sims (1980) est une généralisation des modèles autorégressifs (AR) au cas multivarié. Elle permet d'analyser simplement les relations statistiques entre plusieurs séries temporelles afin de mettre en évidence des relations purement statistiques sans a priori économique (Fève, 2006).

#### i. La représentation et estimation d'un modèle VAR(*p*)

À partir des travaux de Sims (1980), nous pouvons définir la représentation VAR de *k* variables et *p* décalages (notée VAR(*p*)) sous la forme matricielle suivante :

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + ... + A_p Y_{t-p} + \upsilon_t$$

Avec $Y_t = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ \vdots \\ y_{k,t} \end{bmatrix}$ ; $A_p = \begin{bmatrix} a_{1p}^1 & a_{1p}^2 & \dots & a_{1p}^k \\ a_{2p}^1 & a_{2p}^2 & & a_{2p}^k \\ \vdots & & & \\ a_{kp}^1 & a_{kp}^2 & & a_{kp}^k \end{bmatrix}$ ; $A_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ a_2^0 \\ \vdots \\ a_k^0 \end{bmatrix}$ ; $\upsilon_t = \begin{bmatrix} \upsilon_{1t} \\ \upsilon_{2t} \\ \vdots \\ \upsilon_{kt} \end{bmatrix}$

On note $\sum_{\upsilon} = E(\upsilon_t, \upsilon_t')$, la matrice de dimension *(k,k)* des variances covariances des erreurs. Cette matrice est inconnue.

Cette représentation peut également s'écrire à l'aide de l'opérateur retard :

$(I - A_1 D - A_2 D^2 - ... - A_p D^p) Y_t = A_0 + \upsilon_t$ ou encore $A(D) Y_t = A_0 + \upsilon_t$

Le modèle VAR ainsi présenté est stationnaire s'il satisfait les trois conditions classiques :

$E(Y_t) = \mu \quad \forall t$ , la moyenne est constante et indépendante du temps ;

$\text{var}(Y_t) < \infty \quad \forall t$ , la variance est finie et indépendante du temps ;

$\text{cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \Gamma_k \quad \forall t$ , la covariance est indépendante du temps.

Hamilton (1994) montre également qu'un modèle VAR(*p*) est stationnaire si le polynôme défini à partir du déterminant $\det(I - A_1 z - A_2 z^2 - ... - A_p z^p) = 0$ a ses racines à l'extérieur du cercle unité de plan complexe.

L'estimation d'un modèle VAR ne peut se faire qu'à partir de variables stationnaires. Dans les cas où nous travaillerons avec des variables non-stationnaires, il faudra avant

de faire l'estimation VAR stationnariser les variables. Ainsi nous pourrons estimer un modèle en différences premières dans le cas de variables DS où nous introduirons une tendance dans l'équation du VAR en cas de variables TS.

Les équations peuvent êtres estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) ou par une méthode de maximum de vraisemblance. L'interprétation des résultats et l'analyse de la significativité des coefficients estimés se fait équation par équation à l'aide des statistiques classiques (t-student). Nous pourrons également introduire des variables exogènes spécifiques (indicatrices...)

Pour déterminer le nombre de retard optimal du modèle VAR(*p*), nous pourrons utiliser les critères d'Akaike (AIC) et Schwartz (SC). Nous estimerons tous les modèles VAR pour des retards d'ordre allant de 0 à *h* (*h* étant le retard maximal admissible par la théorie économique ou par les données disponibles). Nous conserverons alors le retard *p* qui minimise les critères AIC et SC.

### ii. Dynamique d'un modèle VAR et étude des causalités

L'un des intérêts majeurs de la modélisation VAR est la possibilité d'analyser la dynamique entres les variables du modèle et de déterminer grâce aux tests de causalité des Granger (1969) les sens de la causalité entre les variables.

L'analyse des chocs permet de mesurer l'impact de la variation d'un choc aléatoire sur les variables en postulant « toute chose égale par ailleurs ». Nous pourrons calculer des fonctions de réponses impulsionnelles qui résument comment une variable $x_{i,t}$ réagit à une impulsion sur la variable $x_{j,t}$ à la date T en supposant que toutes les autres variables sont constantes pour $t \leq T$.

La technique de décomposition de la variance proposée par Sims nous permet également de juger de la relative exogénéité et endogénéité des variables en calculant pour chacune des innovations sa contribution à la variance de l'erreur. Si un choc sur l'innovation $\varepsilon_{1t}$ de la variable $y_{1t}$ n'affecte pas la variance de l'erreur de $y_{2t}$ quel que soit l'horizon de prévision, alors $y_{2t}$ peut être considérée comme exogène. Au contraire si un choc sur $\varepsilon_{1t}$ affecte fortement la variance de l'erreur de $y_{2t}$, alors $y_{2t}$ peut être considérée comme endogène. Dans la pratique les résultats ne sont pas aussi marqués mais indique la contribution de chaque variable à la variance de l'erreur.

Enfin, nous pourrons étudier les sens de causalité entre nos variables à l'aide des tests de causalité de Grangers (1969). Pour Granger une variable $y_{2t}$ est la cause de $y_{1t}$, si la prédictibilité de $y_{1t}$ est améliorée lorsque l'information relative à $y_{2t}$ est incorporée dans l'analyse. Grâce à la modélisation VAR des variables et à des tests de Fisher classiques nous pourrons tester les hypothèses nulles H0 : $y_{2t}$ ne cause pas $y_{1t}$ et sa réciproque H0 : $y_{1t}$ ne cause pas $y_{2t}$.

#### 3.2.2.2. La cointégration et modélisation à correction d'erreur

Engle et Granger (1987) ont proposé le concept de cointégration pour analyser et comprendre les relations d'équilibre de long terme entre des variables économiques temporelles. D'après leur intuition, si des variables sont « cointégrées », elles doivent suivre un sentier d'équilibre de long terme, bien qu'à court terme elles puissent diverger substantiellement de l'équilibre.

À la vue des fortes relations qui lient les produits pétrochimiques le long de la chaine de transformation et de leur dépendance aux prix du pétrole, il semble crédible qu'une ou plusieurs relations de long terme puissent exister entre ses produits. Dès lors que nous parvenons à estimer cet équilibre de long terme, Engle et Granger (1987) puis Johansen (1988, 1991) ont montré qu'il est possible d'utiliser cette relation de long terme dans des modèles à correction d'erreur afin d'optimiser les prévisions.

##### i. La cointégration entre deux variables

Selon Engle et Granger (1987) deux séries temporelles $x_t$ et $y_t$ sont dites « cointégrées » si les deux conditions suivantes sont vérifiées :

- Elles sont affectées d'une tendance stochastique de même ordre d'intégration *d*
- Une combinaison linaire de ces séries permet de se ramener à une série d'ordre d'intégration inférieur.

Pour tester l'existence d'une relation d'intégration dans le cas de deux variables intégrées du même ordre *d*, Engle et Granger (1987) proposent une procédure en deux étapes.

- Tester l'ordre d'intégration

Une condition nécessaire de cointégration est que les séries soient intégrées de même ordre. Dans le cas contraire, elles ne peuvent pas être cointégrées. Il faut donc étudier avec beaucoup de rigueur la non stationnarité des variables et leur degré d'intégration à l'aide des tests de racines unitaires DF et ADF que nous avons présentés précédemment.

- Estimation de la relation d'équilibre de long terme

Si les deux variables sont intégrées du même ordre, nous pouvons estimer par les MCO la relation de long terme entre les variables en niveau : $y_t = a_1 x_t + a_0 + \varepsilon_t$

Pour que l'existence d'une relation de cointégration soit acceptée, le résidu $e_t$ issu de la régression précédente doit être stationnaire. Nous pourrons tester la stationnarité du résidu à l'aide des tests DF et ADF.

Une fois l'existence de la relation de cointégration confirmée nous pourrons estimer un modèle à correction d'erreur (ECM). Engle et Granger ont démontré dans le théorème de la représentation de Granger que toutes les séries cointégrées peuvent être représentées à l'aide d'un ECM.

Si nous prenons l'exemple de deux variables $y_t$ et $x_t \to I(1)$, l'estimation de l'ECM se fait en deux étapes :

- Estimation par les MCO de la relation de long terme qui doit être stationnaire : $y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t + e_t$
- Estimation par les MCO de la relation dynamique de court terme : $\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + u_t$ avec $\alpha_2 < 0$

Dans le modèle ainsi obtenu, $\alpha_2$ est appelée la force de rappel vers l'équilibre. Elle doit être significativement négative afin de permettre une convergence qui tend vers la relation de long terme. Nous pouvons tester la significativité des coefficients de manière classique avec les statistiques de Student. Nous pouvons également ajouter des variables explicatives supplémentaires qui ne rentrent pas dans la relation de long terme.

### ii. La cointégration entre plusieurs variables

Nous avons montré que les prix des matières plastiques peuvent dépendre de plusieurs autres prix des matières premières qui appartiennent à la chaine pétrochimique. La généralisation du modèle ECM de deux à plusieurs variables semble donc nécessaire. Johansen (1988, 1991), et Johansen et Juselius (1990, 1992) ont développé une méthode d'estimation systématique de modèles dynamiques à variables cointégrées. Elle se base sur l'estimation de modèle VAR avec un terme de correction d'erreur (VECM) par la méthode du maximum de vraisemblance.

Dans le cadre d'un VAR*(p)* à *k* variables la représentation VECM *(p-1)* peut être formalisée de la manière suivante :

Sous forme matricielle :

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + ... + A_p Y_{t-p} + \varepsilon$$

Avec $Y_t$ un vecteur de dimension $k \times 1$ constitué des k variables $(y_{1t}, y_{2t}, ..., y_{kt})$

Avec $A_0$ un vecteur de dimension $k \times 1$

Avec $A_i$ un vecteur de dimension $k \times k$

Ce modèle peut s'écrire en différences premières :

$$\Delta Y_t = A_0 + (A_1 - I)\Delta Y_{t-1} + (A_2 + A_1 - I)\Delta Y_{t-2} + ... + (A_{p-1} + ... + A_2 + A_1 - I)\Delta Y_{t-p+1} + \pi Y_{t-p} + \varepsilon$$

avec $\pi = \left( \sum_{i=1}^{p} A_i - I \right)$

La matrice $\pi$ est fondamentale et nous permet de déterminer s'il y a cointégration entres les *k* variables. Elle peut se réécrire $\pi = \alpha\beta'$ où le vecteur $\alpha$ est la force de rappel vers la relation d'équilibre de long terme et le vecteur $\beta$ est constitué des coefficients des relations de long terme des variables. Chaque combinaison linéaire représente donc une relation de cointégration.

Le rang de $\pi$ est compris entre 0 et *k*. Il peut alors y avoir *r* relations de cointégration possibles[61] avec : $0 < r < k$.

Pour tester la cointégration dans le cas de modèle à plusieurs variables et déterminer le nombre de relations de cointégration *r*, nous utiliserons le test proposé par Johansen

[61] Si tous les éléments de $\pi$ sont nuls, sont rang est égale à 0 , on se retrouve dans le cas d'un modèle VAR sur série stationnaire.
Si le rang de $\pi$ est égale à k, cela signifie que toutes les variables sont I(0) stationnaires, on peut alors estimer un modèle VAR avec les variables en niveau.

et Juselius (1990) qui utilise les statistiques de la « Trace » et de la « Valeur Propre Maximum » (Maximum Eigen Value).

Pour synthétiser, la procédure d'estimation d'un VECM est la suivante :

- Détermination du nombre de retard *p* optimal à introduire dans le modèle VAR en utilisant les variables en niveau ou en logarithme. Nous choisirons le retard qui minimise les critères AIC ou SC.
- Test de cointégration de Johansen et Juselius (1990) pour déterminer le nombre de relation de long terme. Il faudra choisir parmi les spécifications de modèles proposés en fonction du type de non stationnarité des variables que nous aurons identifié précédemment.
- Estimation du Modèle VECM par la méthode des maximums de vraisemblance.
- Validation du modèle à l'aide des tests usuels de significativité des coefficients et vérification des résidus.

La méthodologie multivariée de Johansen et Juselius présente plusieurs avantages par rapport à l'algorithme en deux étapes d'Engle et Granger (Masih & Masih, 1999). Elle n'impose pas d'hypothèse restrictive sur le nombre de relations de cointégration existantes entre les variables. De plus, elle propose un test pour déterminer le nombre de relations de cointégration significatives dans le système. Enfin, à la différence d'Engle et Granger toutes les variables sont traitées de façon endogène notamment dans la relation de cointégration (Fève, 2006).

Gonzalo (1994) a évalué cinq méthodes alternatives d'estimation des relations d'équilibre de long terme : les moindres carrés ordinaires d'Engle et Granger (1987), les moindres carrés non linéaires de Stock (1987), le maximum de vraisemblance de Johansen (1988), les composantes principales de Stock et Watson (1988), les corrélations canoniques de Bossaerts (1988). Il a examiné les distributions asymptotiques des estimateurs résultant de chacune des méthodes de cointégration et a justifié la supériorité de la méthode de maximum de vraisemblance de Johansen (1988) pour déterminer le rang de cointégration entre des variables. Ses travaux sont cohérents aves les résultats théoriques de Phillips et Loretan (1991) qui montraient que la meilleure méthode d'estimation d'un système cointégré est une estimation complète du système par maximum de vraisemblance, qui incorpore toutes les informations préalables sur la présence de racine unitaire. Gonzalo confirme ainsi que

l'approche de Johansen (1988) assure que les coefficients estimés sont symétriquement distribués, de moyenne non biaisée, asymptotiquement efficaces, et que les tests d'hypothèses peuvent être réalisés avec des tests asymptotiques du Chi-deux.

## 3.3. Étude de la littérature sur l'analyse des dynamiques des prix

Nous allons présenter dans cette section la littérature qui s'est développée sur l'analyse de la dynamique des prix le long de la chaine de transformation pétrochimique. Pour l'essentiel, les études empiriques utilisent les méthodologies de modélisation non structurelles que nous avons présentées dans la section précédente. Les modélisations VAR et VECM ont largement été utilisées dans l'étude des prix des produits pétroliers. Nous avons trouvé peu d'études qui s'intéressent à la dynamique des prix pétrochimiques et plastiques, ce qui renforce l'intérêt de nos travaux. Nous tenterons de pallier ce manque en appliquant la modélisation VAR et VECM sur les marchés pétrochimiques et plastiques européens et asiatiques.

L'analyse de la dynamique des prix le long de la chaîne pétrochimique est très importante pour l'industrie automobile mais pas uniquement. Nous avons montré dans le chapitre 2 que les produits pétrochimiques et plastiques sont très largement utilisés dans l'ensemble des secteurs économiques (transport, construction, pharmacie, électronique...). Plus généralement, cette analyse donnera des informations valorisables pour les consommateurs et producteurs engagés sur marchés pétroliers et pétrochimique. Le champ d'application de notre étude est donc large et devrait permettre à de nombreux acteurs économiques de renforcer leur compréhension des dynamiques des prix qui lient les produits le long de la chaîne de valeur pétrochimique.

### 3.3.1. La littérature sur les dynamiques des prix pétroliers

De nombreux papiers se sont intéressés à la dynamique des prix sur les marchés pétroliers. L'objectif de ces papiers est de comprendre dans quelle mesure les prix des produits pétroliers sont liés et quelle information peut apporter l'existence de relation de long terme entre les produits. Cette information peut alors être utilisée de différentes manières : pour prédire les évolutions futures des prix ; faire des arbitrages ; réaliser des opérations de couverture...

Pour l'essentiel, les papiers se sont intéressés à la relation entre pétrole brut et produits pétroliers (essence, gasoil, essence de chauffage...). La littérature sur ce sujet peut être divisée en trois familles en fonction de la méthodologie employée : des

modèles non structurels ; des modèles mixés ; des modèles non linéaires. Même si ces études ne portent pas directement sur les prix des plastiques, la méthodologie et les résultats qu'elles fournissent seront très utiles pour notre analyse.

#### 3.3.1.1. La modélisation non structurelle des prix pétroliers

La majorité des études qui ont été réalisées sur les dynamiques des prix pétroliers utilisent les méthodes classiques d'analyse des séries temporelles que nous avons présentées dans la section 3.2. La démarche employée varie cependant selon l'objectif des auteurs. Nous pouvons les séparer en trois grands champs d'analyse : une série d'auteurs qui s'intéresse à la relation entres les marchés au comptant et les prix à terme des produits pétroliers. D'autres auteurs se focalisent sur la transmission des prix entre le pétrole brut et les prix des produits raffinés. Enfin une série d'études analyse la relation entre les prix du pétrole brut et les prix du gaz naturel.

##### i. L'étude des relations entre les marchés à terme et les marchés au comptant du pétrole

Ce premier groupe d'auteurs s'intéresse aux relations dynamiques des prix sur les marchés à terme et/ou les marchés au comptant de produits pétroliers.

Dans un premier papier, Sertletis (1994) étudie la relation de cointégration entre trois prix du pétrole brut, de l'essence et du fioul sur le marché à terme américain entre décembre 1984 et avril 1993. Reprenant l'approche que Baillie et Bollerslev (1989) avaient appliquée au marché des taux de change, il utilise le test de cointégration de Johansen (1988) pour mettre en évidence l'existence d'une même tendance de long terme (2 relations de cointégration) entre les prix des trois produits pétroliers. Serletis ne s'intéresse pas au sens de la causalité entre ces variables mais ses résultats confirment que la modélisation des prix sur les marchés à terme de l'énergie doit se faire dans la cadre de la cointégration.

A la même période, Schwarz et Szakmary (1994) étudient la cointégration entre les prix à terme et les prix au comptant respectifs du pétrole brut, de l'essence et du fioul. Ils veulent plus particulièrement tester la dynamique de prix journaliers entre les marchés au comptant et les marchés à terme proposée par Quan (1992). Selon Quan les marchés au comptant du pétrole brut dirigent toujours les marchés à terme alors que les prix à terme n'ont pas de rôle majeur dans la découverte des prix au comptant.

Schwarz et Szakmary utilisent un modèle à correction d'erreur pour tester le sens de la causalité entre les prix pour les trois produits. D'après leurs résultats, les prix sont cointégrés et ce sont les prix à terme qui causent les prix au comptant. En modélisation, ils peuvent donc être utilisés pour expliquer les prix au comptant.

Girma et Paulson (1999) s'intéressent à l'existence d'une relation de long terme entre les prix des contrats à terme du pétrole brut, de l'essence et du fioul. Si la relation de cointégration est prouvée, elle justifie la mise en place de stratégies d'arbitrage du risque de variations des prix à l'aide des différences de prix ou « crack spread »[62]. Adoptant la méthodologie d'Engle et Granger (1987), ils prouvent l'existence de relations de cointégration entre les prix à terme des produits. Ils montrent également qu'il existait des opportunités d'arbitrage du risque prix profitables entre 1983 et 1994 sur les marchés pétroliers.

Plus récemment, Murat et Tokat (2009) utilisent les différences de prix à terme (crack spread) pour faire des prévisions sur les prix du pétrole brut. Ils modélisent un ECM entre les prix au comptant du pétrole West Texas Intermediate (WTI) et les différences des prix à terme (crack spread) échangés sur le NYMEX[63]. Leurs résultats montrent que le prix au comptant du WTI et les différences des prix à terme sont cointégrés à long terme. Ils peuvent donc estimer un VECM en tenant compte du choc structurel sur les marchés en octobre 2003. Ils montrent qu'à partir de cette date, les « crack spread » causent au sens de Granger les prix du pétrole brut. Les performances de la variable « crack spread » pour faire des prévisions des prix au comptant du pétrole brut sont presque aussi bonnes que celles des prix à terme du pétrole.

Westgaard, Estenstad, Sein et Frydenberg (2011) étudient la relation entres les prix de contrats à terme à plusieurs échéances sur le marché à terme IntercontinentalExchange (ICE) du pétrole et du gazole. Ils testent la stationnarité et la cointégration entre les prix sur la période 1994-2009. Les contrats à terme de courte échéance sont cointégrés mais pas les contrats de plus longue échéance. De plus, les fortes turbulences sur les marchés pétroliers pendant cette période ont un impact sur

[62] Sur les marchés à terme pétrolier le « crack spread » est défini comme la différence entre les prix du pétrole brut et le prix des produits raffinés extraits de ce pétrole brut.
[63] Le « crack spread » se calcule avec les prix des contrats à terme 3 :2 :1 = (Σ (2/3 prix de l'essence et 1/3 prix du fuel) – Prix WTI)

l'équilibre de long terme entre les prix. Ils en concluent que les prix peuvent dévier de l'équilibre de long terme pendant plusieurs années avant de revenir vers leur sentier d'équilibre. Les participants sur les marchés à terme doivent donc être très vigilants quand ils élaborent leurs stratégies de couverture et d'arbitrage à l'aide des produits dérivés.

### ii. La transmission des prix sur les marchés pétroliers

Dans ce deuxième groupe, les auteurs s'intéressent à la transmission des prix entre le pétrole brut et les produits raffinés extraits de ce pétrole brut. Ces études sont réalisées dans une optique de gestion du risque et de compréhension des causalités entre les prix pour faire des prévisions de prix.

Gjolberg et Johnsen (1999) étudient les co-mouvements entre les prix du pétrole brut et les prix des produits pétroliers (essence, naphta, kérosène, gazole, fuel léger, fuel lourd) sur la période 1992-1998. S'il existe une relation d'équilibre de long terme entre les prix au comptant des produits pétroliers et du brut, alors les déviations par rapport à cet équilibre pourraient être utilisées dans les prédictions à court terme des changements de prix et donc dans la gestion du risque prix au sein de groupes pétroliers intégrés. Pour tester la relation de cointégration ils utilisent deux modèles ECM en fixant à priori le sens de la causalité : le prix du produit est variable à expliquer et le prix de brut est variable explicative. La relation de cointégration est vérifiée pour tous les produits sauf le fioul lourd. La vitesse de la correction d'erreur est rapide pour le naphta et l'essence (50% dans le premier mois et 100% au bout de trois à quatre mois). Elle est plus lente pour les autres produits. Leurs résultats confirment ainsi la théorie du canal des coûts qui suppose une relation unidirectionnelle de causalité du prix du pétrole brut vers les prix des produits pétroliers.

Lanza et al. (2005) font une analyse complète de la relation dynamique entre les prix du pétrole brut de plusieurs qualités et les prix des produits raffinés. Ils identifient deux pétroles bruts de référence qualifiés de « markers » (le prix du WTI et du pétrole européen Brent), huit autres qualités de pétroles bruts[64] et plusieurs produits pétroliers (essence, gazole, fioul lourd et léger). Sur la période 1994-2002 en Europe et aux

[64] Les huit autres pétroles bruts identifiés sont : Urals MED, Iranian Heavy, Urals NWE et Forcados pour la région Europe ; le Maya, Boscan, Thums et Kern River pour la région Amérique.

États-Unis, ils montrent à l'aide de modèles ECM que les produits pétroliers expliquent à court et long terme les prix du pétrole brut régionaux. La relation de cointégration est surtout vraie en Europe et moins forte aux États-Unis. De plus le prix du « marker » est la principale variable qui dirige les prix du brut à court terme indépendamment de la région et de la qualité du brut étudié. À la différence des Gjolberg et Johnsen (1999), les sens de causalité entre les variables confirment la théorie de canal de la demande dérivée qui suppose que le prix d'un input soit déterminé par sa contribution à la valeur de marché de l'output c'est-à-dire le prix de l'output. Elle impose donc une relation unidirectionnelle de causalité des prix des produits pétroliers vers le prix du brut. Enfin, Lanza et al. montrent que le pouvoir de prévision du modèle ECM est supérieur aux modèles en différences premières qui n'exploitent pas la relation d'équilibre de long terme.

Suivant une logique similaire, Ewing et Lay Harter (2000) s'intéressent aux interrelations des marchés internationaux du pétrole brut. Ils démontrent que sur la période 1974-1996, le prix du pétrole brut Alaska North Slope et le prix du Brent suivent un processus de marche au hasard. De plus, la relation de cointégration est vérifiée en utilisant la méthode d'Engle et Granger (1987). Les deux prix partagent une même tendance de long terme, sont unifiés et convergent sur les marchés. En utilisant un modèle ECM, les auteurs montrent que le sens de la causalité est du Brent vers le brut Alaska North Slope. Ce résultat renvoie à la notion prix « markers » proposée par Lanza et al. (2005).

Asche, Gjolberg et Völker (2001) étudient les relations entre les prix du pétrole brut et les prix des produits raffinées (gazole, fioul, kérosène et naphta). En utilisant la modélisation VAR et les modèles à correction d'erreur, les auteurs montrent qu'il existe en Europe du nord une relation de cointégration entres les prix du pétrole brut et les prix du gazole, du kérosène et du naphta. À long terme, le prix du pétrole brut est faiblement exogène et peut donc être utilisé pour prédire les prix des produits pétroliers. Les résultats obtenus ici sont contradictoires à ceux obtenus par Lanza et al. (2005). Ils tendent à conforter la théorie du canal des coûts et les résultats de Gjolberg et Johnsen (1999). Cependant, il existe des mécanismes de rétroaction qui impliquent que les produits pétroliers influencent les prix du pétrole brut à court terme.

Pour étudier la dynamique de prix du pétrole brut Alaska North Slope et du prix du diesel sur le marché californien de Los Angeles, Adrangi et al. (2001) utilisent un modèle bi-varié GARCH (Bollerslev, 1986) pour tenir compte de la variance conditionnelle des résidus. Ils cherchent ainsi à comprendre quel prix est leader sur le marché. La relation de cointégration est vérifiée et les tests de causalité démontrent l'existence d'une relation de causalité unidirectionnelle du prix du pétrole brut vers le prix du diesel. Ils confortent ainsi l'étude d'Asche, Gjolberg et Völker (2001). Le prix du diesel suit donc le signal donné par le prix du brut confirmant que l'innovation se propage des marchés les plus liquides et les plus gros vers les autres marchés.

#### iii. Les liens entres les marchés du gaz naturel et le marché du pétrole brut

Dans ce dernier groupe, les outils d'analyse de séries temporelles sont utilisés pour étudier les dynamiques et les causalités entre les marchés du gaz naturel et le marché du pétrole brut.

Brown et Yücel (2008) étudient les facteurs qui influencent les prix du gaz naturel à l'aide d'un modèle ECM. Ils montrent qu'une fois pris en compte plusieurs facteurs exogènes (météo, saisonnalité, condition de stockage, interruption de production), les variations des prix du pétrole ont un impact significatif sur la formation des prix du gaz. Les prix du gaz s'ajustent aux variations des prix du pétrole (stable à long terme) avec des dynamiques beaucoup plus complexes à court terme.

Hartley, Medlock et Rosthal (2008) analysent la relation de cointégration entre les prix du gaz naturel et les prix du pétrole brut de façon indirecte. C'est à travers les prix du fioul (mazout) qu'ils lient à long terme les prix du gaz naturel, les prix du pétrole brut et l'influence des évolutions technologiques dans le cadre de la substitution entre fioul et gaz pour produire de l'électricité. Ils montrent que les prix du pétrole brut sont faiblement exogènes par rapport aux prix du gaz naturel et aux prix du fioul. Ils estiment un modèle ECM qui tient également compte de facteurs exogènes (météo, stocks, saisonnalité, ouragans) qui ont une influence significative à court terme sur les dynamiques d'ajustement des prix. Ces résultats sont conformes à ceux de Brown et Yücel (2008). Enfin, ils expliquent que les innovations technologiques en matière de production d'électricité ont un impact sur la relation de long terme entre les prix du fioul et les prix du gaz naturel. Des changements

technologiques pourraient expliquer les divergences récentes observées dans la relation d'équilibre entre les prix du fioul et les prix du gaz naturel.

Ramberg et Parsons (2012) s'intéressent également à la relation entre les prix du gaz naturel et les prix du pétrole qui semblent avoir découplé au cours de la période récente. Les prix sont-ils cointégrés ? Oui selon eux mais il faut tempérer ce résultat : (1) à court terme une large part de la volatilité des prix du gaz reste inexpliquée même lorsque on tient compte de variables exogènes (saisonnalité, météo, niveau des tocks, et ouragans) : (2) la relation de cointégration n'est pas stable dans le temps. En scindant l'échantillon en deux sous-périodes, ils constatent qu'à partir de 2005 la relation d'équilibre de long terme a dévié vers un nouvel équilibre.

#### 3.3.1.2. La modélisation VAR structurelle des prix pétroliers

À coté des études qui utilisent les outils de modélisation non structurelles nous pouvons mentionner une série de travaux qui concilient la rigueur statistique de la modélisation VAR et l'interprétation économique des modèles structurels. Ces modèles mixés imposent des restrictions économiques sur les mouvements des variables.

Dans un premier papier, Kilian (2009) développe un modèle structurel VAR pour le marché du pétrole brut. Pour pouvoir évaluer la réponse de l'activité à un choc pétrolier, il faut d'abord comprendre l'origine du choc pétrolier, c'est-à-dire distinguer les chocs sur l'offre et la demande de pétrole. En effet, les chocs de demande et d'offre sur un marché sont associés à des réponses de magnitude, de persistance et de forme différentes. Les modèles macroéconomiques qui considèrent que les chocs sur le prix du pétrole sont exogènes se trompent (Kilian, 2008a). Il est nécessaire d'élaborer de nouveaux modèles qui « endogénéisent » les prix du pétrole et qui étudient plus précisément les mécanismes de transmission des chocs de prix par le canal de la demande de pétrole. Le modèle VAR structurel qu'il propose permet de décomposer des chocs non prévisibles sur le prix réel du pétrole en différents chocs selon leurs origines.

Dans un papier suivant, Kilian (2010) adapte le modèle VAR structurel précédent pour analyser les fluctuations des prix de l'essence et des prix du pétrole brut. L'objectif de son modèle est de comprendre l'évolution du prix de l'essence sur le marché américain. L'utilisation d'un modèle structurel VAR permet de comprendre la

dynamique du prix de l'essence sur le marché américain en tenant compte des chocs d'offre et de demande sur le marché local de l'essence mais aussi sur le marché international du pétrole brut. Le pétrole brut étant le principal bien intermédiaire pour la fabrication d'essence, pour comprendre la dynamique du prix de l'essence il faut tenir compte des chocs sur les deux marchés à la fois.

Kilian utilise des variables structurelles[65] et identifie cinq chocs structurels exogènes possibles sur ces variables : un choc sur l'offre de pétrole brut ; un choc de demande spécifique au marché du pétrole brut ; un choc de demande agrégée sur toutes les commodités ; un choc sur l'offre d'essence aux États-Unis ; et un choc sur la demande spécifique d'essence. Il fait des hypothèses plus ou moins restrictives sur les mécanismes de rétroactions contemporaines entre les variables (délai de réaction de certaines variables d'un mois au plus) mais globalement le modèle traite de façon endogène l'ensemble des variables autorisant tous les mécanismes de rétroactions possibles entre toutes les variables.

L'analyse des réponses des fonctions impulsionnelles aux différents chocs exogènes nous permet de comprendre comment les prix du brut et de l'essence réagissent :

- Un choc négatif sur l'offre de pétrole brut a un effet non significatif sur les prix du pétrole brut et de l'essence. Ils augmentent à court terme mais l'effet disparait à long terme.
- Un choc positif sur la demande spécifique de pétrole brut entraine une hausse instantanée et forte des prix du pétrole brut et de l'essence suivie d'une baisse graduelle à long terme. Ce résultat est fortement significatif.
- Un choc de demande agrégée positif sur toutes les commodités provoque une hausse persistante des prix du pétrole brut (atteint son maximum après 1 an) et une hausse un peu plus faible des prix de l'essence. Cet effet est significatif. L'impact sur le prix de l'essence reflète l'effet des coûts de production.
- Un choc négatif sur l'offre d'essence aux États-Unis entraine une hausse immédiate du prix de l'essence (sur 3 mois) et une baisse du prix du pétrole brut (qui dure 1 an). Le baisse des prix du brut peut être expliquée par le rôle des

[65] Les variables structurelles sont le changement en pourcentage de la production mondiale de pétrole brut ; une mesure de l'activité économique réelle globale (Kilian, 2009) ; le prix réel du pétrole brut importé ; le prix réel de l'essence aux États-Unis ; le taux de croissance de la consommation d'essence aux États-Unis.

raffineries qui ne pouvant plus produire (à cause du choc), consomment moins de pétrole brut. Kilian cite comme exemple les cas de l'ouragan Katrina en 2005.

- Un choc positif sur la demande spécifique d'essence entraine une hausse non significative du prix de l'essence et du pétrole brut. En effet, la demande d'essence ne représente pas une part suffisamment grande de la demande globale de pétrole brut pour avoir un impact significatif sur les prix du pétrole brut.

Enfin, concernant les possibilités de prévisions à partir de ces résultats Kilian précise qu'elles sont très limitées. Même si nous comprenons les déterminants des prix de l'essence, nous sommes incapables de les prédire, ce qui rend toute prévision des prix de l'essence aussi délicate à réaliser que les prévisions sur les prix du pétrole brut.

Mcphail (2011) reprend la méthodologie proposée par Kilian pour étudier l'impact des marchés des biocarburants à base d'éthanol sur le marché traditionnel de l'essence et plus largement sur le marché du pétrole brut. Il utilise pour cela un modèle VAR structurel qui permet d'estimer les impacts dynamiques de chocs sur l'offre ou la demande d'éthanol[66] sur le prix réel du pétrole brut et de l'essence. Il montre que même si le marché de l'éthanol est petit, les politiques mises en place sur le marché du biocarburant ont un impact sur les marchés pétroliers traditionnels. C'est principalement les chocs de demande d'éthanol (modification des politiques publiques) qui impactent significativement les variations des prix du pétrole brut et de l'essence. Une augmentation de la demande d'éthanol entraine une baisse significative des prix réels du pétrole brut.

#### 3.3.1.3. La modélisation non linéaire des prix pétroliers

Dans le cas des marchés pétroliers, les très nombreux chocs exogènes qui ont eu lieu au cours des dernières années (deuxième guerre du Golfe, Crise des subprimes, crise de la dette européenne...) font craindre que les prix des produits aient été impactés par ces chocs. Plusieurs auteurs ont alors proposé des outils afin de tenir compte des chocs structurels dans l'analyse et la modélisation des séries temporelles. Nous présentons ici les méthodes économétriques qui permettent d'étudier les

[66] L'auteur définit deux types de chocs sur le marché de l'éthanol : un choc sur la demande d'éthanol qui est lié à une modification de la politique énergétique du gouvernement américain ; un choc sur l'offre d'éthanol qui est lié à une variation des prix du blé (principal input pour produire du bioéthanol).

caractéristiques non linéaires des variables économiques ainsi que les principales applications qui ont été faites pour les marchés pétroliers.

Perron (1989) a émis des critiques sur la performance des tests classiques de racine unitaire en présence de chocs structurels comme la crise de 1929 et le choc pétrolier de 1973. Les tests de Dickey-Fuller, Dickey-Fuller-Augmenté et de Philipps-Perron peuvent parfois accepter par erreur l'hypothèse nulle de racine unitaire en présence d'événement économique exogène sur les variables. Pour pallier ce problème Perron (1989) et Zivot et Andrews (1992) proposent des tests de racine unitaire qui tiennent compte de l'existence de chocs exogènes dans les variables. Ils introduisent des variables indicatrices dans le test de Dickey et Fuller pour tenir compte du choc structurel. La date est connue et exogène pour Perron alors qu'elle est inconnue et traitée de façon endogène par Zivot et Andrews.

Zivot et Andrews (1992) testent l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire sans choc exogène dans la variable contre l'alternative de stationnarité autour d'une tendance avec présence d'un choc structurel dans la tendance. Inspiré par les travaux de Perron (1989) ils proposent trois spécifications possibles du choc exogène à une date T : le modèle A avec changement exogène du niveau de la série, le modèle B avec un changement exogène du taux de croissance de la série ; le modèle C avec un changement exogène du niveau et du taux de croissance de la série. Ils calculent pour les différents régimes possibles la t-statistique de Perron (1989) sur toute la période de l'échantillon. La date à laquelle la valeur de la statistique de Perron est la plus petite permet d'identifier le choc structurel. La t-statitistique est alors comparée aux valeurs critiques qu'ils ont tabulées pour chacun des modèles. Si la statistique calculée est inférieure à la valeur lue dans la table, alors nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire sans choc exogène.

Lee et Strazicich (1999) ont mis en cause le traitement du choc structurel dans l'hypothèse nulle de Zivot et Andrews. En effet ces derniers considèrent uniquement sous H0 la présence d'une racine unitaire avec dérive et sans choc exogène. Accepter H0 revient donc à accepter une racine unitaire sans choc. Rejeter H0 ne signifie pas que la variable est stationnaire mais revient plutôt à accepter la présence d'un choc structurel dont il faut tenir compte dans l'analyse des variables. Par la suite, Perron (1994) a proposé un test pour remédier aux limites du test de Zivot et Andrews qui incluent la possibilité de chocs exogènes sous H0. Plus récemment, Perron et

Rodriguez (2003) ou encore Lee et Strazicich (2003) ont proposé des tests de stationnarité avec deux chocs structurels endogènes.

Gregory et Hansen (1996) proposent dans la foulée des travaux de Perron et Zivot et Andrews, des tests de cointégration avec choc structurel endogène. Ils modifient la procédure d'Engle et Granger (1987) afin d'autoriser un changement structurel dans l'équation d'équilibre de long terme. En effet rien ne prouve que la relation de long terme entre les variables soit stable au cours de la période étudiée. Gregory et Hansen testent l'hypothèse nulle de non cointégration contre l'hypothèse alternative de cointégration avec choc structurel. Ils définissent 4 modèles qui considèrent 3 types de chocs structurels dans la relation de long terme : le modèle 1 avec une relation de cointégration standard ; le modèle 2 avec un changement de niveau (constante) dans la relation de cointégration ; le modèle 3 avec un changement de niveau et de tendance (constante et pente) ; et le modèle 4 avec un changement de tendance. Le test de l'hypothèse nulle se fait sur les résidus issus des estimations des 4 modèles par la méthode des moindres carrés ordinaires. Ils calculent pour les différents régimes possibles trois statitistiques ($Z_\alpha^*, Z_t^*, ADF^*$) sur toute la période dans un intervalle [0,15 ; 0,85]. Les dates auxquelles les valeurs des statistiques sont les plus petites permettent d'identifier les chocs structurels. Les statitistiques ainsi calculées sont comparées aux statistiques tabulées par Gregory et Hansen.

La procédure de Gregory et Hansen a été appliquée par Indjehagopan, Lantz et Simon (2000) pour étudier les marchés français et allemand du fioul domestique. Sur la période 1987-1997, ils testent dans un premier temps l'existence de racine unitaire dans les prix du fioul locaux (en France et en Allemagne), le prix du fioul à Rotterdam et les taux de change respectifs (Deutsche Mark/$ et Franc Français/$). Les tests de Perron et de Zivot et Andrews confirment que les variables sont non stationnaires avec un changement structurel. Les auteurs montrent ensuite que dans chaque pays les prix du fioul locaux, les prix du fioul à Rotterdam et les taux change de la monnaie locale par rapport au dollar sont cointégrés avec un choc structurel dans la constante de la relation de long terme. Le choc structurel identifié de façon endogène semble correspondre à la deuxième guerre du Golfe (1990-1991).

Plus récemment, Maslyuk et Smyth (2008, 2009) ont étudié les prix hebdomadaires au comptant et à terme du Brent et du WTI[67]. Dans le premier papier de 2008, ils s'intéressent aux propriétés de racine unitaire des prix en présence de chocs structurels. Entre 1991 et 2004, les tests de racine unitaire de Lee et Strazicich (2003) montrent que les séries de prix du pétrole suivent des processus de marché au hasard et que les chocs structurels identifiés de façon endogène ont significativement impacté les marchés mondiaux du pétrole.

Dans un deuxième papier, ils testent l'existence de relation de cointégration entre les prix au comptant et le prix à terme[68] du pétrole à l'aide de la procédure de Gregory et Hansen. Sur la période 1991-2008, les prix au comptant et les prix à terme du pétrole de même qualité et de qualité différentes sont cointégrés avec des chocs exogènes estimés en 2003 au moment de la seconde guerre en Irak. Leurs résultats confirment qu'en présence des chocs exogènes, les marchés au comptant et les marché à terme du pétrole sont dirigés par les mêmes fondamentaux de long terme.

### 3.3.2. La littérature sur les dynamiques des prix pétrochimiques et plastiques

Nous venons de présenter la littérature très riche qui étudie les dynamiques des prix sur les marchés pétroliers. Elle se concentre presque exclusivement sur la partie amont (upstream) de la chaîne de transformation c'est-à-dire sur les relations qui lient à long terme et court terme les prix du pétrole brut et les produits raffinés issus du pétrole brut. À notre connaissance peu de papiers académiques étudient les dynamiques des prix des produits situés dans la partie aval (downstream) de la chaîne pétrochimique. Concernant les prix des plastiques, nous ne pouvons citer un Working Paper (Masih et al. 2008) non publié qui étudie les relations entre les prix des plastiques et les prix des intermédiaires utilisés pour les fabriquer. Dans cette deuxième partie nous allons présenter les quatre papiers en question.

[67] Les prix à terme concernent des contrats de maturité 1, 3 et 6 mois.
[68] Les prix à terme concernent des contrats de maturité 1 et 3 mois.

#### 3.3.2.1. Analyse des prix pétrochimiques

Les deux premiers papiers que nous présentons ici portent sur les dynamiques régionales des prix de matières pétrochimiques et des hydrocarbures de base à partir desquelles ils sont fabriqués.

##### i. Les dynamiques régionales des prix de l'éthylène et du pétrole brut

Masih, Algahtani, et De Mello (MAM) (2010) étudient la relation entre les prix du pétrole brut WTI et le prix de l'éthylène en Europe de l'Ouest (North West Europe – (NWE)), en Europe du Sud (Mediterranean – (MED)) et en Asie (Far East – (FE)). L'étude est motivée par l'idée répandue dans l'industrie pétrochimique mais non vérifiée empiriquement, qu'il existe une corrélation d'environ 80% entre le pétrole brut et les produits pétrochimiques produits à partir de celui-ci.

Leur étude s'appuie sur le test de cointégration d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988) qu'ils complètent par la procédure de « Long Run Structural Modeling » (LRSM) développée par Paseran et Shin (2002). La méthode LRSM permet d'améliorer le modèle de cointégration standard en testant les estimateurs donnés par le vecteur de cointégration contre des valeurs théoriques et des informations a priori sur l'économie.

Les résultats obtenus montrent que le WTI est cointégré avec les prix régionaux de l'éthylène. Il existe donc une relation de long terme entre les prix de l'éthylène et le prix du WTI qui doit être utilisée dans le cadre d'un modèle à correction d'erreur.

Le VECM estimé sur la période 2000-2006 donne des informations sur l'exogénéité et l'endogénéité des variables. Le terme de correction d'erreur est significatif dans les équations des prix de l'éthylène en Europe et dans l'équation du prix de pétrole brut mais pas dans l'équation du prix de l'éthylène en Asie. En d'autres termes, les auteurs en déduisent que :

- Sans surprise les prix de l'éthylène en Europe (NWE et MED) sont faiblement endogènes à court et long terme reflétant le rôle joué par le coût des inputs dans les prix de produits pétrochimiques.
- Résultat plus surprenant, les prix du WTI semblent être également faiblement endogènes. Ce résultat est contradictoire avec les études précédentes qui montrent

en majorité que les prix du pétrole brut sont faiblement exogènes par rapport aux prix des produits situés plus bas dans la chaine de transformation pétrochimique.

- Autre résultat surprenant, le prix de l'éthylène en Asie (FE) est faiblement exogène à court et long terme. Selon les auteurs, l'exogénéité des prix de l'éthylène sur le marché asiatique reflèterait la forte croissance de la demande au cours des dernières années en Asie (Chine et Corée). Dès lors, l'évolution des prix de l'éthylène sur ce marché est d'avantage liée au dynamisme économique et à la forte demande pour les produits pétrochimiques plutôt qu'à l'augmentation des coûts de production (pétrole brut).

Enfin, l'analyse de la décomposition de la variance relativise les arguments précédents. En effet, MAM constatent que les prix du WTI et de l'éthylène en Asie sont les variables dont la variance de l'erreur est expliquée en majorité par leur propre innovation (60%) à long terme. Les prix du pétrole WTI sont exogènes à long terme reflétant les fortes tensions apparues sur les marchés pétroliers à la fin des années 2000 et la place de plus en plus importante prise par les coûts des inputs dans la dynamique des prix des produits pétrochimiques.

Nous constatons que MAM mettent en évidence des dynamiques de prix pétrochimiques différentes en Europe et en Asie. Ces résultats justifient un traitement séparé des plaques géographiques lorsque nous étudierions les mécanismes de transmission des prix pétrochimiques en Europe et en Asie.

#### ii. Les dynamiques régionales des prix du méthanol et du gaz naturel

Dans un deuxième papier Masih, Albinali et DeMello (2010) reprennent la méthodologie présentée dans l'article précédent pour étudier la dynamique entre les prix du méthanol et les prix du gaz naturel. Le gaz naturel peut être utilisé pour produire du méthanol et son prix peut avoir par conséquent une influence sur les prix de ce dernier.

L'analyse est effectuée sur les régions Europe, États-Unis et Asie pendant la période 1998-2007. À l'aide du test de cointégration de Johansen, ils démontrent que les prix régionaux du méthanol sont cointégrés avec les prix du gaz naturel « Henry Hub ». Il existe donc une relation de long terme entre les prix de l'input et les prix de l'output

sur les 3 principales régions du monde. Ici aussi ils estiment la relation d'équilibre de long terme en suivant la procédure LRSM de Paseran et Shin (2002).

L'estimation d'un modèle VECM montre que le terme de correction d'erreur est significatif dans les équations du prix du méthanol en Europe et aux États-Unis mais pas dans celles du prix du méthanol en Asie et du prix du gaz naturel. Les auteurs en concluent que le prix du gaz naturel dirige les prix du méthanol en Europe et aux États-Unis mais pas en Asie. Comme pour l'éthylène, le prix du méthanol en Asie est faiblement exogène reflétant le rôle dominant de la demande par rapport aux coûts de production. L'analyse de la décomposition de la variance confirme que les prix du gaz naturel est la variable la plus exogène suivie par le prix du méthanol en Asie.

#### 3.3.2.2. Analyse des prix des plastiques

Les deux papiers suivant traitent plus spécifiquement de la dynamique des prix des matières plastiques. Le premier étudie l'impact des marchés du pétrole brut sur le marché des plastiques dans le cadre d'un modèle VAR structurel. Le deuxième papier est un Working Paper non publié qui reprend la méthodologie présentée dans Masih, Algahtani, et De Mello (2010) appliquée aux prix des plastiques et de leurs inputs.

##### i. La transmission des prix du pétrole sur le secteur des plastiques

Weinhagen (2006) est le premier à s'être intéressé à la relation entre les prix du pétrole brut et les prix des matières plastiques. Dans le cadre d'un modèle VAR structurel il étudie comment réagissent les marchés des produits chimiques organiques et des matières plastiques à des chocs sur l'offre de pétrole brut. Pour son analyse Weinhagen utilise les indices de prix producteur mensuel du pétrole brut, des produits chimiques organiques et des produits plastiques entre janvier 1974 et décembre 2003. Il utilise également les indices de production dans le secteur du plastique et dans l'ensemble de l'industrie publiés par la Réserve Fédérale. Après avoir vérifié la stationnarité des variables en différences premières à l'aide des tests classiques de stationnarité ADF, il estime un modèle VAR structurel composé des cinq équations[69].

[69] L'équation 1 modélise le prix du pétrole brut en fonction de l'indice de production industrielle ; L'équation 2 modélise le prix des produits chimiques organiques en fonction des prix du pétrole brut ; L'équation 3 modélise le prix des plastiques en fonction des prix des produits chimiques et de l'indice de production de plastiques : L'équation 4 modélise l'indice de production des plastiques en fonction

Il impose une série de restrictions a priori sur les coefficients des équations. Le modèle VAR ainsi estimé met en évidence la dépendance du secteur des matières chimiques organiques et des matières plastiques aux prix du pétrole brut. L'analyse des fonctions impulsionnelles montre qu'une augmentation des prix des inputs (pétrole brut et produits chimiques organiques) entraine une augmentation des prix des plastiques et une diminution de la production de plastiques. On voit ici l'effet classique du canal des coûts. L'analyse de la décomposition de la variance confirme que le prix des plastiques est la variable la plus endogène du modèle.

Enfin, à l'aide du modèle VAR obtenu, Weinhagen calcule les répercussions sur les variables dans le cas de 2 scénarios : un choc exogène sur les prix du pétrole et un choc sur la production industrielle. Il montre ainsi qu'une augmentation initiale des prix du pétrole brut de 8,2% (un écart type) entraine une augmentation des prix des produits organiques de 0,4% et une augmentation des prix des plastiques de 0,04%. La production de plastique baisse de 0,01%. L'effet est faible à court terme mais se cumule à long terme. Ainsi après 14 mois le prix des produits chimiques organiques aura augmenté de 2,02% et le prix des plastiques de 0,6%.

L'approche proposée par Weinhagen est intéressante mais limitée aux restrictions qu'il a imposées a priori sur les variables de son modèle VAR. Nous considérons qu'il serait plus judicieux de faire ce type d'analyse sur les prix des plastiques et des produits chimiques intermédiaires dans un cadre non structurel. Comme nous l'avons montré précédemment, il serait également judicieux de tester l'existence de relations de cointégration entre les prix pétrochimiques et plastiques publiés par les organismes de « price reporting ».

### ii. Les dynamiques régionales des prix des plastiques

Masih, Eid, Ripple et DeMello (2008 Working Paper) étudient les prix mensuels entre janvier 1995 et janvier 2007 des matières plastiques et des principaux intermédiaires pétrochimiques à partir desquels les plastiques sont fabriqués. Le Working Paper reprend la méthodologie présentée dans Masih, Algahtani, et DeMello (2010) et Masih, Albinali et DeMello (2010). Les auteurs s'intéressent aux marchés européens

---

des prix des plastiques et de l'indice de production industrielle ; L'équation 5 modélise l'indice de production industrielle comme une variable exogène.

et asiatiques du polypropylène, du propylène, du naphta et du pétrole brut Brent en traitant les deux zones séparément.

D'après les premiers résultats, les prix des quatre variables sont cointégrés sur la période étudiée en Europe et en Asie. Le test de Johansen confirme l'existence d'une relation de cointégration sur chaque zone entre les quatre variables à l'aide des statistiques de la trace.

L'estimation du modèle à correction d'erreur permet de conclure que les prix des plastiques en Europe ont été essentiellement dirigés par les variations des prix des inputs (naphta et pétrole brut). En effet le terme de correction d'erreur est significatif uniquement pour ces deux variables. Inversement en Asie, les prix des plastiques semblent faiblement exogènes et n'ont pas été dirigés par les prix des inputs. Le terme de correction d'erreur est significatif dans les équations du propylène, du naphta et du pétrole brut. Nous retrouvons les mêmes types de résultats que dans le cas du marché de l'éthylène et du méthanol. L'évolution des prix des plastiques en Asie est davantage liée à la forte demande de plastiques et au dynamisme économique plutôt qu'à l'augmentation des coûts de production (prix des inputs).

Nous nous inscrivons pleinement dans la continuité des travaux de Masih, Eid, Ripple et DeMello. Notre objectif est de comprendre comment les prix des produits pétroliers, les prix pétrochimiques et les prix des plastiques sont liés et quelle information peut apporter l'existence de relation de long terme entre les différents produits de la chaine de transformation pétrochimique. Nous chercherons à comprendre plus particulièrement le sens des relations de causalité entre les différentes variables ; d'identifier quel est le rôle du pétrole brut dans cette structure (prix leader) et quel est le degré de sensibilité au prix du pétrole des différents produits (notamment des plastiques). Ces informations pourront être utilisées par la suite pour prédire à moyen terme les évolutions futures des prix des matières plastiques utilisées dans le secteur automobile.

## 3.4. Conclusion

L'étude de la littérature sur la modélisation des relations entres les prix pétroliers nous a permis d'identifier un certain nombre de résultats qui pourront s'appliquer à l'analyse des comportements des prix pétrochimiques et plastiques. En premier lieu, il est nécessaire d'étudier avec précaution les propriétés de stationnarités des variables à l'aide des tests de stationnarité (Dickey & Fuller, 1979, 1981 ; Phillips & Perron, 1988 ; Kwiatkowski & al, 1992). Les propriétés individuelles des prix ont un impact sur le choix des techniques utilisées dans la modélisation et permettent d'éviter les modélisations « fallacieuses ».

Deuxièmement, les prix pétroliers sont souvent cointégrés. À la vue des fortes relations qui lient les produits pétrochimiques le long de la chaîne de transformation et de leur dépendance aux prix du pétrole, il semble crédible qu'une ou plusieurs relations de cointégration puissent exister entre ces produits. Il faudra donc tester la cointégration à l'aide des tests d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988). L'existence d'une relation de cointégration entre les variables doit s'accompagner d'une modélisation avec un terme de correction d'erreur et l'introduction de la cointégration dans la modélisation des variables peut améliorer la prédictibilité d'une des variables du système (Granger 1986). Nous devrons également porter une attention particulière à la présence de chocs structurels dans les séries de prix (Zivot & Andrews, 1992 ; Gregory & Hansen, 1996).

Enfin, les représentations vectorielles VAR et VECM nous permettront de comprendre la dynamique entre les prix des plastiques et les prix des inputs utilisés pour les fabriquer (monomères, pétrole brut...). Dans la modélisation VAR, il est préférable de traiter toutes les variables de façon endogène afin d'éviter d'imposer de fausses relations de causalité a priori (Fève, 2006). Les papiers qui respectent l'endogénéité des variables, confortent en majorité la théorie du canal des coûts de production. Les prix du pétrole brut semblent suivre une dynamique exogène et peuvent être utilisés pour modéliser le comportement des prix des produits situés plus en aval dans la chaîne de transformation. Cependant dans certain cas, il existe des mécanismes de rétroaction des prix des produits sur le prix du pétrole brut. Leur importance dépendra de plusieurs facteurs : types de produits étudiés, situation dans la chaîne de valeur pétrolière, période considérée...

# *Chapitre 4. La transmission des prix sur les marchés plastiques automobiles*

## 4.1. Introduction

Dans ce nouveau chapitre nous allons mettre en application la méthodologie présentée dans le chapitre précédent afin d'analyser les dynamiques des prix sur les marchés des plastiques automobiles. Grâce à la modélisation VAR (SIMS, 1980) et VECM (Johansen, 1988, 1991) nous allons étudier les mécanismes de transmission des prix le long de la chaîne de production pétrochimique. Notre analyse portera plus précisément sur les prix des quatre plastiques majoritairement utilisés dans l'automobile (PP, PE, ABS et PA6), les principaux monomères nécessaires à la production de ces plastiques (propylène, éthylène, acrylonitrile, butadiène, styrène, caprolactame et benzène), et les prix du pétrole brut (Brent et WTI). L'analyse des relations dynamiques entre les prix des différents produits devrait nous permettre de mettre en évidence des différences et/ou similitudes dans les comportements des prix des matières plastiques des différentes familles et d'identifier les canaux de transmission des prix (canal des coûts de production (Barro, 1984 ; Brown & Yücel, 1999 ; Abel & Bernanke, 2001) ou canal de la demande dérivée (Masih & al, 2010) le long de la chaîne de production pétrochimique.

Puisque les produits pétroliers et certaines matières pétrochimiques sont cotés en dollars, les variations du taux de change américain peuvent affecter le revenu, la distribution de la demande de produits pétroliers et donc les prix pétroliers. Par exemple, Pindyck et Rotemberg (1990) et Sadorsky (2000) ont montré que le taux de change peut avoir un impact sur les prix du pétrole. Sur le marché européen les matières plastiques sont cotées en Euro, nous décidons donc d'inclure dans notre modèle le taux de change Euro-Dollar.

Cette étude sera effectuée séparément sur deux régions : en Europe du Nord-Ouest et en Asie du Nord-Est[70]. En effet dans le chapitre 2 nous avons mis en évidence la prépondérance du commerce intra zone en Asie et en Europe. De plus, Masih et al.

[70] La décomposition géographique reprend celle proposée par « ICIS Pricing » organisme qui fournit les prix utilisés pour la modélisation. La région Europe du Nord-Ouest regroupe le Nord de la France, l'Allemagne et le Benelux. La région Asie du Nord Est regroupe la Chine, Taiwan, le Japon et la Corée du Sud.

(2010) ont montré qu'il existe deux dynamiques différentes des prix pétrochimiques de l'éthylène en Europe et en Asie. Enfin dans son rapport annuel sur les marchés mondiaux de matières premières, Chalmin (2009) confirme qu'il n'y a pas de globalisation des marchés pétrochimiques comparable à celle du pétrole.

Dans la première section du chapitre nous allons présenter les dynamiques de prix sur les marchés des plastiques de commodité (PP et PE). Les plastiques de commodité sont des matières utilisées dans l'ensemble des secteurs d'activité et qui dominent largement les marchés des matières plastiques.

Dans la deuxième section nous présenterons les dynamiques de prix sur les marchés des plastiques plus techniques (ABS et PA6). Les plastiques techniques représentent un poids beaucoup moins important sur les marchés mondiaux des plastiques mais connaissent des dynamiques d'offres et de demandes très fortes surtout dans les pays en développement.

## 4.2. Analyse de la dynamique des prix des plastiques de commodité

Dans cette première section nous allons analyser et présenter la dynamique de prix sur les marchés des plastiques de commodité (PP et PE). Nous rappelons que dans le chapitre 2 nous avons expliqué le processus de commoditisation (Choksy, 1991) sur les marchés de matières plastiques de grande consommation PP et PE. Il se traduit notamment par une augmentation de la volatilité des prix et une perte de contrôle sur les prix de la part des producteurs.

### 4.2.1. La transmission des prix sur le marché du Polypropylène

Le Polypropylène est la matière plastique la plus largement consommée dans le monde. À lui seul, il représente 25% de la production mondiale et 21% de la consommation mondiale de plastiques. Dans le secteur automobile, il représente en moyenne plus de 40% des matières plastiques utilisées pour construire un véhicule.

#### 4.2.1.1. L'analyse des données et identification des processus.

##### i. Présentation des données sur le marché du Polypropylène

Pour faire l'analyse de la transmission des prix sur les marchés du polypropylène nous utilisons les prix des matières premières disponibles dans la base de données Thomson Reuters Datastream entre le 1er janvier 2000 et le 31 décembre 2011. Les prix sont publiés par l'organisme de « price reporting » ICIS Pricing que nous avons présenté dans le chapitre 2. Les prix utilisés sont des prix mensuels calculés en faisant la moyenne arithmétique des prix publiés chaque semaine par ICIS.

- Le prix du Polypropylène en Europe (PP) est le prix au comptant (spot) FD (Free delivery) d'un grade copolymère en Europe du Nord Ouest exprimé en Euros par tonne.
- Le prix du Polypropylène en Asie (PPasie) est le prix au comptant (spot) CFR (cost and freight) d'un grade homopolymère pour injection à Hong Kong exprimé en Dollars par tonne.

- Le prix du propylène en Europe (C3) est le prix au comptant (spot) CIF (cost insurance and freight) d'un grade polymère en Europe du Nord Ouest exprimé en Euros par tonne.
- Le prix du propylène en Asie (C3asie) est le prix au comptant (spot) CFR (cost and freight) en Asie de l'Est exprimé en Dollars par tonne.
- Le prix du pétrole brut en Europe (Brent) est le prix au comptant (spot) mensuel du Brent exprimé en Dollars par baril. Le prix du pétrole brut en Asie (WTI) est le prix au comptant (spot) mensuel du WTI exprimé en Dollars par baril. Ces deux prix du pétrole brut sont publiés par l'administration américaine EIA (Energy Information Administration) et sont librement accessibles sur le site internet[71].
- Le taux de change Euro-Dollar est le taux de change mensuel d'un euro en dollar publié par la Réserve Fédérale Américaine[72].

L'Annexe 4 – A (Graphique 1) présente l'évolution des logarithmes des prix des matières citées précédemment. La simple analyse de l'allure des prix sur la période 2000-2011 nous permet d'identifier les événements majeurs qui se sont produits sur les marchés mondiaux des matières premières au cours des dix dernières années.

Après une période de prix du pétrole relativement bas régulés par l'OPEC entre 2000 et 2003, les prix des matières premières ont fortement augmenté entre 2004 et 2008 à la suite d'un choc de demande sans précédent (Hamilton, 2009). La crise financière puis économique est venue interrompre cette euphorie à la fin 2008 quand il y a eu une très forte chute des prix sur tous les marchés. Début 2009 a commencé une nouvelle période caractérisée par une remontée importante des prix des matières premières vers une bande de fluctuation des prix du pétrole brut de plus de 100 $ le baril. Les acteurs ont à présent conscience que la volatilité des prix des matières premières sera forte sur l'ensemble des marchés et que des pics à 150$ le baril sont probables.

L'analyse des statistiques descriptives de nos variables (Annexe 4 – A – Tableau 3) montre que les prix sur les marchés du PP ont été très volatiles au cours des dix dernières années. Par exemple les prix du PP et du C3 ont été plus volatiles que le taux de change Euro-Dollar entre 2000 et 2011. Plus spécifiquement, l'écart-type des

[71] Source : http://www.eia.gov/
[72] Source : http://www.federalreserve.gov/

prix du PP en Asie est deux fois plus important que celui du taux de change et les prix asiatiques ont été particulièrement volatiles sur la période étudiée. Enfin, l'analyse des matrices de corrélations simples (Annexe 4 – A - Tableau 4) permet de constater que les prix du PP et du C3 sont fortement corrélés aux prix du pétrole brut sur les deux marchés et plus encore en Asie.

Afin de mettre en évidence les trois sous périodes identifiées précédemment nous avons découpé notre échantillon 2000-2011 (Annexes 4 – A - Tableau 5). Comme le montrent les écarts-types calculés sur chaque sous-période, la volatilité des prix du PP et du C3 en Asie et en Europe a augmenté significativement entre 2000 et 2011. Elle s'est accompagnée d'une hausse du niveau moyen des prix de toutes les matières au cours de la période.

Dans un premier temps nous avons effectué une analyse sur l'ensemble de la période 2000-2011. Cependant lors de l'estimation des modèles VECM nous avons identifié un problème de stabilité sur les coefficients des équations. Un test de Chow (1960) effectué sur les équations du modèle a confirmé l'existence d'une rupture significative à partir du mois de Janvier 2004. Par conséquent nous avons décidé de restreindre notre analyse sur la période 2004-2011 afin de limiter l'impact que pourraient avoir des changements structurels des marchés des matières premières sur notre modélisation.

Grâce à l'analyse graphique et l'étude des fonctions d'autocorrélation nous ne détectons pas d'effet important de saisonnalité dans les séries de prix. Nous avons également appliqué un filtre par moyenne mobile (schéma multiplicatif) et constatons que les coefficients de saisonnalité sont tous très proches de 1 confirmant ainsi l'absence de saisonnalité dans les données. Nous décidons donc d'utiliser les valeurs des variables bruts en logarithme sur la période 2004-2011.

#### ii. Tests de stationnarité et traitement des chocs structurels

Comme nous l'avons expliqué dans le chapitre 3, les propriétés de stationnarité des séries sont très importantes et leur ignorance peut conduire à des erreurs de diagnostic et à des modélisations « fallacieuses ». Pour étudier la stationnarité de nos variables nous appliquons les tests classiques de Dickey-Fuller simples et augmentés (1979 ;

1981) complétés par les tests de Phillips-Perron (1988) et de Kwiatkowski, Phillips, Schimd et Shin (1992).

L'analyse graphique des données nous a permis d'identifier un choc exogène sur les données au moment de la crise de 2008 dont il est important de tenir compte lors des tests de stationnarité. Nous décidons donc de commencer par effectuer le test de stationnarité de Zivot et Andrews (1992) que nous avons également présenté dans le chapitre 3.

Zivot et Andrews testent l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire sans choc exogène dans la variable contre l'alternative de stationnarité autour d'une tendance avec présence d'un choc structurel dans la tendance. La force du test de Zivot et Andrews est que la date du choc est déterminée de façon endogène. Accepter H0 revient à accepter une racine unitaire sans choc. Rejeter H0 ne signifie pas que la variable est stationnaire mais revient plutôt à accepter la présence d'un choc structurel dont il faut tenir compte dans l'analyse des variables.

Les résultats des tests de Zivot-Andrews sont présentés dans le tableau 22.

**Tableau 22: Test de stationnarité de Zivot et Andrews (1992)**

| **Modèle C** | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Variable(s) | IC3 | IC3asie | Lpp | lppasie | Lbrent | Lwti | lex |
| t-stat(s) | **-5.6066**** | **-7.1872**** | -4.8579 | **-8.0080**** | **-6.3660**** | **-6.4848**** | -4.4049 |
| Lag(s) | 2 | 1 | 2 | 1 | 2 | 2 | 3 |
| Break | **2008:11** | **2008:10** | 2008:09 | **2008:10** | **2008:10** | **2008:10** | 2007:09 |
| DU1 p-value | 4.8E-05 | 2.6E-07 | 0.0001 | 2.3E-09 | 1.1E-06 | 2.0E-06 | 0.0147 |
| **Modèle B** | | | | | | | |
| Variable(s) | IC3 | LC3asie | Lpp | lppasie | Lbrent | Lwti | lex |
| t-stat(s) | -3.3952 | -4.0126 | -2.9228 | -3.9213 | -3.5218 | -3.9591 | -3.7763 |
| Lag(s) | 2 | 1 | 2 | 1 | 2 | 2 | 3. |
| Break | 2009:04 | 2009:06 | 2009:05 | 2006:06 | 2005:07 | 2005:07 | 2008:04 |
| DU1 p-value | 0.2466 | 0.3120 | 0.3178 | 0.2267 | 0.2510 | 0.1771 | 0.0260 |
| **Modèle A** | | | | | | | |
| Variable(s) | IC3 | LC3asie | Lpp | lppasie | Lbrent | Lwti | lex |
| t-stat(s) | -4.4267 | **-5.8856**** | -4.3333 | **-7.4794**** | **-6.2506**** | **-6.6292**** | -4.1146 |
| Lag(s) | 2 | 1 | 2 | 1 | 2 | 2 | 3 |
| Break | 2008:08 | **2008:10** | 2008:09 | **2008:10** | **2008:10** | **2008:10** | 2007:02 |
| DU1 p-value | 0.0038 | 8.6E-05 | 0.00166 | 3.2E-08 | 2.9E-06 | 1.6E-06 | 0.0066 |
| *** signifie t-statistiques significatives à 5% Les valeurs critiques sont issues des valeurs tabulées par Zivot et Andrews (1992). Pour le Modèle C à 5% = -5,08 ; pour le modèle B à 5% = -4,42 ; pour le modèle A à 5% = -4,80* | | | | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Le test est effectué sur les 3 spécifications proposées par Zivot et Andrews (1992). L'hypothèse H0 est rejetée à 5% sur au moins un modèle pour 5 des 7 variables étudiées : le prix du C3, le prix du PP en Asie et les prix du pétrole brut. Ils confirment la présence de chocs structurels pour toutes les variables à l'exception du

prix du PP en Europe et du taux de change. Pour toutes les variables la date du choc est identifiée significativement en octobre 2010 confirmant ainsi notre analyse graphique. Ces résultats justifient donc l'utilisation des variables indicatrices dans l'analyse de nos données.

Nous appliquons ensuite les tests de stationnarité de Dickey-Fuller simples et augmentés suivant le cas[73]. Les tests sont effectués en incluant deux variables indicatrices dans les trois modèles proposées par Dickey et Fuller afin de tenir compte du choc de la fin 2008.

- Pour les prix européens du PP et du C3 la première variable indicatrice « crise_eco_2008 » prend la valeur 1 pour les mois d'octobre-novembre-décembre 2008 et 0 sinon.
- Pour les prix asiatiques du PP et du C3 la variable « crise_eco_2008 » prend la valeur 1 pour les mois d'octobre - novembre 2008 et 0 sinon. Nous créons une seconde variable indicatrice intitulée « crise_fin_2008 » qui prend la valeur 1 pour le mois d'aout-septembre 2008 et 0 sinon. Elle est utilisée uniquement pour les prix du pétrole brut (Brent et WTI) et pour le prix du PP en Asie. Cette variable capte la forte baisse des prix sur les marchés des matières premières commencée en août 2008 à la suite de la crise des subprimes et avant la faillite de Lehmann and Brothers.

Le tableau 23 présente les résultats des tests de stationnarité uniquement pour les modèles 2 et 3 c'est à dire le modèle avec constante et le modèle avec constante et tendance. Les tests pour le modèle 1 sans tendance ni constante donnent le même type de résultats mais ne sont pas présentés ici. Nous avons complété notre analyse avec les tests de Phillips-Perron (1988) et de Kwiatkowski, Phillips, Schimd et Shin (1992).

Les résultats montrent que l'hypothèse de non stationnarité des variables en niveau est acceptée sur au moins une des spécifications pour l'ensemble des variables étudiées. Les prix européen et asiatique du polypropylène, du propylène, du pétrole brut et le taux de change sont des variables non stationnaires en niveau.

[73] Le nombre de retard optimal à inclure dans les modèles de Dickey-Fuller est sélectionné en minimisant les critères d'information d'Akaike et Schwarz dans le cadre du modèle le plus neutre avec constante. Si le retard optimal est strictement inférieur à 1, nous appliquons le test Dickey-Fuller simple autrement nous appliquons le test Dickey-Fuller-Augmenté.

Nous constatons également que les variables transformées en différences premières sont stationnaires à 1%. Nous pouvons donc en conclure que toutes les variables sont intégrées d'ordre 1 - *I(1)*- confirmant ainsi l'existence d'un risque de cointégration entre les variables.

**Tableau 23: Tests de stationnarité DF, ADF, PP et KPSS**

| Spécification | Modèle Intercept | | | | Modèle Intercept et trend | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Variables** | **Retard optimal** | **ADF t-stat** | **PP t-stat** | **KPSS LM-stat** | **ADF t-stat** | **PP t-stat** | **KPSS LM-stat** |
| | Marché Européen | | | | | | |
| Log_brent | 0 | -1,45 | -2,18 | 0,812*** | -2,02 | -2,72 | 0,110 |
| Log_C3 | 1 | -3,86*** | -2,93** | 0,262 | -4,16*** | -2,89 | 0,103 |
| Log_pp | 1 | -3,37** | -2,61* | 0,271 | -3,52** | -2,51 | 0,106 |
| Log_ex | 1 | -2,37 | -2,27 | 0,608** | -2,62 | -2,42 | 0,140* |
| D(lbrent) | 0 | -11,52*** | -7,10*** | 0,063 | -11,47*** | -7,09*** | 0,044 |
| D(lc3) | 0 | -7,78*** | -4,97*** | 0,067 | -7,72*** | -4,92*** | 0,043 |
| D(lpp) | 0 | -8,22*** | -5,17*** | 0,093 | -8,18*** | -5,15*** | 0,054 |
| D(lex) | 0 | -7,12*** | -7,32*** | 0,072 | -7,10*** | -7,30*** | 0,041 |
| | Marché asiatique | | | | | | |
| Log_wti | 0 | -1,31 | -2,40 | 0,717** | -1,64 | -2,84 | 0,118** |
| Log_C3asie | 0 | -4,20*** | -2,79* | 0,503** | -4,75*** | -3,19* | 0,091 |
| Log_ppasie | 0 | -2,11 | -2,96** | 0,520** | -2,30 | -3,08 | 0,111 |
| Log_ex | 1 | -2,41 | -2,27 | 0,608** | -2,67 | -2,42 | 0,140* |
| D(lwti) | 0 | -11,27*** | -7,11*** | 0,059 | -11,21*** | -7,10*** | 0,039 |
| D(lc3asie) | 0 | -12,64*** | -6,69*** | 0,059 | -12,58*** | -6,67*** | 0,035 |
| D(lppasie) | 0 | -12,53*** | -6,22*** | 0,072 | -12,45*** | -6,23*** | 0,041 |
| D(lex) | 0 | -7,29*** | -7,32*** | 0,072 | -7,27*** | -7,30*** | 0,041 |

**** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Les tests sont effectués entre Janvier 2004 et Décembre 2011. Pour les tests ADF et PP l'hypothèse nulle teste la non stationnarité. Les valeurs critiques des tests ADF et PP sont issues des tables de MacKinnon (1996). Pour le test de KPSS l'hypothèse nulle est la stationnarité. Les valeurs critiques sont : Modèle intercept à 1% = 0,739, à 5% = 0,463, à 10% = 0,347 ; Modèle intercept et trend à 1% = 0,216, à 5% = 0,146 ; à 10% = 0,119*

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

### iii. Tests d'hypothèses jointes

Les tests d'hypothèses jointes nous permettent d'identifier le type de non stationnarité TS ou DS des séries étudiées. Nous appliquons la stratégie de tests successifs présentée dans le chapitre 3 en incluant les variables indicatrices « crise_eco_2008 » et « crise_fin_2008 » comme mentionnées précédemment. Le tableau 24 ci-dessous présente les résultats obtenus pour les variables étudiées. Pour chaque variable nous avons calculé les statistiques F1, F2 et F3 dans le cas du test de Dickey-Fuller simple et F4, F5 et F6 dans le cas du test de Dickey-Fuller Augmenté.

- Nous constatons que seul le prix du C3 en Asie est un processus TS stationnarisable par la méthode des moindres carrés ordinaires.
- Toutes les autres variables sont des processus AR(1) ou DS qui peuvent être stationnarisés en appliquant un filtre aux différences premières.

**Tableau 24: Tests d'hypothèses jointes**

| Variables | H0 | H06 ou H03 | H0 | H05 ou H02 | H04 ou H01 | Type de non stationnarité |
|---|---|---|---|---|---|---|
| lC3 | H0=-4,16 *refuse* | F6 = 8,75 *refuse* | | | | **AR(1) avec constante** |
| lpp | H0=-3,52 *refuse* | F6= 6,33 *refuse* | | | | **AR(1) avec constante** |
| lC3asie | H0=-4,75 *refuse* | F6=11,4 *refuse* | | | | **TS avec constante** |
| lppasie | H0=-2,30 *accepte* | F3=2,75 *accepte* | H0=-2,11 *accepte* | F2= 5,33 *Refuse* | | **DS avec dérive** |
| lWTI | H0=-1,64 *accepte* | F3=1,39 *accepte* | H0=-1,42 *accepte* | F2=4,68 *Accepte* | F1= 6,50 *Refuse* | **AR (1) sans constante** |
| lbrent | H0=-2,02 *accepte* | F3=2,10 *accepte* | H0=-1,45 *accepte* | F2=6,02 *Refuse* | | **DS avec dérive** |
| lex | H0=-2,62 *accepte* | F6=3,53 *accepte* | H0=-2,37 *accepte* | F5=2,36 *Accepte* | F4=2,83 *Accepte* | **DS sans dérive** |
| *Les valeurs critiques utilisées sont issues des valeurs tabulées par Dickey et Fuller (1981)* | | | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

#### 4.2.1.2. Analyse de la cointégration et des causalités

L'analyse des données nous a permis de constater que les prix des matières plastiques et pétrochimiques sur le marché européen et asiatique sont des variables non stationnaires intégrées d'ordre 1. Sur chaque marché il existe donc un risque de cointégration entre les différents prix.

##### i. Le test de cointégration de Johansen (1988)

Pour tester l'existence d'une relation de cointégration entre les variables nous appliquons la méthodologie proposée par Johansen (1998). Pour chaque marché nous estimons un modèle VAR(8) non restreint avec les 4 variables en niveau : le prix du PP, le prix du C3, le prix du Pétrole brut, le taux de change. Nous déterminons le nombre de retard optimal à introduire dans le test de cointégration et dans le modèle dynamique en choisissant le retard qui minimise les critères d'Akaike (AIC) ou Schwarz (SC). Le résultat (Annexe 4 – A - Tableau 7) montre que sur chaque marché les critères sont minimaux pour un seul retard.

Nous pouvons alors effectuer le test de Johansen (1988) sur les 4 variables dans les 2 régions distinctes[74]. Dans un cadre multivarié avec *n* variables, si tous les prix ont la même tendance stochastique il doit y avoir *(n-1)* vecteurs de cointégration dans le système. Stock et Watson (1991) ont montré que dans un système de *n* variables, s'il

[74] Afin de faire le test nous incluons les variables indicatrices « crise_eco_2008 » et « crise_fin_2008 » telles que nous les avons définies précédemment.

y a *r* relations de cointégration alors il doit y avoir *(n-r)* tendances stochastiques. En théorie nous pourrions donc trouver 3 relations de cointégration au maximum dans notre système de 4 variables.

Nous avons identifié précédemment que sur le marché européen toutes les variables sont de type DS. Par conséquent nous utilisons la spécification 3 avec constante dans la relation de cointégration. Pour le marché asiatique seul le prix du C3 est de type TS. Cependant nous avons vérifié que la tendance n'est pas significative dans la relation de long terme et nous retenons donc également la spécification 3.

Le tableau 25 présente les résultats obtenus pour le marché européen et le marché asiatique du polypropylène.

**Tableau 25: Test de cointégration de Johansen (1988) pour les marchés du PP**

| **Marché Européen** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Trace – Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune **** | **0.287929** | **65.34822** | **47.21** | **54.46** |
| 1 au plus * | 0.190287 | 33.42798 | 29.68 | 35.65 |
| 2 au plus | 0.113992 | 13.58694 | 15.41 | 20.04 |
| 3 au plus | 0.023238 | 2.210161 | 3.76 | 6.65 |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Max-Eigen – Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune *** | **0.287929** | **31.92024** | **27.07** | **32.24** |
| 1 au plus | 0.190287 | 19.84104 | 20.97 | 25.52 |
| 2 au plus | 0.113992 | 11.37678 | 14.07 | 18.63 |
| 3 au plus | 0.023238 | 2.210161 | 3.76 | 6.65 |
| **Marché asiatique** | | | | |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Trace – Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune **** | **0.370886** | **67.19430** | **47.21** | **54.46** |
| 1 au plus | 0.141916 | 23.63073 | 29.68 | 35.65 |
| 2 au plus | 0.090427 | 9.243774 | 15.41 | 20.04 |
| 3 au plus | 0.003551 | 0.334413 | 3.76 | 6.65 |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Max-Eigen – Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune **** | **0.370886** | **43.56357** | **27.07** | **32.24** |
| 1 au plus | 0.141916 | 14.38696 | 20.97 | 25.52 |
| 2 au plus | 0.090427 | 8.909361 | 14.07 | 18.63 |
| 3 au plus | 0.003551 | 0.334413 | 3.76 | 6.65 |

*(**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1% et 5%. Le Test est effectué entre Janvier 2004 et Décembre 2011 en incluant les variables indicatrices crise_eco_2008 et crise_fin_2008*
*Pour les 2 régions nous retenons la spécification 3 avec constante dans la relation de cointégration mais pas de tendance.*

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Les statistiques de la Trace mettent en évidence l'existence d'une relation de cointégration avec un seuil critique de 1% sur les deux marchés étudiés. La statistique de la Valeur Propre Maximum (VPM) confirme ce résultat à 5% sur le marché européen et à 1% pour le marché asiatique. Il existe donc une relation d'équilibre de

long terme entre les prix du plastique PP, du monomère C3, du pétrole brut et du taux de change.

L'existence d'une relation de cointégration entre les prix pétrochimiques signifie qu'il existe une force commune qui guide les prix à long terme même si ces derniers peuvent dévier de cet équilibre à court terme. L'équilibre de long terme pourrait s'expliquer par l'interdépendance physique qui lie les différentes familles de produits le long de la chaine de transformation pétrochimique. Elle pourrait refléter une interdépendance des marchés guidés par le canal de l'offre (des coûts de production) ou par le canal de la demande dérivée. Nous devons estimer la relation de cointégration et un modèle VECM pour comprendre plus précisément les dynamiques entre les prix des produits.

### ii. Test de causalité de Granger

Granger (1969) a proposé les concepts de causalité et d'exogénéité dans la cadre de son analyse en modèle VAR des relations causales entre des variables économiques. Dans l'Annexe 4 – A, le tableau 6 présente les résultats du test de causalité de Granger effectué avec quatre retards : Nous testons l'hypothèse nulle que la variable $y_{2t}$ ne cause pas la variable $y_{1t}$ à l'aide de tests de Fisher classiques sur les coefficients d'un modèle VAR(4).

Sur les marchés du Polypropylène, l'étude des causalités révèle que le prix du PP en Europe n'est pas causé par le prix du monomère C3 et inversement. L'absence de causalité entre ces prix est surprenante compte tenu des fortes relations économiques et techniques qui lient ces deux matières premières. Sur le marché asiatique, le prix du PP cause significativement au sens de Granger le prix du monomère C3. Le sens de la causalité pourrait être justifié par la théorie de la demande dérivée selon laquelle le prix d'un input est déterminé par sa contribution à la valeur de marché de l'output.

Nous constatons également que les prix du PP et du C3 sont significativement causés par le prix du pétrole brut Brent sur le marché européen. Ce résultat confirme l'influence des coûts de productions sur les prix de produits par l'intermédiaire de la hausse des prix des inputs. Sur le marché asiatique les prix du PP et du C3 forment des boucles rétroactives avec le prix du pétrole WTI justifiant l'influence réciproque des variables. Au premier abord, il peut paraitre surprenant que les prix du PP et du

C3 en Asie causent une variable aussi importante que les prix de WTI. Nous pouvons expliquer ce résultat par le dynamisme économique en Asie sur cette période qui a favorisé une forte de demande de matières premières tirant ainsi les prix du pétrole brut à la hausse. Nous retrouvons l'impact que peut jouer une forte croissance économique et une hausse de la demande de commodités sur les prix du pétrole tel que l'ont mis en évidence Hamilton (2008) et Kilian (2009).

Comme attendu, le taux de change Euro-Dollar cause significativement au sens de Granger les prix du PP et du C3 sur les deux régions confirmant le caractère relativement exogène des marchés des changes par rapport aux prix des produits pétrochimiques.

#### 4.2.1.3. La modélisation VECM

##### i. Estimation et validation du modèle à correction d'erreur

Les relations de cointégration que nous avons identifiées peuvent être utilisées afin d'estimer des modèles dynamiques à correction d'erreur. En appliquant la méthodologie de Johansen nous estimons un modèle VECM(1) avec nos quatre variables sur les deux régions. Dans le modèle européen et asiatique nous incluons des variables indicatrices qui captent les irrégularités de la crise de 2008[75].

*Les relations de long terme*

Le tableau 26 présente les résultats de l'estimation de la relation de long terme sur le marché européen et sur le marché asiatique. Les équations sont estimées grâce au logiciel Eviews qui normalise le vecteur de cointégration par rapport à la variable la plus endogène dans la relation de cointégration : le prix du monomère C3.

Nous vérifions que la tendance n'est pas significative dans les deux équations de long terme confirmant le choix de la spécification qui inclut une constante dans la relation de cointégration. Les représentations graphiques des deux relations de cointégration sont présentées dans l'annexe 4 – A (Graphique 2).

[75] Nous créons de nouvelles variables indicatrices qui permettent de capter les irrégularités constatées dans les résidus des modèles VECM. Pour le modèle européen nous incluons une variable indicatrice qui prend la valeur 1 pour les mois d'octobre à décembre 2008. Pour le modèle asiatique nous incluons 5 variables indicatrices : dummy_crise_1 pour les mois d'octobre 2008 ; dummy_crise_2 pour le mois de novembre 2008 ; dummy_crise_3 pour le mois de décembre 2008 ; dummycrise_PP pour le mois d'aout 2004 ; et crisefin2008 pour les mois d'aout et septembre 2008.

**Tableau 26: L'équation de long terme sur les marchés du Polypropylène**

| Modèle Europe | | Modèle Asie | |
|---|---|---|---|
| Variables | Estimations | Variables | Estimations |
| LC3(-1) | 1 | LC3asie(-1) | 1 |
| LPP(-1) | -1.145*** (0.123) | LPPasie(-1) | -0.098 (0.239) |
| LBRENT(-1) | 0.025 (0.086) | LWTI(-1) | -0.448*** (0.165) |
| LEX(-1) | -0.064 (0.290) | LEX(-1) | -0.608* (0.368) |
| C | 1.178 | C | -4.195 |
| Chi ² (1) LBRENT | 0,046 *p-value = 0,82* | Chi ² (1) LPPasie | 0,315 *p-value = 0,86* |
| Chi ² (1) LEX | 0,031 *p-value = 0,85* | Chi ² (1) LEX | 1,931 *p-value = 0,16* |
| ****, **, * significatif à 1%, 5%, 10%. Écart-type entre parenthèses* | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Sur le marché européen, seul le prix du PP est significatif à 1% dans l'équation de long terme. Nous appliquons deux tests de non significativité du $\chi^2$ sur les coefficients du pétrole brut et du taux de change[76]. Pour les deux variables nous pouvons accepter l'hypothèse de nullité des coefficients avec des probabilités supérieures à 80%. Ce résultat semble indiquer qu'à long terme sur la période récente le prix du monomère de propylène sur le marché européen est essentiellement guidé par le prix du plastique PP confirmant la théorie du canal de la demande dérivée. Ce résultat est conforme aux résultats obtenus par Lanza et al. (2005) sur les marchés des pétroles bruts et des produits pétroliers. Il confirme aussi la situation observée récemment sur le marché européen du PP, période pendant laquelle l'offre de propylène C3 est structurellement insuffisante pour répondre à la forte croissance de la demande de PP[77]. Les prix du propylène sont alors devenus très sensibles à la moindre variation du niveau de la demande.

Sur le marché asiatique, le prix du pétrole brut WTI est significatif à 1% dans la relation de cointégration et le taux de change à 10%. À la différence du marché européen le prix du plastique PP n'est pas significatif à long terme. Le test de non-significativité du $\chi^2$ appliqué au prix du PP confirme ce résultat avec une probabilité de 85%. Sur la période 2004 - 2011, le prix du monomère C3 en Asie est principalement dirigé par les variations du prix du pétrole brut WTI confirmant la

[76] Le test du $\chi^2$ permet d'imposer une restriction sur un des coefficients de la relation de cointégration. Nous testons l'hypothèse H0 de nullité du coefficient associé à une variable contre l'hypothèse alternative H1 de non nullité.

[77] Pour plus de détail voir la partie précédente 2.3.1.1 i)

théorie du canal des coûts de production. Ce résultat est conforme aux études portant sur les produits pétroliers de Gjolberg et Johnsen (1999), d'Asche, Gjolberg et Volker (2001) et d'Adrangi et al. (2001).

*Les relations de court terme*

Les équations de court terme du VECM sont présentées dans le tableau 27.

**Tableau 27: Les modèles VECM sur les marchés du Polypropylène**

| **VECM Marché Européen** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | *Variables dépendantes* | | | |
| *Variables* | D(LC3) | D(LPP) | D(LBRENT) | D(LEX) |
| *CointEq1* | -0.342*** (0.082) | -0.057(0.059) | -0.209**(0.096) | -0.049(0.032) |
| *D(LC3(-1))* | 0.512*** (0.134) | 0.099 (0.096) | -0.014 (0.156) | 0.056 (0.052) |
| *D(LPP(-1))* | -0.122 (0.216) | 0.156 (0.154) | -0.147 (0.252) | -0.107 (0.084) |
| *D(LBRENT(-1))* | 0.213** (0.087) | 0.169*** (0.062) | -0.012 (0.101) | 0.019 (0.033) |
| *D(LEX(-1))* | 0.222 (0.294) | -0.019 (0.210) | -0.061 (0.342) | 0.191* (0.114) |
| *C* | 0.006 (0.006) | 0.004 (0.004) | 0.025*** (0.008) | 0.000 (0.002) |
| *CRISEECO2008* | -0.174*** (0.048) | -0.134*** (0.034) | -0.340*** (0.056) | -0.008 (0.018) |
| *B-G SC LM Test (2)* | 1,17 | 5,41 | 0,058 | 5,36 |
| *JB N Test* | 8,186 | 2,662 | 2,022 | 1,034 |
| *White Het Test* | 73,08 | 52,16 | 19,84 | 52,75 |
| **VECM Marché Asiatique** | | | | |
| | *Variables dépendantes* | | | |
| *Variables* | D(LC3asie) | D(LPPasie) | D(LWTI) | D(LEX) |
| *CointEq1* | -0.284*** (0.049) | -0.134*** (0.034) | -0.139** (0.065) | 0.008 (0.020) |
| *D(LC3asie(-1))* | 0.290* (0.151) | 0.283** (0.105) | -0.204 (0.201) | -0.066 (0.062) |
| *D(LPPasie(-1))* | -0.184 (0.211) | -0.114 (0.146) | 0.272 (0.280) | 0.081 (0.087) |
| *D(LWTI(-1))* | 0.257*** (0.073) | 0.250*** (0.051) | -0.076 (0.098) | 0.028 (0.030) |
| *D(LEX(-1))* | 0.024 (0.252) | -0.071 (0.175) | -0.312 (0.335) | 0.227** (0.103) |
| *C* | 0.013** (0.006) | 0.007 (0.004) | 0.028*** (0.008) | 0.001 (0.002) |
| *DUMMYCRISE_1* | -0.404*** (0.058) | -0.285*** (0.040) | -0.355*** (0.077) | -0.065** (0.023) |
| *DUMMYCRISE_2* | -0.683*** (0.073) | -0.37*** (0.051) | -0.400*** (0.097) | -0.014 (0.030) |
| *DUMMYCRISE_3* | 0.185* (0.097) | 0.221*** (0.067) | -0.524*** (0.130) | 0.071* (0.040) |
| *DUMMYCRISE_PP* | 0.138** (0.054) | 0.141*** (0.037) | 0.074 (0.071) | -0.011 (0.022) |
| *CRISEFIN2008* | -0.110*** (0.039) | -0.111*** (0.027) | -0.158*** (0.052) | -0.042** (0.016) |
| *B-G SC LM Test (2)* | 2,05 | 6,56 | 4,28 | 2,77 |
| *JB N Test* | 0,575 | 2,045 | 4,263 | 0,141 |
| *White Het Test* | 21,35 | 31,56 | 32,93 | 10,56 |
| ****, **, * significatif à 1%, 5%, 10%. Écart-type entre parenthèses. BG SC LM Test = test d'autocorrélation des erreurs d'ordre 2. ; JB N test = Test de normalité ; White het Test = test d'hétéroscédasticité* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Le terme de correction d'erreur est significativement négatif à 1% dans les équations du C3 en Europe et du C3 Asie validant ainsi la spécification à correction d'erreur. L'introduction du terme de correction d'erreur dans la dynamique de court terme devrait améliorer la prédictibilité des variables du système qui sont les plus endogènes par rapport à la relation de cointégration (Granger, 1996 ; Hoffman & Rasche, 1996).

Les tests effectués pour diagnostiquer les équations du VECM confirment que les deux modèles sont correctement spécifiés (normalité, autocorrélation, hétéroscédasticité)[78]. L'analyse des corrélogrammes des résidus montre que les résidus issus des deux modèles sont tous correctement blanchis.

Nous constatons qu'en Europe et en Asie le terme de correction d'erreur est significatif à 1% dans l'équation du C3 et à 5% dans l'équation du pétrole brut (Brent ou WTI) suivant les statistiques du Student. Ce terme représente la vitesse de retour à la relation d'équilibre des variables. Nous effectuons une série de restriction sur les coefficients du terme de correction d'erreur afin de tester la faible exogénéité des variables (Johansen, 1992b).

**Tableau 28: Test de faible exogénéité sur les modèles VECM du PP**

| Test | Europe | | | | Asie | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | C3 | PP | Brent | EX | C3asie | PPasie | WTI | EX |
| **Chi-square(1)** | **7,484** | 0,459 | **4,076** | 1,790 | **23,198** | **13,635** | **4,263** | 0,141 |
| **Probabilité** | **0,006** | 0,497 | **0,043** | 0,180 | **0,000** | **0,000** | **0,038** | 0,706 |

*La relation de cointégration est normalisée par rapport au prix du C3 en Europe et en Asie. Pour chaque variable, H0 teste la nullité du coefficient associé au terme de correction d'erreur dans le VECM (exogénéité). H1 teste la non nullité du coefficient associé au terme de correction d'erreur dans le VECM (endogénéité).*

Source : Calcul de l'auteur à partir des modèles VECM (Eviews 5)

Les résultats des tests d'exogénéité (Tableau 28) montrent que les prix du C3 et du pétrole sont faiblement endogènes par rapport à la relation de cointégration. Le résultat pour les prix du pétrole Brent et WTI est plutôt surprenant compte tenu de la taille des marchés du pétrole brut par rapport aux marchés pétrochimiques. Il est cependant conforme aux résultats de Masih et al. (2008 et 2010). Pour l'expliquer nous considérons que la très forte dynamique sur les marchés du Polypropylène en Europe et en Asie au cours des dernières années peut expliquer ce résultat. La croissance soutenue de la demande de plastiques dans l'industrie, dans un contexte de hausse générale de la demande de matières premières, influence les prix du pétrole

[78] Le test de Jarque-Bera confirme la normalité des résidus sauf pour l'équation du C3 en Europe. Le test d'hétéroscédasticité de White détecte un problème uniquement dans le modèle européen pour les équations du C3 et du Brent.

brut qui reste la première source de matière première pour produire les produits pétrochimiques.

Autre résultat intéressant, le terme de correction d'erreur est également significatif à 1% dans l'équation du PP en Asie mais pas en Europe (Tableau 27). Ce résultat montre qu'en Europe les prix du PP sont faiblement exogènes à long terme et qu'ils sont plutôt influencés par la dynamique propre au marché du PP. En Asie les prix du PP sont significativement influencés par le terme de correction d'erreur reflétant l'influence à long terme des coûts de production et des prix des inputs sur les prix du PP.

L'analyse des coefficients associés aux autres variables est conforme à nos attentes.

- À court terme, les prix du C3 sont significativement autorégressifs en Europe (à 1%) et en Asie (à 10%). Ils sont positivement impactés par les prix du pétrole brut à 5% en Europe et à 1% en Asie via le canal des coûts de production.
- À court terme, les prix du PP en Europe sont significativement et positivement impactés par les prix du Brent et pas par le prix du C3, ce qui confirme les résultats du test de causalité de Granger. En Asie les prix du PP sont influencés par les prix du C3 à 5% et par les prix du WTI à 1%.

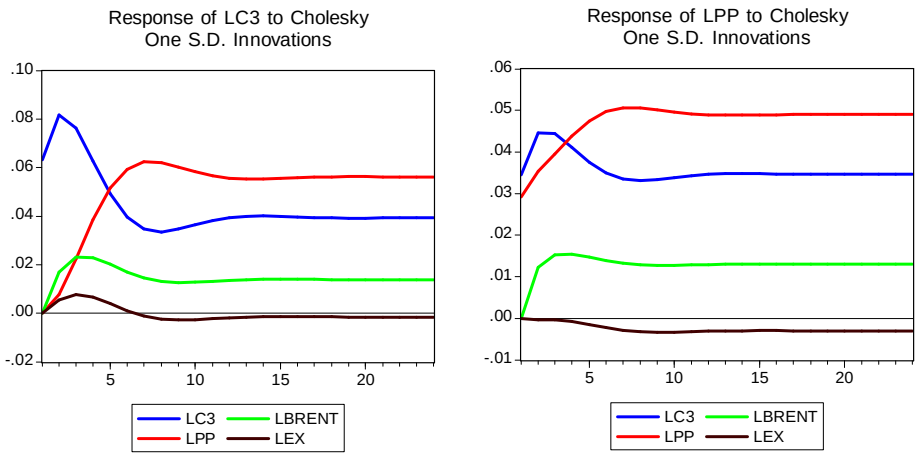
### ii. L'analyse des dynamiques des prix sur le marché du Polypropylène

L'analyse des chocs à travers l'estimation des fonctions impulsionnelles permet de comprendre comment réagissent les variables à un choc aléatoire (un écart-type) sur les autres variables *toutes choses égales par ailleurs.*

*Sur le marché européen*

Le graphique 35 présente les fonctions de réponses impulsionnelles pour les prix du PP et du C3 sur le marché européen.

**Graphique 35: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PP en Europe**




Dans le graphique 35, nous remarquons que le prix du C3 en Europe réagit positivement et fortement à un choc sur le prix du plastique PP. Un choc initial de 2,9% sur le prix du PP n'a pas d'effet immédiat sur le prix du C3 mais entraine une hausse dans les mois qui suivent. Ce résultat illustre l'impact de la relation de cointégration et confirme que le prix du C3 est la variable la plus endogène du système. L'impact total est maximum après 7 mois et atteint 6,2%. Nous pouvons en conclure que le prix du C3 en Europe est guidé à long terme par les prix de l'output pour lequel il est principalement consommé confirmant la théorie de la demande dérivée.

Un choc initial de 7,4% sur le prix Brent entraine une hausse des prix du C3 dans les mois suivants. L'impact est maximum de 2,3% après 3 mois. Nous retrouvons le mécanisme par lequel une hausse des coûts de productions favorise une hausse de prix de matières pétrochimiques.

Le prix du plastique PP en Europe réagit instantanément à une hausse du prix du C3. Un choc initial de 6,3% sur le prix du monomère C3 entraine une hausse des prix du PP qui atteint 5% après 8 mois. Nous devons cependant rappeler que d'après le test de causalité de Granger et le test de Student dans le VECM, l'impact du prix du C3 sur le prix du PP n'est pas significatif.

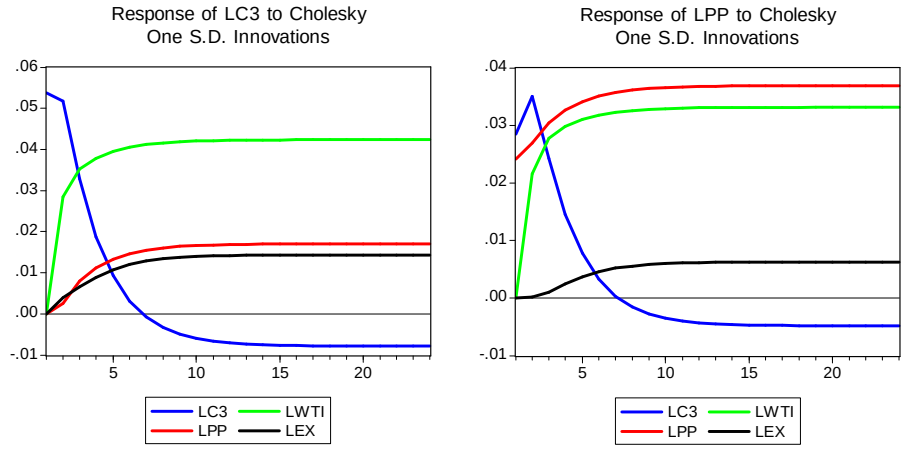
Le prix du PP est également sensible à un choc sur le prix du Brent. Un choc initial de 7,4% sur le prix du Brent entraine une hausse statistiquement significative des prix du PP de 1,5% après 4 mois. Cet effet traduit la transmission des coûts de production depuis les produits amont vers les produits aval (du pétrole sur le plastique PP).

Enfin les prix du C3 et du PP en Europe sont très peu sensibles aux variations du taux de change Euro-Dollar. Nous pouvons considérer que les variations du taux de change sont absorbées en amont par les producteurs et que par conséquent elles n'impactent pas significativement les matières situées plus en aval.

*Sur le marché asiatique*

Sur le marché asiatique les réponses des prix du C3 et du PP sont assez différentes de celles du marché européen (graphique 36).

**Graphique 36: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PP en Asie**




Le prix du C3 en Asie est relativement plus sensible à un choc sur le prix du pétrole brut WTI qu'à un choc sur le prix du PP. Ainsi un choc initial de 2,4% sur le prix du PP entraine une hausse dans les mois suivants des prix du C3. L'impact est progressif et atteint au maximum 1,7% après 23 mois. Nous devons cependant rappeler que d'après le test de causalité de Granger et le test de Student dans le VECM, l'impact du prix du PP sur le prix du C3 en Asie n'est pas significatif.

Le prix de pétrole influence significativement les prix du propylène à long terme via la relation de cointégration et à court terme. Un choc initial de 6,9% sur le prix du WTI entraine une hausse progressive des prix du C3 qui atteint son maximum de 4,2% après 23 mois. L'influence de la hausse des coûts de production sur le prix du C3 est donc significative sur le marché asiatique.

Le prix du PP en Asie est également relativement plus sensible au prix du WTI qu'au prix du C3. Un choc initial de 2,4% sur le prix du C3 entraine une forte hausse significative et instantanée des prix du PP de 2,8% suivie d'une hausse de 3,5% le

premier mois. Cependant cet impact va progressivement diminuer dans les trois mois suivants pour quasiment disparaître.

Le prix de pétrole influence significativement les prix du plastique PP à court terme via le terme de correction d'erreur et son impact direct. Un choc initial de 6,9% sur le prix du WTI entraine une hausse significative dans les mois qui suivent des prix du PP. L'impact est maximum à 3,7% après 28 mois et traduit l'influence à du canal des coûts de production sur les prix du PP en Asie.

Le prix du C3 sur le marché asiatique est également plus sensible au taux de change que sur le marché européen. Un choc initial de 2% sur le taux Euro-Dollar entraine une hausse progressive des prix du C3 qui atteint 1,5% après 24 mois.

Les impacts plus importants des prix du WTI et du taux de change sur les marchés asiatiques peuvent s'expliquer de plusieurs façons. Concernant le pétrole brut nous avons expliqué précédemment qu'en l'absence de prix de référence pour les produits pétrochimiques les acteurs asiatiques utilisent plus souvent les prix du pétrole brut lors des négociations des contrats. Les prix des contrats sont également négociés la plupart du temps en dollar et non en monnaie locale. Nos résultats semblent donc conforter les différences entre la région européenne et asiatique dans les modes des négociations des contrats pétrochimiques.

*Analyse de la variance*

L'analyse de la décomposition de la variance (Annexe 4 – A – Graphique 3 et 4) nous permet de déterminer la relative endogénéité ou exogénéité des variables dans le cadre du modèle VECM. Les résultats sont très similaires dans les deux régions. La variable la plus exogène est la variable dont la variance de l'erreur est principalement expliquée par sa propre innovation à long terme (20 ans) :

- En Europe seulement 32% de la variance de l'erreur du C3 est expliqué par sa propre innovation, contre 63% pour le PP, 68% pour le taux de change et 85% pour le prix du Brent.
- En Asie moins de 4% de la variance de l'erreur du C3 est expliqué par sa propre innovation, contre 53% pour le PP, 75% pour le taux de change et 80% pour le prix du WTI.

Conformément aux résultats précédents le prix du C3 est donc la variable la plus endogène dans les deux régions. Nous retrouvons également que le prix du pétrole brut est plus influent à long terme sur le marché asiatique que sur le marché européens. Le WTI explique 75% de la variance de l'erreur des prix de C3 et 43% de celle des prix du PP en Asie. En Europe le Brent explique moins de 4% de la variance de l'erreur des prix du C3 et 4,5% de celle des prix du PP.

Enfin, à la différence des tests d'exogénéité réalisés dans les équations de court terme sur les termes de correction d'erreur, l'analyse de la décomposition de la variance nous permet de constater que les prix du Brent et du WTI sont les variables les plus exogènes des modèles. Ce résultat est plus conforme avec l'idée que le prix du pétrole brut dirige à long terme les prix des produits situés plus bas dans la chaîne de transformation pétrochimique.

### 4.2.2. La transmission des prix sur le marché du Polyéthylène

Le Polyéthylène fait également partie des matières plastiques les plus consommées dans le monde. Il représente 16% de la production et 15% de la consommation mondiale de plastiques. Dans l'industrie automobile il représente près de 10% des plastiques utilisés sur un véhicule.

#### 4.2.2.1. L'analyse des données et identification des processus

##### i. Présentation de données sur le marché du Polyéthylène

Les prix des matières premières utilisées pour étudier les marchés du Polyéthylène en Europe et en Asie sont des prix mensuels calculés à partir des prix hebdomadaires publiés par « ICIS Pricing ».

- Le prix du Polyéthylène (PE) en Europe est le prix au comptant FOB (free on board) d'un grade haute densité (PEHD) pour injection en Europe du Nord-Ouest exprimé en dollars par tonne.
- Le prix du Polyéthylène (PEasie) en Asie est le prix au comptant CFR (cost and freight) d'un grade haute densité (HDPE) pour injection à Hong Kong exprimé en dollars par tonne.

- Le prix de l'éthylène en Europe (C2) est le prix au comptant CIF (cost insurance and freight) en Europe du Nord Ouest exprimé en Dollars par tonne
- Le prix de l'éthylène en Asie (C2asie) est le prix au comptant CFR (cost and freight) en Asie de l'Est exprimé en dollars par tonne.
- Les autres variables sont les mêmes variables que nous avons utilisées précédemment (Brent, WTI et taux de change Euro-Dollars).

L'Annexe 4 - B (Graphique 5) présente l'évolution des nouvelles variables ainsi que les statistiques descriptives associées (Tableau 8). L'analyse graphique aboutit au même type de résultat que pour le marché du PP. Nous retrouvons les 3 sous-périodes identifiées précédemment. La très forte chute des prix à la fin 2008 est aussi visible sur les marchés européens et asiatiques du Polyéthylène. Nous constatons également une augmentation significative de la volatilité des prix du PE aux cours des trois sous-périodes et une hausse de niveau moyen des prix du PE et du C2 dans les deux régions (Annexe 4-B – Tableau 10). Ici aussi les prix du PE et du C2 en Europe et en Asie sont fortement corrélés aux prix du pétrole brut et au taux de change (Annexe 4 - B - Tableau 9).

L'étude des fonctions d'autocorrélation des prix du PE et du C2 ne nous permet pas de détecter d'effet de saisonnalité. Nous avons appliqué un filtre par moyenne mobile (schéma multiplicatif) qui confirme l'absence de saisonnalité. Nous utiliserons donc les valeurs des variables brutes en logarithme sur la période 2004-2011.

### ii. Tests de stationnarité et traitement des chocs structurels

Pour analyser la stationnarité des nouvelles variables PE et C2 sur le marché européen et asiatique nous appliquons la même méthodologie que pour le marché du PP. Nous commençons par appliquer le test de Zivot et Andrews (1994) sur les quatre nouvelles variables. Le tableau 29 présente les résultats du test.

**Tableau 29: Test de stationnarité de Zivot et Andrews sur le marché du PE**

| **Modèle C** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Variable(s) | IC2 | IC2asie | Lpe | lpeasie |
| t-stat(s) | **-6.0546**** | **-6.6404**** | **-6.5344**** | **-8.4926**** |
| Lag(s) | 2 | 1 | 2 | 1 |
| Break | 2008:09 | 2008:10 | 2008:11 | 2008:10 |
| DU1 p-value | 9.5E-07 | 5.2E-06 | 4.5E-07 | 9.3E-11 |
| **Modèle B** | | | | |
| Variable(s) | IC2 | LC2asie | Lpe | lpeasie |
| t-stat(s) | -3.0480 | -4.1527 | **-6.5106**** | -4.0135 |
| Lag(s) | 2 | 1 | 2 | 1 |
| Break | 2009:10 | 2006:08 | 2008:11 | 2006:09 |
| DU1 p-value | 0.3673 | 0.4593 | 7.4E-07 | 0.0530 |
| **Modèle A** | | | | |
| Variable(s) | IC2 | LC2asie | Lpe | lpeasie |
| t-stat(s) | **-5.6781**** | **-6.1443**** | **-6.5106**** | **-8.5546**** |
| Lag(s) | 2 | 1 | 2 | 1 |
| Break | 2008:09 | 2008:10 | 2008:11 | 2008:10 |
| DU1 p-value | 8.1E-06 | 5.8E-05 | 7.4E-07 | 7.0E-11 |
| *** signifie t-statistiques significatives à 5% Les valeurs critiques sont issues des valeurs tabulées par Zivot et Andrews (1992). Pour le Modèle C à 5% = -5,08 ; pour le modèle B à 5% = -4,42 ; pour le modèle A à 5% = -4,80* | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

L'hypothèse H0 de racine unitaire sans choc exogène est rejetée à 5% sur au moins un modèle pour le prix du C2 et du PE dans les deux régions. Cela confirme la présence de choc structurel dans les quatre nouvelles variables. La date du choc est identifiée de façon endogène au cours des quatre derniers mois de l'année 2008 correspondant à la crise économique et financière.

Nous appliquons ensuite les tests de stationnarité classiques ADF, PP et KPSS. Pour réaliser les tests ADF nous créons des variables indicatrices afin de tenir compte de la présence d'un choc exogène fin 2008[79].

Le tableau 30 présente les résultats pour les deux régions étudiées :

- L'hypothèse de non stationnarité est acceptée sur au moins une des trois spécifications pour les quatre variables nouvelles. Nous pouvons en conclure que les prix européens et asiatiques du PE et du C2 sont des variables non stationnaires en niveau.

[79] Sur les marchés du PE les variables indicatrices sont légèrement différentes de celles des marchés du PP. Sur le marché européen la variable crise_eco_2008 prend la valeur 1 pour les mois de novembre et décembre 2008 et 0 sinon. Elle est incluse dans l'équation du C2 et du PE. La deuxième variable crise_fin_2008 prend la valeur 1 pour les mois de septembre et octobre 2008 et 0 sinon. Elle est incluse dans l'équation du C2 uniquement.
Sur le marché asiatique, la variable crise_eco_2008 prend la valeur 1 pour les mois d'octobre et novembre 2008.

- Les variables en différences premières sont toutes les quatre stationnaires confirmant ainsi qu'elles sont toutes intégrées d'ordre 1. Il existe donc un risque de cointégration entre les prix sur les marchés du PE.

**Tableau 30: Tests de stationnarité ADF, PP et KPSS pour le PE et le C2**

| Spécification | | Modèle Intercept | | | Modèle Intercept et trend | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Variables | Retard optimal | ADF t-stat | PP t-stat | KPSS LM-stat | ADF t-stat | PP t-stat | KPSS LM-stat |
| | Marché Européen | | | | | | |
| Log_C2 | 2 | -2,74 | -2,82* | 0,199 | -2,76 | -2,78 | 0,113 |
| Log_PE | 2 | -3,49** | -2,85* | 0,680** | -3,78** | -2,89 | 0,138* |
| D(lC2) | 1 | -9,00*** | -4,83*** | 0,057 | -8,95*** | -4,78*** | 0,040 |
| D(lPE) | 1 | -10,83*** | -4,64*** | 0,164 | -10,84*** | -4,60*** | 0,064 |
| | Marché asiatique | | | | | | |
| Log_C2asie | 2 | -3,42** | -3,34** | 0,156 | -3,48** | -3,34* | 0,078 |
| Log_PEasie | 2 | -2,51 | -2,77* | 0,439* | -2,54 | -2,81 | 0,159** |
| D(lC2asie) | 1 | -11,27*** | -7,15*** | 0,049 | -11,20*** | -7,08*** | 0,039 |
| D(lPEasie) | 1 | -12,65*** | -6,57*** | 0,084 | -12,60*** | -6,54*** | 0,045 |

**** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%.*
*Pour les tests ADF et PP l'hypothèse nulle teste la non stationnarité. Les valeurs critiques des tests ADF et PP sont issues des tables de MacKinnon (1996).*
*Pour le test de KPSS l'hypothèse nulle est la stationnarité. Les valeurs critiques test KPSS sont : Modèle intercept à 1% = 0,739, à 5% = 0,463, à 10% = 0,347 ; Modèle intercept et trend à 1% = 0,216, à 5% = 0,146 ; à 10% = 0,119*

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

### iii. Tests d'hypothèses jointes

La stratégie de tests successifs et le calcul des statistiques des tests d'hypothèses jointes de Dickey et Fuller (1981) nous ont permis d'identifier le type de non stationnarité des nouvelles variables. Le tableau 31 présente les résultats des tests.

Le prix du monomère C2 et du plastique PE en Europe et en Asie sont des processus non stationnaires de type AR(1) avec constante qui sont facilement stationnarisables en appliquant un filtre aux différences premières.

**Tableau 31: Tests d'hypothèses jointes pour le PE et le C2**

| Variables | H0 | H06 ou H03 | H0 | H05 ou H02 | H04 ou H01 | Type de non stationnarité |
|---|---|---|---|---|---|---|
| lC2 | H0=-2,76 *accepte* | F6 = 3,93 *accepte* | H0 = -2,74 *accepte* | F5 = 3,78 *accepte* | F4 = 5,61 *Refuse* | **AR(1) avec constante** |
| lpe | H0=-3,78 *refuse* | F6= 7,63 *refuse* | | | | **AR(1) avec constante** |
| lC2asie | H0=-3,48 *refuse* | F6=6,13 *accepte* | | | | **AR(1) avec constante** |
| lpeasie | H0=-2,54 *accepte* | F6=3,40 *accepte* | H0=-2,51 *accepte* | F5= 4,67 *accepte* | F4= 6,82 *Refuse* | **AR (1) avec constante** |

*Les valeurs critiques utilisées sont issues des valeurs tabulées par Dickey et Fuller (1981)*

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

#### 4.2.2.2. Analyse de la relation de cointégration et des causalités

##### i. Le test de cointégration de Johansen (1988)

Avant d'effectuer le test de Johansen, nous estimons pour chaque marché un modèle VAR(8) non restreint avec les quatre variables suivantes : le prix du PE, le prix du C2, le prix du pétrole brut, le taux de change. Nous sélectionnons alors le nombre de retard optimal à inclure dans le test de cointégration en minimisant les critères d'AIC et SC. Le résultat (Annexe 4 – B – Tableau 12) nous permet d'identifier un retard optimal.

Le tableau 32 présente les résultats du test de Johansen (1988) effectué sur le marché du polyéthylène européen et asiatique. Ici aussi les statistiques de la Trace et de la VPM mettent en évidence l'existence d'une relation de cointégration avec un seuil critique de 1%. Comme pour les marchés du Polypropylène, il existe donc une relation de cointégration entre les prix du plastique PE, les prix du monomère C2, les prix du pétrole Brut et le taux de change Euro-Dollar.

**Tableau 32: Test de cointégration de Johansen (1988) pour les marchés du PE**

| **Marché Européen** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Trace - Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune **** | **0.345261** | **60.85257** | **47.21** | **54.46** |
| 1 au plus* | 0.139264 | 21.04189 | 29.68 | 35.65 |
| 2 au plus | 0.044370 | 6.944973 | 15.41 | 20.04 |
| 3 au plus | 0.028096 | 2.678854 | 3.76 | 6.65 |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Max-Eigen - Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune **** | **0.345261** | **39.81068** | **27.07** | **32.24** |
| 1 au plus | 0.139264 | 14.09692 | 20.97 | 25.52 |
| 2 au plus | 0.044370 | 4.266119 | 14.07 | 18.63 |
| 3 au plus | 0.028096 | 2.678854 | 3.76 | 6.65 |
| **Marché asiatique** | | | | |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Trace - Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune **** | **0.297292** | **58.79143** | **47.21** | **54.46** |
| 1 au plus | 0.125175 | 25.62691 | 29.68 | 35.65 |
| 2 au plus | 0.099778 | 13.05617 | 15.41 | 20.04 |
| 3 au plus | 0.033217 | 3.175424 | 3.76 | 6.65 |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Max-Eigen - Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune **** | **0.297292** | **33.16452** | **27.07** | **32.24** |
| 1 au plus | 0.125175 | 12.57073 | 20.97 | 25.52 |
| 2 au plus | 0.099778 | 9.880749 | 14.07 | 18.63 |
| 3 au plus | 0.033217 | 3.175424 | 3.76 | 6.65 |

*(**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1% et 5%*
*Pour les 2 régions nous retenons la spécification 3 avec constante dans la relation de cointégration mais pas de tendance.*

Source : calculs de l'auteur (Eviews 4)

L'équilibre de long terme présent sur le marché européen et le marché asiatique traduit les interdépendances techniques et économiques qui lient les prix des matières premières le long de la chaine de transformation pétrochimique par le biais du canal des coûts de production ou du canal de la demande dérivée. L'analyse plus détaillée des vecteurs de cointégration nous permettra de mieux comprendre la dynamique de long terme entre les prix.

### ii. Test de causalité de Granger

L'Annexe 4 – B - Tableau 11 présente les résultats du test de causalité de Granger effectué avec quatre retards. L'analyse des causalités au sens de Granger révèle que les marchés européens et asiatiques ont des dynamiques assez différentes.

En Europe le prix du monomère C2 cause significativement au sens de Granger le prix du plastique PE. Ce n'est pas le cas en Asie où les deux prix semblent indépendants. Cependant lorsque nous effectuons un test de Granger avec un seul retard, nous acceptons l'hypothèse nulle que le prix du HDPE ne cause pas le prix du C2 avec une probabilité de 92%. Inversement nous rejetons l'hypothèse nulle que le prix du C2 ne cause pas le prix du HDPE, autrement dit, le prix de l'éthylène du mois précédent cause significativement au sens de Granger le prix du plastique PE via le canal des coûts de production.

Sur les deux régions le prix du plastique PE est causé au sens de Granger par le prix du pétrole brut reflétant l'influence des coûts de production sur les prix des plastiques.

Le prix du monomère C2 est également causé par le prix du pétrole Brent en Europe. En Asie nous constatons que le prix du C2 et du pétrole WTI forme une boucle rétroactive avec une probabilité de 10%. Comme nous l'avons expliqué pour le marché du PP, nous considérons que ces causalités réciproques peuvent s'expliquer par un effet de demande (Kilian, 2008).

Le taux de change Euro-Dollar cause également les prix du PE et du C2 dans les deux régions confirmant l'impact des variations du taux de change sur les matières premières.

#### 4.2.2.3. La modélisation VECM

##### i. Estimation et validation du modèle à correction d'erreur

Comme nous l'avons fait précédemment pour le marché du Polypropylène, nous estimons deux modèles VECM(1) avec nos quatre variables sur les deux régions. Nous incluons de nouvelles variables indicatrices afin de tenir compte des irrégularités de la crise 2008[80] constatés dans les résidus des estimations.

L'ensemble des tests effectués sur les équations du VECM confirme que les deux modèles sont correctement spécifiés (Autocorrélation, Normalité, Hétéroscédasticité). Plus précisément les résidus issus des deux modèles sont blanchis et normaux.

*Les relations de long terme*

Le tableau 33 présente les résultats de l'estimation de la relation de cointégration pour les deux régions. Les représentations graphiques des deux relations de cointégration sont disponibles dans l'Annexe 4 – B (Graphique 6).

**Tableau 33: L'équation de long terme sur le marché européen et asiatique du PE**

| Modèle Europe | | Modèle Asie | | |
|---|---|---|---|---|
| Variables | Estimations | Variables | Estimations | Estimations avec restrictions |
| LPE(-1) | 1 | LC2asie(-1) | 1 | 1 |
| LC2(-1) | 0.230 (0.1408) | LPEasie(-1) | -0.080(0.2964) | 0 |
| LBRENT(-1) | -0.427*** (0.1261) | LWTI(-1) | -0.291* (0.1650) | -0,410*** (0.0731) |
| LEX(-1) | -1.086** (0.4832) | LEX(-1) | -0.473 (0.4688) | 0 |
| C | -6.61 | C | -4.99 | -5.20 |
| Chi² (1) lC2 | 0,74 *p-value = 0,39* | Chi² (1) lPE | 0,025 *p-value = 0,87* | |
| | | Chi ² (1) lex | 0,72 *p-value = 0,39* | |
| Chi ² (1) lbrent | 6,51 *p-value = 0,01* | Chi ² (2) LPE et lex | | 1,057 *p-value = 0,58* |
| ****, **, * significatif à 1%, 5%, 10%. Écart-type entre parenthèses* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

[80] Pour le modèle européen nous incluons trois variables indicatrices dans le VECM : criseeco2008 prend la valeur 1 pour les mois d'octobre à décembre 2008 ; crisefin2008 prend la valeur 1 pour les mois d'aout et septembre 2008 ; dymmy_ex prend la valeur 1 pour le mois de mai 2010.
Pour le modèle asiatique nous incluons 4 variables indicatrices : dummycrise_1 pour le mois d'octobre 2008 ; dummy_crsie2 pour le mois de novembre 2008 ; dummycrise_3 pour le mois de décembre 2008 ; dummycrise_pe pour le mois d'aout 2004.

En Europe les prix du plastique PE sont cointégrés avec les prix du Brent et le taux de change. En effet les deux coefficients sont significatifs à 1% et 5%. Le prix du C2 n'est pas significatif dans l'équation de long terme, ce qui est confirmé par un test de significativité du $\chi^2$ appliqué au coefficient (p-value = 0,39). Cette relation de cointégration met en évidence que les prix du plastique PE en Europe sont guidés à long terme pas les prix des inputs et notamment le prix du pétrole brut.

En Asie, le prix du monomère C2 est cointégré avec le prix du pétrole Brut WTI. Seul le prix du WTI est significatif à 10%. En effet, nous constatons que le prix du PE n'est pas significatif dans l'équation de cointégration. Nous appliquons deux restrictions dans le vecteur de cointégration afin de tester la nullité des coefficients associés au prix du plastique PE et du taux de change. Les hypothèses de nullité des coefficients sont acceptées à 87% et 39% à l'aide des tests du $\chi^2$. Nous constatons que lorsque nous appliquons la restriction à la fois sur les coefficients du PE et du taux de change, la nullité des deux coefficients est acceptée avec une probabilité de 58% grâce au test du $\chi^2$. Le prix du WTI devient significatif à 1% dans l'équation de long terme confirmant que le prix du monomère C2 et le prix du pétrole WTI suivent une tendance commune de long terme (cinquième colonne du tableau 33).

*Les relations de court terme*

Le tableau 34 présente les estimations des modèles VECM pour la région Europe et Asie.

**Tableau 34: Les modèles VECM pour les marchés du Polyéthylène**

| **Marché Européen** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | *Variables dépendantes* | | | |
| *Variables* | D(LPE) | D(LC2) | D(LBRENT) | D(LEX) |
| *CointEq1* | -0.141*** (0.028) | -0.202*** (0.050) | -0.068 (0.047) | 0.023 (0.015) |
| *D(LPE(-1))* | 0.132 (0.093) | -0.194 (0.165) | 0.183 (0.154) | -0.0322 (0.051) |
| *D(LC2(-1))* | 0.222*** (0.068) | 0.413*** (0.120) | -0.177 (0.112) | -0.012 (0.037) |
| *D(LBRENT(-1))* | 0.147** (0.061) | 0.271** (0.109) | -0.134 (0.102) | 0.034 (0.034) |
| *D(LEX(-1))* | 0.222 (0.193) | 0.396 (0.341) | 0.045 (0.318) | 0.215** (0.106) |
| *C* | 0.008* (0.004) | 0.006 (0.008) | 0.031*** (0.007) | 0.002 (0.002) |
| *CRISEECO2008* | -0.148*** (0.034) | -0.117* (0.060) | -0.376*** (0.056) | -0.014 (0.018) |
| *CRISEFIN2008* | 0.010 (0.031) | -0.097* (0.055) | -0.195*** (0.051) | -0.042** (0.017) |
| *DUMMY_EX* | -0.082* (0.042) | 0.069 (0.075) | -0.132* (0.070) | -0.069** (0.023) |
| *B-G SC LM Test (2)* | 2,91 | 6,11 | 0,170 | 4,17 |
| *JB Stat N Test* | 2,72 | 3,12 | 2,00 | 2,93 |
| *White Het Test* | 59,84 | 34,50 | 22,30 | 63,69 |
| **Marché Asiatique** | | | | |
| | *Variables dépendantes* | | | |
| *Variables* | D(LC2asie) | D(LPEasie) | D(LWTI) | D(LEX) |
| *CointEq1* | -0.341*** (0.055) | -0.101*** (0.022) | -0.083* (0.049) | 0.010 (0.014) |
| *D(LC2asie(-1))* | 0.312*** (0.110) | 0.202*** (0.045) | 0.099 (0.097) | -0.031 (0.029) |
| *D(LPEasie(-1))* | -0.246 (0.262) | -0.117 (0.107) | -0.163 (0.231) | 0.042 (0.070) |
| *D(LWTI(-1))* | 0.361*** (0.113) | 0.155*** (0.046) | 0.020 (0.099) | 0.040 (0.030) |
| *D(LEX(-1))* | 0.552 (0.394) | 0.413** (0.161) | -0.156 (0.347) | 0.248** (0.105) |
| *C* | 0.007 (0.009) | 0.006 (0.003) | 0.022** (0.008) | -0.000 (0.002) |
| *DUMMYCRISE_1* | -0.310*** (0.089) | -0.216*** (0.036) | -0.326*** (0.078) | -0.065*** (0.023) |
| *DUMMYCRISE_2* | -0.590*** (0.107) | -0.408*** (0.044) | -0.346*** (0.094) | -0.006 (0.028) |
| *DUMMYCRISE_3* | 0.104 (0.140) | 0.134** (0.057) | -0.437*** (0.123) | 0.088** (0.037) |
| *DUMMYCRISE_PE* | 0.165* (0.085) | 0.111*** (0.035) | 0.077 (0.075) | -0.011 (0.023) |
| *B-G SC LM Test (2)* | 1,47 | 3,06 | 2,18 | 2,06 |
| *JB Stat N Test* | 0,52 | 4,80 | 0,69 | 1,04 |
| *White Het Test* | 20,40 | 23,79 | 37,90 | 12,57 |
| ****, **, * significatif à 1%, 5%, 10%. Écart-type entre parenthèses. BG SC LM Test = test d'autocorrélation des erreurs d'ordre 2. ; JB N test = Test de normalité ; White het Test = test d'hétéroscédasticité* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Nous constatons que le terme de correction d'erreur est significativement négatif à 1% dans l'équation du PE en Europe et l'équation du C2 en Asie validant la spécification à correction d'erreur. Nous verrons plus en détail dans le chapitre 6 comment le terme

de correction d'erreur dans la dynamique des prix du PE et du C2 améliore les performances des prévisions des variables (Granger, 1986).

Le terme de correction d'erreur est également significatif à 1% dans l'équation du C2 en Europe et l'équation du PE en Asie. Sur le marché asiatique le terme de correction d'erreur est également significatif à 10% dans l'équation du WTI.

Nous effectuons une série de test de restriction sur les coefficients du terme de correction d'erreur afin de tester la faible exogénéité des variables (Johansen, 1992b).

**Tableau 35: Test de faible exogénéité sur les modèles VECM du Polyéthylène**

| Test | Europe | | | | Asie | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | C2 | PE | Brent | EX | C2asie | PEasie | WTI | EX |
| **Chi-square(1)** | **10,535** | **20,256** | 2,049 | 1,847 | **28,317** | **17,369** | **2,774** | 0,473 |
| **Probabilité** | **0,001** | **0,000** | 0,152 | 0,174 | **0,000** | **0,000** | **0,095** | 0,491 |

*La relation de cointégration est normalisée par rapport au prix du PE en Europe et aux prix du C2 en Asie. Pour chaque variable, H0 teste la nullité du coefficient associé au terme de correction d'erreur dans le VECM (exogénéité). H1 teste la non nullité du coefficient associé au terme de correction d'erreur dans le VECM (endogénéité).*

Source : Calculs effectués à partir de modèles VECM (Eviews 5)

Les résultats des tests de faible exogénéité (Tableau 35) confirment que les prix de l'éthylène et du plastique PE sont faiblement endogènes en Europe et en Asie. Sur le marché asiatique, le prix du pétrole WTI est également faiblement endogène par rapport à la relation de cointégration. Comme nous l'avions constaté pour le marché du PP, ce résultat est plutôt surprenant compte tenu de la taille relative du marché du PE par rapport au marché du pétrole. Selon nous, la croissance particulièrement soutenue de la consommation de matières plastiques dans la région asiatique dans un contexte général de tension sur les marchés pétroliers, peut influencer les prix du pétrole brut.

L'analyse des coefficients associés aux autres variables confirme que les prix du plastique PE sur les deux marchés sont significativement expliqués par le prix du C2 et le prix du pétrole brut. En Europe et en Asie, une hausse des prix des inputs entraine une hausse des prix du PE la période suivante.

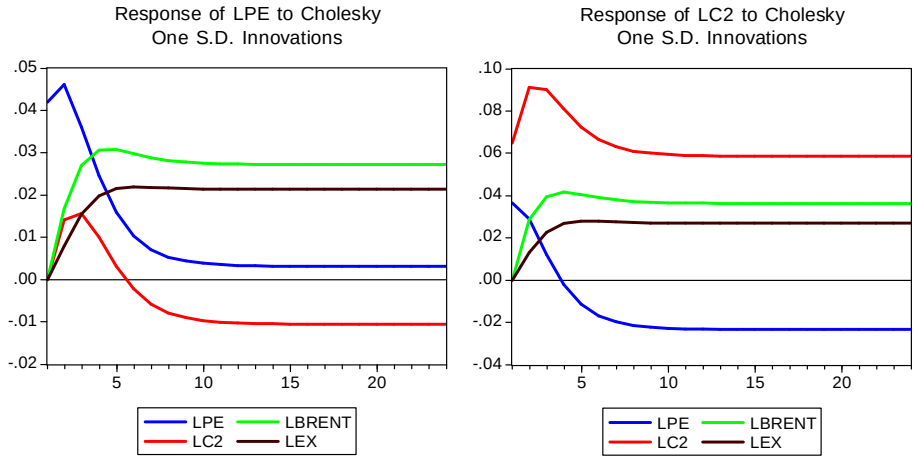
Les prix du C2 sont autorégressifs dans les deux régions et significativement expliqués par le prix du pétrole brut. Ici aussi une hausse des prix du pétrole entraine une hausse des prix du monomère C2 le mois suivant par le biais du canal des coûts de production.

### ii. L'analyse des dynamiques des prix sur les marchés du PE

*Sur le marché européen*

L'étude des fonctions impulsionnelles (Graphique 37) permet de constater que le prix du Polyéthylène réagit positivement à un choc sur les autres variables.

**Graphique 37: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PE en Europe**




Le prix du plastique est plus sensible aux prix du pétrole brut et taux de change qu'au prix du C2. En effet, le prix du pétrole influence les prix du PE à long terme via la relation de cointégration et directement dans l'équation de court terme du VECM. Une hausse initiale des prix du Brent de 6,8% entraine une hausse des prix du PE les mois suivants. L'impact est maximum après 5 mois soit une hausse de 3%. Une hausse initiale du taux de change de 2% entraine une hausse progressive des prix du PE qui atteint 2% après 5 mois. Enfin une hausse initiale du prix du C2 de 6,5% entraine une hausse du prix du PE les 3 premiers mois (1,5%) puis une baisse 6 mois après (-1%).

La réponse du prix du PE aux différents chocs traduit ici l'impact des coûts de production sur les produits aval. De plus l'impact direct plus important des chocs pétroliers sur les prix du PE confirme selon nous le phénomène de commoditisation des marchés de plastiques de commodité qui accentue la transmission de la volatilité des prix du pétrole sur les produits aval.

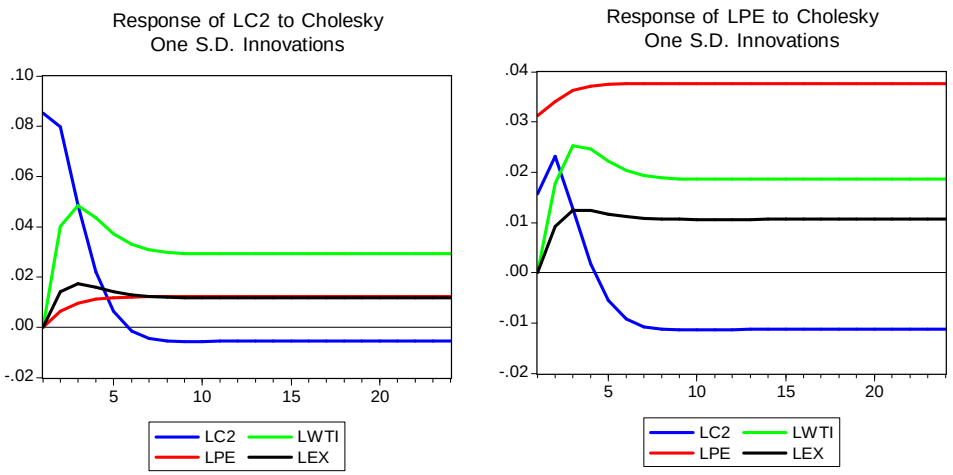
Le prix du monomère C2 est également impacté positivement par des chocs sur le prix du pétrole brut et le taux de change. Une hausse initiale du prix du pétrole de 6,8% entraine une hausse des prix du C2 qui atteint 4% après 4 mois. Une hausse initiale du taux de change de 2% entraine une hausse progressive des prix du C2 qui atteint 2,7%

après 5 mois. Enfin un choc sur le prix du PE entraine une hausse instantanée de 3,6% du prix du C2 puis une baisse à partir de 4 mois qui atteint -2,3% à long terme. Nous devons cependant rappeler que d'après le test de causalité de Granger et le test de Student dans le VECM, l'impact du prix du PE sur le prix de l'éthylène n'est pas significatif.

*Sur le marché asiatique*

Dans la région asiatique (Graphique 38) les prix du plastique PE et du monomère C2 sont surtout sensibles à un choc sur le prix du pétrole brut. Nous retrouvons l'impact des chocs sur les coûts de production qui sont transmis le long de la chaîne de production vers les produits situés plus en aval. Comme sur le marché européen, le phénomène de commoditisation favorise le transfert de la volatilité des prix du pétrole vers les produits aval.

**Graphique 38: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PE en Asie**




Une hausse initiale du prix du pétrole WTI de 7,2% entraine une hausse des prix du C2 à long terme de 3% et une hausse du prix du PE de 3,7%. En effet, le prix du pétrole influence les prix de l'éthylène à long terme via la relation de cointégration et directement dans l'équation de court terme du VECM.

De la même façon une hausse initiale du taux de change de 2% entraine une hausse à long terme du prix du C2 et du prix du plastique PE de 1%. Cependant, d'après le test de Student dans le VECM, le taux de change Euro-Dollar est significatif uniquement dans l'équation de court terme du prix du plastique PE.

Enfin, le prix du plastique PE réagit instantanément à un choc sur le prix du monomère C2 mais cet effet positif et significatif se réduit progressivement et devient négatif après 4 mois.

*Analyse de la variance*

Selon le test de Granger, les variables les plus exogènes sont les variables dont leur variance de l'erreur est principalement expliquée par leur propre innovation à long terme (20 ans).

La décomposition de la variance de chaque variable (Annexe 4 – B – Graphiques 7 et 8) nous permet de constater :

- En Europe, 81% de la variance du prix du Brent est expliquée par sa propre innovation contre 70% pour le taux de change, 57% pour le prix du C2 et moins de 3% pour le prix du PE. Cela confirme que le prix du plastique PE est la variable la plus endogène du modèle européen.
- En Asie, 85% de la variance du prix du WTI est expliquée par sa propre innovation contre 63% pour le taux de change, 7,5% pour le C2 et 70% pour le prix du PE. En Asie c'est donc le prix du monomère C2 qui est la variable la plus endogène confirmant le résultat du VECM et de la relation de cointégration.
- Comme pour le marché du plastique PP, à la différence du modèle à correction d'erreur, l'analyse de la variance montre que le prix du pétrole brut Brent et WTI sont les variables les plus exogènes. Ces résultats confirment le rôle dominant des coûts de production dans la dynamique de long terme des prix pétrochimiques et plastiques de commodité bien qu'à court terme les prix pétrochimiques de commodité puissent influencer les variation des prix du pétrole comme c'est le cas en Asie.

## 4.3. Analyse de la dynamique des prix des plastiques techniques

Dans cette section nous présentons les dynamiques de prix sur les marchés des plastiques plus techniques (ABS et PA6). Les plastiques techniques représentent un poids beaucoup moins important sur les marchés mondiaux des plastiques mais connaissent des dynamiques d'offres et de demandes très fortes surtout dans les pays en développement. Nous avons montré dans le chapitre 2 que les techniques de production sont plus complexes et qu'il existe un plus grand nombre d'étapes dans leur processus de fabrication. L'analyse des dynamiques de prix va nous permettre de vérifier s'il existe des différences significatives dans les comportements des prix des plastiques techniques par rapport aux plastiques de commodités.

### 4.3.1. La transmission des prix sur le marché de l'acrylonitrile-butadiène-styrène (ABS)

L'ABS est un des plastiques techniques les plus utilisés en volume dans le monde. Il représente 3% de la production et 4% de la consommation mondiale de matières plastiques. Dans le secteur automobile il représente en moyenne entre 5 et 6% des plastiques utilisés pour fabriquer un véhicule.

#### 4.3.1.1. L'analyse des données et identification des processus

##### i. Présentation des données du marché de l'ABS

Le plastique ABS est produit à partir de trois monomères : l'acrylonitrile, le butadiène et le styrène. Les prix des ces matières premières sont également extraits de la base de données de prix publiée par ICIS Pricing. Pour la région Europe les prix sont disponibles du mois de novembre 2006 au mois de décembre 2011. En Asie les prix sont disponibles du 1er janvier 2004 à décembre 2011. Ce sont des prix mensuels calculés à partir des prix hebdomadaires publiés par ICIS.

- Le prix du plastique ABS en Europe (ABS) est le prix au comptant FD (free delivery) d'un grade naturel pour injection en Europe du Nord-Ouest publié en euros par tonne.

- Le prix du plastique ABS en Asie (ABSasie) est le prix au comptant CFR (Cost and Freight) pour livraison dans un des principaux ports indiens exprimé en dollars par tonne.
- Le prix du monomère acrylonitrile en Europe (Acry) est le prix au comptant CIF (cost Insurance and freight) en Europe du Nord-Ouest exprimé en dollars par tonne. Les prix des monomères Butadiène et Styrène en Europe (But et Sty) sont des prix au comptant FOB (Free on Board) pour livraison à Rotterdam exprimé en dollars par tonne.
- Les prix des monomères d'Acrylonitrile (acryasie), de Butadiène (butasie) et de Styrène (styasie) en Asie sont des pris au comptant CFR (cost and freight) en Asie du Nord-Est exprimé en dollars par tonne.
- Les variables de pétrole brut et de taux de change sont les mêmes que celles utilisées dans les modèles précédents.

L'analyse graphique (Annexe 4 – C – Graphiques 9 et 10) des prix sur le marché européen et asiatique de l'ABS révèle une grande volatilité des prix depuis 2004. Comme pour les marchés de PP et du PE nous constatons une forte chute des prix des produits à la suite de la crise de 2008 suivie par une forte remontée. Sur le long terme nous identifions une tendance à la hausse qui fait écho à la hausse des prix du pétrole depuis début 2004.

L'analyse de statistiques descriptives (Annexe 4 – C – Tableau 13) confirme que les prix de certains monomères comme le butadiène et l'acrylonitrile ont été aussi volatiles si ce n'est plus que les prix du pétrole brut dans les deux régions. Les matrices de corrélations partielles (Annexes 4 – C - Tableau 14) montrent que le prix de l'ABS en Asie est plus fortement corrélé au prix du pétrole brut qu'il ne l'est en Europe. Nous constatons également que le prix de l'ABS en Asie est plus fortement corrélé aux prix des monomères. L'acrylonitrile est le plus fortement corrélé au prix du plastique ABS (0,95). En Europe le prix du styrène est le plus fortement corrélé au prix du pétrole Brut (0,81).

L'analyse des corrélogrammes associés à chaque série confirme qu'il n'y a pas d'effet de saisonnalité significatif sur les prix que nous étudions. Ici aussi nous utiliserons donc les séries de prix brut transformées en logarithme pour faire nos estimations.

### ii. Tests de stationnarité et traitement des chocs exogènes

Nous appliquons la même technique que précédemment pour analyser la stationnarité des nouvelles variables sur le marché de l'ABS.

Le premier test de Zivot et Andrews (Tableau 36) confirme que l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire sans choc exogène est rejetée pour six des huit nouvelles variables sur au moins une des trois spécifications. H0 est acceptée seulement pour le prix de l'ABS et de l'acrylonitrile en Europe mais nous remarquons que le choc exogène identifié est significatif à 1% dans les deux cas.

Les résultats du test de Zivot et Andrews confirment la présence d'un choc exogène significatif dans les nouvelles variables dont il faut tenir compte pour réaliser nos estimations. La date du choc identifiée de façon endogène confirme que la crise économique de fin 2008 a eu un effet significatif sur les prix des matières pétrochimiques sur les marchés européens et asiatiques de l'ABS.

**Tableau 36: Test de stationnarité de Zivot et Andrews sur le marché de l'ABS**

| **Modèle C** | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Variable(s) | labs | lbut | Lacry | Lsty | labsasie | lacryasie | lbutasie | lstyasie |
| t-stat(s) | -4.73 | **-5.39**** | -4.33 | **-6.33**** | **-6.22**** | **-5.21**** | **-6.52**** | **-7.78**** |
| Lag(s) | 1 | 4 | 2 | 4 | 2 | 2 | 1 | 1 |
| Break | 2008:11 | 2009:01 | 2008:11 | 2008:10 | 2008:11 | 2008:10 | 2008:10 | 2008:10 |
| DU1 p-value | 0.004 | 0.000 | 0.005 | 1.6E-06 | 7.5E-06 | 0.000 | 2.3E-05 | 2.6E-08 |
| **Modèle B** | | | | | | | | |
| Variable(s) | labs | lbut | lacry | Lsty | labsasie | lacryasie | lbutasie | lstyasie |
| t-stat(s) | -3.65 | -3.34 | -3.14 | -2.99 | -3.78 | -3.14 | **-4.84**** | -4.25 |
| Lag(s) | 1. | 4. | 2 | 4 | 2 | 2 | 1 | 1 |
| Break | 2009:01 | 2009:07 | 2008:12 | 2009:04 | 2009:07 | 2009:06 | 2009:06 | 2009:10 |
| DU1 p-value | 0.015 | 0.021 | 0.04 | 0.044 | 0.147 | 0.312 | 0.009 | 0.237 |
| **Modèle A** | | | | | | | | |
| Variable(s) | labs | lbut | lacry | Lsty | labsasie | lacryasie | lbutasie | lstyasie |
| t-stat(s) | -4.48 | -4.64 | -4.165 | **-6.35**** | **-5.11**** | -4.41 | -4.72 | **-6.49**** |
| Lag(s) | 1 | 4 | 2 | 4 | 2 | 2 | 1 | 1 |
| Break | 2010:01 | 2009:01 | 2008:10 | 2008:10 | 2008:10 | 2008:09 | 2008:10 | 2008:10 |
| DU1 p-value | 0.000 | 0.000 | 0.001 | 3.4E-07 | 0.000 | 0.002 | 0.011 | 1.0E-05 |

*** signifie t-statistiques significatives à 5% Les valeurs critiques sont issues des valeurs tabulées par Zivot et Andrews (1992). Pour le Modèle C à 5% = -5,08 ; pour le modèle B à 5% = -4,42 ; pour le modèle A à 5% = -4,80*

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4 )

Nous appliquons ensuite les tests de stationnarité classiques ADF, PP et KPSS sur les nouvelles variables. Nous créons des variables indicatrices pour les marchés de l'ABS

afin de réaliser le test ADF[81]. Les résultats des tests de stationnarité sont présentés dans le tableau 37.

**Tableau 37: Tests de stationnarité DF, ADF, PP et KPSS sur les marchés de l'ABS**

| Spécification | | Modèle Intercept | | | Modèle Intercept et trend | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Variables | Retard optimal | ADF t-stat | PP t-stat | KPSS LM-stat | ADF t-stat | PP t-stat | KPSS LM-stat |
| | Marché Européen | | | | | | |
| Log_abs | 1 | -2,21 | -0,76 | 0,677** | -3,50** | -1,73 | 0,201** |
| Log_sty | 4 | -2,13 | -2,26 | 0,203** | -2,11 | -2,25 | 0,202** |
| Log_but | 4 | -2,47 | -1,60 | 0,52*** | -3,21* | -2,04 | 0,202** |
| Log_acry | 2 | -4,19*** | -1,61 | 0,481** | -4,06** | -1,79 | 0,256*** |
| D_labs | 0 | -3,97*** | -2,83* | 0,132 | -3,87** | -2,75 | 0,091 |
| D_lsty | 3 | -8,26*** | -14,77*** | 0,065 | -8,16*** | -14,76*** | 0,041 |
| D_lbut | 3 | -7,26*** | -15,16*** | 0,088 | -7,20*** | -15,15*** | 0,045 |
| D_lacry | 1 | -6,40*** | -10,14*** | 0,081 | -6,45*** | -10,13*** | 0,074 |
| | Marché asiatique | | | | | | |
| Log_abs | 2 | -3,11** | -2,48 | 0,739*** | -3,71** | -2,80 | 0,087 |
| Log_sty | 1 | -4,67*** | -2,64 | 0,181 | -4,82*** | -2,64 | 0,087 |
| Log_but | 1 | -2,22 | -2,54 | 0,580** | -3,11 | -2,96 | 0,095 |
| Log_acry | 1 | -3,70*** | -2,47 | 0,652** | -5,04*** | -2,63 | 0,082 |
| D_labs | 1 | -7,88*** | -5,37*** | 0,073 | -7,89*** | -5,34*** | 0,044 |
| D_lsty | 0 | -10,38*** | -6,22*** | 0,036 | -10,38*** | -6,18*** | 0,032 |
| D_lbut | 0 | -7,75*** | -4,68*** | 0,035 | -7,68*** | -4,62*** | 0,035 |
| D_lacry | 0 | -8,48*** | -4,78*** | 0,084 | -8,38*** | -4,73*** | 0,047 |

**** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%.*
*Pour les tests ADF et PP l'hypothèse nulle teste la non stationnarité. Les valeurs critiques des tests ADF et PP sont issues des tables de MacKinnon (1996).*
*Pour le test de KPSS l'hypothèse nulle est la stationnarité. Les valeurs critiques test KPSS sont : Modèle intercept à 1% = 0,7390, à 5% = 0,4630, à 10% = 0,3470 ; Modèle intercept et trend à 1% = 0,2160, à 5% = 0,1460 ; à 10% = 0,1190*

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Pour chacune des huit variables en niveau, l'hypothèse de non stationnarité est acceptée au moins une fois sur les trois spécifications possibles à l'aide du test ADF de Dickey et Fuller. Les prix en niveau du plastique ABS et des monomères associés sur le marché européen et asiatique sont donc non stationnaires. Les tests complémentaires PP et KPSS confirment ces résultats.

Nous constatons également qu'une fois passées en différences premières, les 8 variables deviennent stationnaires. Seul le test de Phillips-Perron accepte la non stationnarité du prix en différences de l'ABS en Europe. Les deux autres tests ADF et KPSS acceptant l'hypothèse de stationnarité à 5%, nous considérons donc par la suite que le prix de l'ABS en Europe est également une variable intégrée d'ordre 1. Il existe

[81] Pour le marché européen de l'ABS : dummycrise_ABS prend la valeur 1 pour le mois de décembre 2008 à Février 2009 ; dummycrise_acry prend la valeur 1 pour le mois de novembre 2008 à janvier 2009 ; dummycrise_but prend la valeur 1 pour le mois de janvier et février 2009 ; dummycrise_sty prend la valeur 1 pour le mois d'octobre et novembre 2008.
Pour le marché asiatique de l'ABS : dummycrise_abs et dummycrise _acry prennent la valeur 1 pour le mois de novembre et décembre 2008 ; dummycrise_but et dummycrise_sty prennent la valeur 1 pour le mois d'octobre et novembre 2008.

par conséquent un risque de cointégration entre les prix des produits sur les marchés de l'ABS.

### iii. Tests d'hypothèses jointes

Les tests d'hypothèses jointes nous permettent de constater que les prix de l'ABS sur le marché européen et asiatique sont des processus non stationnaires de type déterministe (TS).

Le prix de l'acrylonitrile en Asie est également un processus TS stationnarisable en effectuant une régression sur le temps par la méthode des moindres carrées ordinaires.

Enfin, toutes les autres variables sont des processus DS ou AR(1) que nous pourrons stationnariser en appliquant un filtre aux différences premières.

**Tableau 38: Tests d'hypothèses jointes**

| Variables | H0 | H06 ou H03 | H0 | H05 ou H02 | H04 ou H01 | Type de non stationnarité |
|---|---|---|---|---|---|---|
| labs | H0=-3,50 *refuse* | F6=6,25 *accepte* | H0=-2,21 *accepte* | F5=5,02 *accepte* | F4=3,66 *Accepte* | **TS avec constante** |
| Lsty | H0=-2,11 *accepte* | F6=2,47 *accepte* | H0=-2,11 *accepte* | F5=2 41 *accepte* | F4=3,48 *Accepte* | **DS sans dérive** |
| lbut | H0=-3,21 *accepte* | F6=5,35 *accepte* | H0=-2,47 *accepte* | F5=4,81 *accepte* | F4=4,89 *Refuse* | **AR(1) avec constante** |
| Lacry | H0=-4,06 *refuse* | F6=8,96 *refuse* | H0=-3,41 *refuse* | | | **AR(1) avec constante** |
| labsasie | H0=-3,71 *refuse* | F6=7,28 *refuse* | | | | **TS avec constante** |
| Lstyasie | H0=-4,82 *refuse* | F6=11,4 *refuse* | | | | **AR(1) avec constante** |
| lbutasie | H0=-3,11 *accepte* | F6=5,08 *accepte* | H0=-2,22 *accepte* | F5=4,62 *accepte* | F4= 4,27 *Accepte* | **DS sans dérive** |
| Lacryasie | H0=-5,04 *refuse* | F6=12,8 *refuse* | | | | **TS avec constante** |
| *Les valeurs critiques utilisées sont issues des valeurs tabulées par Dickey et Fuller (1981)* | | | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

#### 4.3.1.2. Analyse de la relation de cointégration et des causalités

##### i. Le test de cointégration de Johansen (1988)

Afin de déterminer le nombre de retard optimal à inclure dans le test de Johansen (1988) nous estimons un modèle VAR(5) pour le marché européen et un modèle VAR(8) pour le marché asiatique à partir des variables suivantes : le prix de l'ABS, le prix de l'acrylonitrile, le prix du butadiène, le prix du styrène, le prix du pétrole brut et le taux de change Euro-Dollars. L'Annexe 4 – C (Tableau 15) présente les valeurs

des critères AIC et SC obtenues pour chaque retard pour les deux régions. Dans les deux cas les critères de sélection sont minimisés pour un seul retard.

Nous pouvons alors effectuer le test de Johansen (1988). À l'aide des tests d'hypothèses jointes nous avions identifié au moins une variable TS dans chacune des régions. Nous retenons donc la spécification avec tendance et constante dans la relation de cointégration afin d'effectuer le test de Johansen. Sur la région asiatique nous avons pu vérifier après estimation du VECM que la tendance n'est pas significative dans le vecteur de cointégration. Nous retenons donc la spécification sans tendance et avec constante dans la relation de long terme. Les résultats du test de Johansen (1988) sont présentés dans le tableau 39.

**Tableau 39: Test de cointégration de Johansen (1988) pour le marché de l'ABS**

| **Marché Européen** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Trace – Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune **** | **0.667496** | **161.5460** | **114.90** | **124.75** |
| 1 au plus * | 0.437749 | 95.47980 | 87.31 | 96.58 |
| 2 au plus | 0.348520 | 60.93137 | 62.99 | 70.05 |
| 3 au plus | 0.220991 | 35.22085 | 42.44 | 48.45 |
| 4 au plus | 0.199914 | 20.23688 | 25.32 | 30.45 |
| 5 au plus | 0.107961 | 6.854738 | 12.25 | 16.26 |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Max-Eigen - Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune **** | **0.667496** | **66.06622** | **43.97** | **49.51** |
| 1 au plus | 0.437749 | 34.54844 | 37.52 | 42.36 |
| 2 au plus | 0.348520 | 25.71051 | 31.46 | 36.65 |
| 3 au plus | 0.220991 | 14.98397 | 25.54 | 30.34 |
| 4 au plus | 0.199914 | 13.38215 | 18.96 | 23.65 |
| 5 au plus | 0.107961 | 6.854738 | 12.25 | 16.26 |
| **Marché asiatique** | | | | |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Trace – Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune **** | **0.462405** | **109.5027** | **94.15** | **103.18** |
| 1 au plus | 0.252218 | 51.16168 | 68.52 | 76.07 |
| 2 au plus | 0.125138 | 23.84122 | 47.21 | 54.46 |
| 3 au plus | 0.072104 | 11.27440 | 29.68 | 35.65 |
| 4 au plus | 0.027922 | 4.239883 | 15.41 | 20.04 |
| 5 au plus | 0.016646 | 1.577854 | 3.76 | 6.65 |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Max-Eigen - Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune **** | **0.462405** | **58.34105** | **39.37** | **45.10** |
| 1 au plus | 0.252218 | 27.32046 | 33.46 | 38.77 |
| 2 au plus | 0.125138 | 12.56682 | 27.07 | 32.24 |
| 3 au plus | 0.072104 | 7.034512 | 20.97 | 25.52 |
| 4 au plus | 0.027922 | 2.662030 | 14.07 | 18.63 |
| 5 au plus | 0.016646 | 1.577854 | 3.76 | 6.65 |

*(**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1% et 5%*
*Pour la région Europe nous retenons la spécification 4 avec tendance et constante dans le vecteur de cointégration ;*
*Pour la région Asie nous retenons la spécification 3 avec constante dans la relation de cointégration*

Source : calculs de l'auteur (Eviews 4)

Les statistiques de la Trace détectent la présence d'une relation de cointégration dans les deux régions avec un seuil critique de 1%. Ce résultat est confirmé à 1% par les statistiques de la VPM. Nous pouvons donc en conclure qu'il existe une relation de

cointégration significative entres les prix des produits pétrochimiques sur les marchés de l'ABS en Europe et en Asie. Comme pour les marchés du PP et du PE, la relation de cointégration apporte une information supplémentaire sur la dynamique des prix de l'ABS à long terme. Il existe ici aussi une force commune qui guide les prix pétrochimiques à long terme. Par conséquent, les prix des produits le long de la chaîne de transformation pétrochimiques sont interdépendants et intégrés et la relation d'équilibre pourra être utilisée lors de l'estimation d'un modèle dynamique à correction d'erreur afin d'améliorer les performances de prévisions.

### ii. Test de causalité de Granger

Le tableau 16 dans l'Annexe 4 – C présente les résultats du test de Granger effectué sur les marchés européens et asiatiques de l'ABS avec quatre retards dans la spécification VAR.

Sur le marché européen nous constatons que le prix de l'ABS est causé significativement au sens de Granger par le prix du monomère de styrène et le prix du pétrole brut. Comme nous l'avons déjà constaté sur le marché européen du PP et du PE, cet effet traduit l'impact des coûts des inputs sur la dynamique des prix des produits situés au bout de la chaîne de transformation pétrochimique.

À l'inverse, le prix de l'ABS cause au sens de Granger le prix du butadiène et forme une boucle rétroactive avec le prix de l'acrylonitrile à 10%. Ces effets de causalité du prix du produit vers les prix des inputs peuvent être expliqués par la théorie de la demande dérivée.

Comme identifié pour le propylène et l'éthylène, nous constatons également que les prix des trois monomères sont causés significativement au sens de Granger par les prix du pétrole brut principal input dans la fabrication des produits pétrochimiques en Europe.

Sur le marché asiatique, nous retrouvons l'impact du prix de l'ABS sur les prix des inputs que nous pouvons expliquer par la théorie de la demande dérivée. Selon le test de Granger, le prix de l'ABS cause significativement le prix de l'acrylonitrile. Il forme une boucle rétroactive avec le prix du styrène à 1% ; et avec le prix du WTI à 10%.

Comme pour le marché du PE, nous constatons que le prix du pétrole brut est significativement influencé par les prix des produits pétrochimiques. Le prix du WTI forme une boucle rétroactive avec les prix de l'acrylonitrile à 5% et avec les prix du butadiène et de l'ABS à 10%. Nous avons expliqué précédemment qu'à la différence des marchés européens, il semble que la forte dynamique de la demande de produits pétrochimiques sur les marchés asiatiques au cours de la période étudiée influence significativement les prix du pétrole brut WTI.

#### 4.3.1.3. La modélisation VECM

##### i. Estimation et validation du modèle à correction d'erreur

À partir des résultats de test de Johansen (1988) nous avons pu estimer deux modèles VECM(1) incluant une relation de cointégration pour chaque région. L'inclusion de nouvelles variables indicatrices[82] nous a permis de capter les fortes turbulences sur les marchés de l'ABS en Europe et en Asie notamment au cours de la crise économique de fin 2008. Les tests effectués sur les résidus des équations confirment que les deux modèles sont correctement spécifiés. Nous constatons cependant que les résidus issus du modèle asiatique pour les équations de l'ABS et des trois monomères ne sont pas normaux. L'étude des graphes de la distribution et du Kurtosis montre que les variables ont une queue de probabilité plus épaisse que celle de la loi normale ce qui est caractéristique d'une distribution leptokurtique, fréquente dans les séries de prix ou les séries financières.

*Les relations de long terme*

Les deux relations de cointégration estimées pour chaque région sont présentées dans le tableau 40. Chacune est normalisée par rapport à la variable la plus endogène dans la relation de cointégration : le styrène en Europe et l'acrylonitrile en Asie. En Europe la tendance est significative à 1% alors qu'elle ne l'est pas en Asie. Les

[82] Pour le modèle Europe nous avons introduit quatre variables indicatrices : G1 et G2 qui prennent la valeur 1 pour le mois d'octobre et novembre 2008 ; G3 qui prend la valeur 1 pour le mois de février 2009 et G4 qui prend la valeur 1 pour le mois de juillet 2009.
Pour le modèle Asie nous avons introduit cinq variables indicatrices : G1 G2 et G3 qui prennent la valeur 1 pour les mois d'octobre, novembre et décembre 2008 ; G4 qui prend la valeur 1 pour le mois d'aout et septembre 2008 ; G5 qui prend la valeur 1 pour le mois d'aout 2004.

représentations graphiques des deux relations de cointégration sont disponibles dans l'Annexe 4 – C (Graphique 11).

**Tableau 40: Les relations de cointégration sur les marchés de l'ABS**

| Marché Europe | | Marché asiatique | |
|---|---|---|---|
| Variables | Estimations | Variables | Estimations |
| LSTY(-1) | 1 | LACRYasie(-1) | 1 |
| LABS(-1) | 0.073 (0.186) | LABSasie(-1) | -1.609*** (0.190) |
| LBUT(-1) | -0.288*** (0.037) | LBUTasie(-1) | 0.240*** (0.063) |
| LACRY(-1) | 0.155** (0.065) | LSTYasie(-1) | 0.257* (0.132) |
| LBRENT(-1) | -0.607*** (0.076) | LWTI(-1) | -0.099 (0.117) |
| LEX(-1) | 0.993*** (0.291) | LEX(-1) | -0.511* (0.285) |
| @TREND(00:01) | 0.006*** (0.00074) | C | 1.529454 |
| C | -5.08 | | |
| Chi² (1) LABS | 0,105 *p-value = 0,74* | Chi² (1) LABS asie | 23,62 *p-value = 0,00* |
| Chi² (1) LBRENT | 15,19 *p-value = 0,00* | Chi² (1) LWTI | 0,62 *p-value = 0,43* |
| ****, **, * significatif à 1%, 5% et 10%. Ecart-type entre parenthèses* | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Sur le marché européen, toutes les variables sont significatives dans la relation de cointégration à l'exception des prix du plastique ABS. Un test de significativité du $\chi^2$ sur le coefficient associé au prix de l'ABS confirme que le prix de l'ABS n'est pas significatif dans l'équation de long terme avec une p-value supérieure à 70%. À l'inverse, le prix du butadiène, le prix de l'acrylonitrile, le prix du pétrole brut Brent et le taux de change rentrent significativement dans l'équation de cointégration.

Cette relation de cointégration met en évidence que les prix des trois principaux monomères utilisés pour produire de l'ABS sont interdépendants à long terme. Comme nous l'avions remarqué sur les marchés du Polyéthylène, le prix du pétrole brut intervient également significativement dans la relation de cointégration. Il traduit l'impact significatif sur le prix des produits du coût des matières premières utilisées dans le processus de production pétrochimique.

Sur le marché asiatique, la dynamique du vecteur de cointégration est très différente. Le prix du l'ABS et du butadiène sont significatifs à 1% dans l'équation d'équilibre de long terme et le prix du styrène est significatif à 10%. Un test du $\chi^2$ appliqué sur le coefficient associé au pétrole brut nous permet d'accepter l'hypothèse de nullité de coefficient du pétrole WTI avec une p-value de 43%.

Il semble donc que le prix du WTI ne joue pas un rôle significatif dans l'équation de cointégration. En effet, la relation de cointégration démontre que les prix des monomères et du plastique ABS sont interdépendants sur le long terme traduisant une dynamique différente de celle observée sur le marché européen. En Asie, les variations des prix du plastique ABS consécutives à des modifications des conditions d'offre et de demande sur le marché de l'ABS influencent significativement la relation de cointégration.

*Les relations de court terme*

Le tableau 42 présente les équations des modèles VECM pour les deux régions étudiées. Le terme de correction d'erreur est significatif à 1% et négatif dans l'équation du styrène en Europe et l'équation de l'acrylonitrile en Asie validant ainsi la spécification à correction d'erreur.

Nous effectuons une série de test de restriction sur les coefficients du terme de correction d'erreur afin de tester la faible exogénéité des variables (Johansen, 1992b).

**Tableau 41: Test de faible exogénéité sur les modèles VECM de l'ABS**

| Test | Europe | | | | | | Asie | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ABS | Acry | But | Sty | Brent | Ex | ABS asie | Acry asie | But asie | Sty asie | WTI | Ex |
| **Chi-square(1)** | **11,55** | 0,0009 | **6,59** | **17,97** | 0,06 | 0,977 | **5,35** | **14,45** | **3,63** | 0,02 | **9,38** | 0,40 |
| **Probabilité** | **0,000** | 0,976 | **0,010** | **0,000** | 0,803 | 0,322 | **0,020** | **0,000** | **0,065** | 0,886 | **0,002** | 0,523 |
| *La relation de cointégration est normalisée par rapport au prix du styrène en Europe et aux prix de l'acrylonitrile en Asie. Pour chaque variable, H0 teste la nullité du coefficient associé au terme de correction d'erreur dans le VECM (exogénéité). H1 teste la non nullité du coefficient associé au terme de correction d'erreur dans le VECM (endogénéité).* | | | | | | | | | | | | |

Source : Calculs effectués à partir de modèles VECM (Eviews 5)

En Europe, nous constatons dans le tableau 42 que le terme de correction d'erreur est également significatif à 1% dans les équations du plastique ABS et du monomère butadiène. Cela signifie que les déviations des prix par rapport à la relation d'équilibre de long terme ont des répercussions significatives sur la dynamique de court terme de l'ABS et du butadiène. Inversement, les tests de faible exogénéité des variables (Tableau 41) confirment que les prix de l'acrylonitrile, du pétrole Brent et le taux de change Euro-Dollar sont relativement exogènes par rapport à la relation de cointégration.

**Tableau 42: Les modèles VECM pour le marché de l'ABS**

| **Marché Européen** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | *Variables dépendantes* | | | | | |
| *Variables* | D(LSTY) | D(LABS) | D(LBUT) | D(LACRY) | D(LBRENT) | D(LEX) |
| *CointEq1* | -0.833*** (0.150) | -0.102*** (0.029) | 0.798*** (0.281) | -0.003 (0.113) | -0.045 (0.191) | -0.068 (0.067) |
| *D(LSTY(-1))* | 0.492*** (0.124) | 0.113*** (0.024) | -0.349 (0.233) | 0.190** (0.093) | 0.158 (0.158) | -0.080 (0.056) |
| *D(LABS(-1))* | -0.793 (0.555) | 0.376*** (0.106) | -0.459 (1.036) | -0.190 (0.417) | -1.847** (0.706) | -0.522** (0.250) |
| *D(LBUT(-1))* | -0.185*** (0.056) | -0.003 (0.010) | 0.358*** (0.106) | -0.055 (0.042) | 0.032 (0.072) | 0.023 (0.025) |
| *D(LACRY(-1))* | 1.037*** (0.212) | 0.185*** (0.040) | 0.020 (0.396) | 0.666*** (0.159) | 0.655** (0.269) | 0.144 (0.095) |
| *D(LBRENT(-1))* | 0.030 (0.121) | 0.006 (0.023) | 0.279 (0.227) | 0.108 (0.091) | -0.132 (0.154) | 0.053 (0.054) |
| *D(LEX(-1))* | 0.159 (0.351) | -0.161** (0.067) | 0.154 (0.655) | -0.137 (0.263) | 0.571 (0.446) | 0.074 (0.158) |
| *C* | 0.017** (0.008) | 0.003** (0.001) | 0.008 (0.015) | 0.006 (0.006) | 0.030*** (0.010) | 0.004 (0.003) |
| *G1* | -0.319*** (0.058) | -0.002 (0.011) | -0.103 (0.110) | -0.031 (0.044) | -0.302*** (0.074) | -0.076*** (0.026) |
| *G2* | -0.533*** (0.067) | -0.025* (0.013) | -0.079 (0.126) | -0.245*** (0.050) | -0.246*** (0.086) | -0.051* (0.030) |
| *G3* | -0.158** (0.071) | -0.036** (0.013) | -0.437*** (0.133) | -0.012 (0.053) | -0.000 (0.091) | -0.039 (0.032) |
| *G4* | 0.066 (0.059) | 0.002 (0.011) | 0.439*** (0.111) | -0.041 (0.045) | -0.157** (0.076) | -0.013 (0.027) |
| *B-G SC LM Test (2)* | 0,12 | 5,24 | 4,62 | 3,31 | 2,40 | 10,64 |
| *JB Stat N Test* | 1,55 | 0,62 | 28,46 | 2,82 | 7,28 | 0,32 |
| *White Het Test* | 19,16 | 29,05 | 29,88 | 21,44 | 12,10 | 9,80 |

****, **, * significatif à 1%, 5% et 10%.*
*BG SC LM Test = test d'autocorrélation des erreurs d'ordre 2. ; JB N test = Test de normalité ; White het Test = test d'hétéroscédasticité*

| **Marché Asiatique** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | *Variables dépendantes* | | | | | |
| *Variables* | D(LACRY) | D(LABS) | D(LBUT) | D(LSTY) | D(LWTI) | D(LEX) |
| *CointEq1* | -0.141*** (0.036) | 0.074** (0.030) | -0.169* (0.088) | -0.010 (0.067) | -0.199*** (0.065) | -0.014 (0.021) |
| *D(LACRY(-1))* | 0.398*** (0.096) | 0.227*** (0.079) | 0.386* (0.230) | 0.265 (0.177) | 0.229 (0.171) | 0.032 (0.055) |
| *D(LABS(-1))* | 0.027 (0.134) | -0.330*** (0.110) | -0.949*** (0.323) | -1.002*** (0.248) | 0.050 (0.239) | -0.007 (0.077) |
| *D(LBUT(-1))* | 0.030 (0.043) | 0.029 (0.036) | 0.465*** (0.105) | -0.008 (0.080) | 0.027 (0.078) | 0.024 (0.025) |
| *D(LSTY(-1))* | 0.216*** (0.073) | 0.408*** (0.060) | 0.404** (0.175) | 0.434*** (0.134) | -0.191 (0.130) | -0.001 (0.042) |
| *D(LWTI(-1))* | -0.021 (0.060) | 0.116** (0.049) | 0.589*** (0.144) | 0.074 (0.111) | -0.076 (0.107) | 0.020 (0.034) |
| *D(LEX(-1))* | -0.012 (0.197) | -0.086 (0.162) | -0.532 (0.474) | 0.039 (0.363) | -0.360 (0.351) | 0.182 (0.113) |
| *C* | 0.008*(0.004) | 0.001 (0.003) | 0.010 (0.010) | 0.013 (0.008) | 0.026*** (0.007) | 0.000 (0.002) |
| *G1* | -0.082** (0.040) | -0.068** (0.033) | -0.345*** (0.097) | -0.447*** (0.074) | -0.362*** (0.072) | -0.066** (0.023) |
| *G2* | -0.233*** (0.052) | -0.040 (0.043) | -0.505*** (0.126) | -0.363*** (0.097) | -0.434*** (0.094) | -0.009 (0.030) |
| *G3* | -0.157** (0.059) | 0.071 (0.049) | 0.329** (0.143) | 0.082 (0.110) | -0.436*** (0.106) | 0.097** (0.034) |
| *G4* | -0.029 (0.029) | 0.010 (0.024) | -0.035 (0.070) | -0.045 (0.054) | -0.187*** (0.052) | -0.045** (0.016) |
| *G5* | 0.018 (0.041) | 0.135*** (0.034) | 0.030 (0.100) | 0.204** (0.076) | 0.108 (0.074) | -0.008 (0.024) |
| *B-G SC LM Test (2)* | 2,32 | 1,52 | 5,30 | 0,235 | 3,35 | 4,43 |
| *JB Stat N Test* | 10,84 | 10,04 | 39,84 | 92,97 | 2,08 | 1,41 |
| *White Het Test* | 69,13 | 50,07 | 76,98 | 43,13 | 32,43 | 35,07 |

****, **, * significatif à 1%, 5% et 10%.*
*BG SC LM Test = test d'autocorrélation des erreurs d'ordre 2. ; JB N test = Test de normalité ; White het Test = test d'hétéroscédasticité*

Dans l'équation du prix du plastique ABS (Tableau 42 – colonne 3) nous constatons que les coefficients du prix du styrène et de l'acrylonitrile sont significatifs à 1%. Une hausse des prix des deux monomères entraine donc une hausse significative des prix de l'ABS la période suivante par le canal de coûts de production. Le prix de l'ABS est également fortement autorégressif.

Selon le test de Student, contrairement aux deux plastiques de commodité PP et PE, à court terme le prix du pétrole brut n'influence pas significativement le prix de l'ABS en Europe. Nous pouvons considérer que les plastiques techniques sont moins sensibles à des variations des prix du pétrole que les plastiques de commodité à court terme car il existe un plus grand nombre d'étapes de transformations intermédiaires qui limitent les effets de contagion sur les prix.

Enfin, nous remarquons qu'en Europe le prix de l'ABS et le prix de l'acrylonitrile sont significatifs avec un seuil de 5% dans l'équation du prix du Brent (Tableau 42 – colonne 6). Ce résultat est assez surprenant au premier abord. Comme précédemment, nous pourrions l'expliquer par l'impact macroéconomique de la demande de matières premières sur les prix du pétrole (Hamilton, 2008 ; et Kilian, 2009).

Sur le marché asiatique le terme de correction d'erreur est également significatif à 5% dans l'équation de l'ABS et à 10% dans l'équation du butadiène (Tableau 42 – colonnes 3 et 4). Comme nous l'avions constaté pour le PP en Europe et en Asie et pour le PE en Asie, le terme de correction d'erreur est significatif à 1% dans l'équation de court terme du pétrole WTI (Tableau 42 – colonne 6). Les tests de faible exogénéité (Tableau 41) confirment que le prix du pétrole WTI est faiblement endogène par rapport à la relation de cointégration sur le marché asiatique. Ce résultat bien que surprenant soutient l'analyse que nous avons effectuée précédemment. À court terme les prix du pétrole brut sont sensibles aux conditions d'offre et de demande sur les marchés asiatiques pétrochimiques. La croissance soutenue de la demande de matières plastiques en Asie au cours des dernières années influence les prix du pétrole brut dans un contexte de grande tension sur les marchés mondiaux du pétrole.

Comme nous l'avons constaté en Europe, le prix de l'ABS en Asie est autorégressif et significativement expliqué par les prix du styrène et de l'acrylonitrile (Tableau 42 – colonnes 3). Une hausse des prix des deux monomères entraine une hausse

significative des prix de l'ABS la période suivante par le canal de coûts de production.

Contrairement au marché européen, le prix du plastique ABS en Asie est significativement expliqué à court terme par des variations sur le prix du pétrole WTI. Ainsi une hausse du prix du WTI entraine une hausse du prix de l'ABS le mois suivant. Cela peut traduire des différences dans les modes de fixation des prix entre les deux régions. Comme nous l'avions expliqué dans le chapitre 2, sur les marchés asiatiques les intervenants sur les marchés pétrochimiques sont plus enclins à indexer les prix d'achat des plastiques sur les prix du pétrole brut.

### ii. L'analyse des dynamiques des prix de l'ABS

L'analyse des fonctions impulsionnelles permet de mieux comprendre comment réagit une variable par rapport à un choc sur une autre variable toutes choses égales par ailleurs. Nous constatons grâce aux graphiques 39 et 40 que la dynamique des prix de l'ABS en Asie est très similaire à celle observée en Europe.

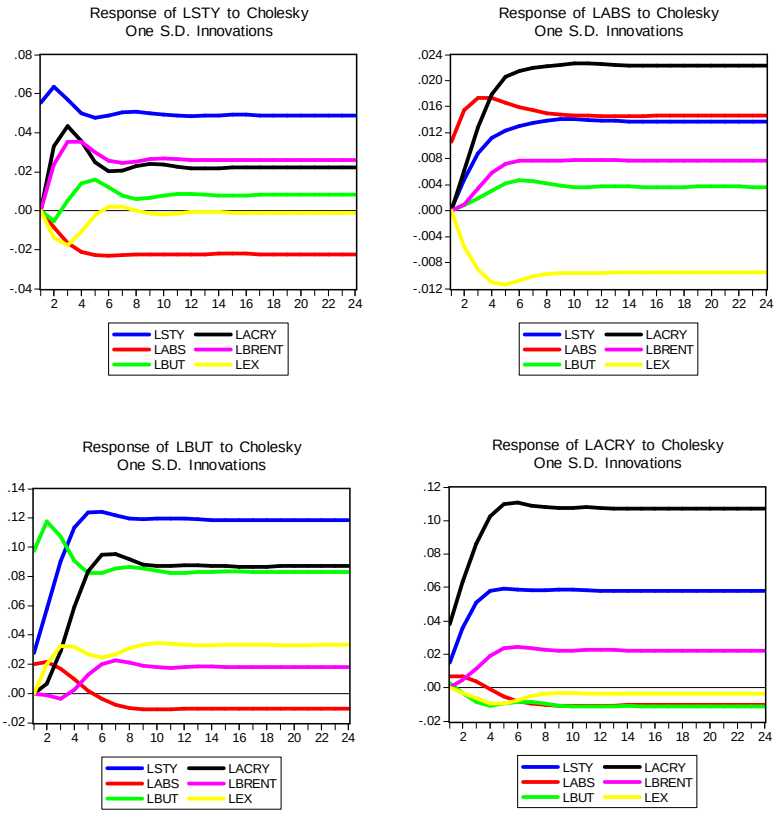
Les prix de l'ABS en Europe et en Asie sont surtout sensibles à des chocs sur le prix des monomères d'acrylonitrile et de styrène. L'augmentation des prix des principaux monomères utilisés pour produire le plastique ABS favorise une augmentation des prix du plastique via le canal des coûts de production.

En Europe un choc initial de 5,5% sur le prix du styrène et de 3,8% sur le prix de l'acrylonitrile entraine une hausse dans les mois suivants du prix de l'ABS qui atteint respectivement 1,4% et 2,2% au maximum. L'impact du choc sur le pétrole brut (5,8%) et le butadiène (9,7%) est non significatif sur les prix de l'ABS.

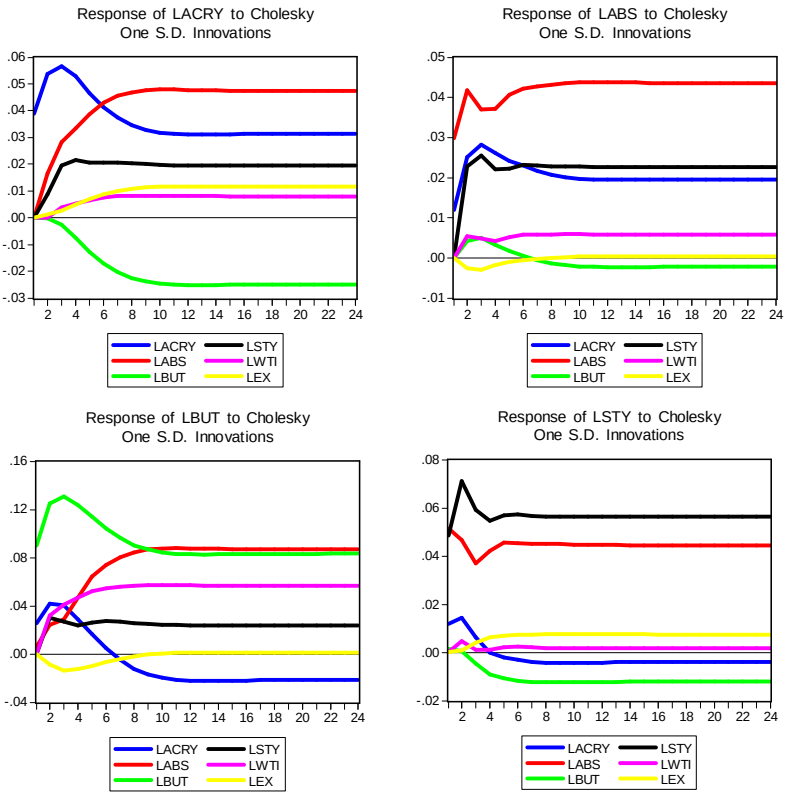
En Asie un choc initial de 4,8% sur le prix du styrène et de 3,8% sur le prix de l'acrylonitrile entraine une hausse dans les mois suivants du prix de l'ABS qui atteint respectivement 2,2% et 2% au maximum. L'impact du choc sur le pétrole brut (5,8%) est significatif mais très faible (0,5%). L'impact du choc sur le prix du butadiène (8,9%) sur les prix de l'ABS n'est pas significatif.

Finalement, à la différence des plastiques de commodité PP et PE nous constatons donc que les prix du plastique technique ABS sont peu sensibles aux chocs sur les prix du pétrole brut mais qu'ils régissent surtout aux variations des prix des monomères utilisés pour les fabriquer.

**Graphique 39: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle de l'ABS en Europe**




**Graphique 40: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle de l'ABS en Asie**



*Analyse de la Variance*

L'analyse de la décomposition de la variance (Annexe 4 – C - Graphiques 12 et 13) nous permet de confirmer que le prix de l'ABS est relativement plus exogène sur le marché asiatique que sur le marché européen. En effet en Europe seulement 20% de la variance de l'erreur du prix de l'ABS est expliquée par sa propre innovation à long terme (20 ans) contre plus de 66% en Asie.

De plus, les prix des produits pétrochimiques sur le marché européen de l'ABS semblent plus fortement guidés à long terme par les prix des inputs via le canal des coûts de production. Par exemple, la variance de l'erreur du prix du plastique ABS en Europe est expliquée à 20% par sa propre innovation, 45% par l'innovation sur le prix de l'acrylonitrile, 18% par l'innovation sur le prix du styrène et 9% par l'innovation sur le taux de change.

Inversement, les prix des produits pétrochimiques sur le marché asiatique de l'ABS semblent êtres guidés par le canal de la demande à long terme bien qu'à court terme les prix des facteurs de production puissent également jouer un rôle. Nous constatons dans le graphique 13 (Annexe 4 – C) que le prix du plastique ABS joue un rôle plus important dans la variance de l'erreur des autres variables : à long terme l'ABS explique 47% de la variance de l'erreur du prix de l'acrylonitrile, et 37% de la variance de l'erreur du prix du butadiène, du styrène et du pétrole WTI.

### 4.3.2. La transmission des prix sur le marché du Polyamide 6

Le polyamide 6 également appelé Nylon 6 est une matière plastique essentiellement utilisée dans l'industrie textile sous forme de fibre. En tant que plastique technique il est utilisé dans l'industrie automobile et dans l'électronique. Bien qu'étant en pleine croissance sa consommation reste très minoritaire par rapport aux autres plastiques que nous avons étudiés précédemment : en 2008 elle représente 1% de la consommation mondiale de plastiques. Dans l'industrie automobile, les plastiques polyamides représentent près de 10% des plastiques utilisés pour construire un véhicule.

#### 4.3.2.1. L'analyse des données et identifications des processus

##### i. Présentation des données du marché du Polyamide 6

Le polyamide 6 est la dernière famille de plastiques que nous avons étudiés. C'est un plastique technique produit à partir du monomère de caprolactame. Le caprolactame est un monomère complexe lui-même dérivé du benzène (voir Annexe 2 – A). Selon ICIS Pricing[83] 52% de la consommation de benzène sert à produire du styrène, 19% du cumène et 12% du cyclohexane. Le cyclohexane est lui-même utilisé pour produire à 50% du caprolactame (qui permet de produite du PA6) et à 50% de l'acide adipique (qui permet de produire du PA66, un autre plastique polyamide). Il existe donc trois étapes de transformation entre le pétrole brut et le caprolactame. Bien qu'il soit relativement éloigné du prix du plastique PA6 dans la chaîne de production, le prix du benzène est souvent utilisé pour indexer les variations des prix du PA6.

Les prix des matières utilisées dans notre analyse sont issus de la base de données de prix publiés par ICIC Pricing. Pour le marché européen les prix mensuels sont disponibles du mois de juillet 2004 au mois de décembre 2011. Pour le marché asiatique les prix sont disponibles de janvier 2004 à décembre 2011.

- Le prix du Polyamide 6 en Europe (PA6) est le prix au comptant FD (free delivery) d'un grade polymère vierge en Europe du Nord-Ouest exprimé en euros par tonne.
- Le prix du Polyamide 6 en Asie (PA6asie) est le prix au comptant FOB (Free on Board) d'un grade industriel en Asie Pacifique exprimé en dollars par tonne.
- Le prix du caprolactame en Europe (capro) est le prix pour un contrat mensuel FD (free delivery) en Europe du Nord-Ouest exprimé en euros par tonne
- Le prix du caprolactame en Asie (caproasie) est le prix spot CFR (Cost and freight) en Asie du Nord-Est exprimé en dollars par tonne
- Le prix du Benzène en Europe (benz) est le prix spot CIF (Cost insurance and Freight) à Rotterdam exprimé en dollars par tonne.
- Le prix du Benzène en Asie (benzasie) est le prix spot CFR (Cost and freight) en Asie de l'Est exprimé en dollars par tonne.

[83] Source : http://www.icis.com/chemicals/benzene/

L'analyse graphique des nouvelles séries de prix (Annexe 4 – D – Graphique 14) confirme que les marchés européen et asiatique du PA6 ont été significativement impactés par la crise économique de 2008. Après une forte chute des prix à l'automne 2008, les prix des matières semblent avoir retrouvé leur tendance haussière jusqu'au retournement de l'année 2011 à la suite de la crise des dettes en Europe et du ralentissement économique en Asie.

Les matrices de corrélations simples (Annexe 4 – D – Tableau 18) montrent que les prix du PA6 en Europe et en Asie sont fortement corrélés aux prix du monomère de caprolactame. En Asie le prix du plastique PA6 est également fortement corrélé au prix du WTI (0,74). Les prix du caprolactame sont également corrélés aux prix du pétrole brut sur les deux marchés.

L'analyse des fonctions d'autocorrélation nous a permis d'écarter tout risque de saisonnalité sur les séries de prix. Pour les deux régions nous utilisons donc les séries de prix brut exprimées en logarithme sur la période 2004-2011.

### ii. Tests de stationnarité et traitement des chocs exogènes

La méthodologie utilisée précédemment nous permet d'analyser les propriétés de stationnarité de nos six nouvelles variables. Le tableau 43 présente le test de stationnarité de Zivot et Andrews (1994) avec détection endogène d'un choc exogène.

**Tableau 43: Test de stationnarité de Zivot et Andrews sur le marché du PA6**

| **Modèle C** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Variable(s) | lpa6 | lcapro | lbenz | lpa6asie | lcaproasie | lbenzasie |
| t-stat(s) | **-7.240**** | **-6.271**** | **-6.382**** | -4.717 | **-5.317**** | **-6.805**** |
| Lag(s) | 3 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Break | 2008:12 | 2008:11 | 2008:10 | 2008:10 | 2008:10 | 2008:10 |
| DU1 p-value | 1.1E-07 | 2.0E-06 | 1.4E-05 | 0.006 | 0.000 | 2.9E-06 |
| **Modèle B** | | | | | | |
| Variable(s) | lpa6 | lcapro | lbenz | lpa6asie | lcaproasie | lbenzasie |
| t-stat(s) | -3.781 | -3.284 | -4.096 | -3.797 | -3.545 | -4.270 |
| Lag(s) | 3 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Break | 2009:11 | 2009:02 | 2009:03 | 2009:02 | 2009:02 | 2009:06 |
| DU1 p-value | 0.018 | 0.053 | 0.186 | 0.060 | 0.088 | 0.155 |
| **Modèle A** | | | | | | |
| Variable(s) | lpa6 | lcapro | lbenz | lpa6asie | lcapro | lbenz |
| t-stat(s) | -4.026 | -3.501 | **-5.369**** | -4.367 | -3.813 | **-5.527**** |
| Lag(s) | 3 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Break | 2010:01 | 2008:09 | 2008:10 | 2010:08 | 2008:08 | 2008:10 |
| DU1 p-value | 0.007 | 0.021 | 0.000 | 0.005 | 0.032 | 0.000 |

*** signifie t-statistiques significatives à 5% Les valeurs critiques sont issues des valeurs tabulées par Zivot et Andrews (1992). Pour le Modèle C à 5% = -5,08 ; pour le modèle B à 5% = -4,42 ; pour le modèle A à 5% = -4,80*

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4 )

L'hypothèse H0 de présence de racine unitaire sans choc exogène sur les variables est rejetée à 5% pour 5 des nouvelles variables pour le modèle avec rupture de constante et de tendance. Pour chacune des variables la date du choc est significative et identifiée aux cours des trois derniers mois de l'année 2008.

H0 est acceptée à 5% sur les trois modèles uniquement pour le prix du PA6 en Asie. Nous remarquons cependant qu'un choc exogène est identifié pour le mois d'octobre 2008 avec une p-value de 0,006.

Nous effectuons ensuite les tests de stationnarité classiques ADF, PP et KPSS. Nous suivons les conclusions du test de Zivot et Andrews en introduisant des variables indicatrices dans les équations des modèles utilisés pour faire le test de Dickey et Fuller[84].

Le tableau 44 présente les résultats des trois tests classiques de stationnarité pour les modèles 2 et 3 seulement.

**Tableau 44: Tests de stationnarité DF, ADF, PP et KPSS pour les marchés du PA6**

| Spécification | Modèle Intercept | | | | Modèle Intercept et trend | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Variables | Retard optimal | ADF t-stat | PP t-stat | KPSS LM-stat | ADF t-stat | PP t-stat | KPSS LM-stat |
| | Marché Européen | | | | | | |
| Log_pa6 | 3 | -3,30** | -1,88 | 0,190 | -3,48** | -1,93 | 0,155** |
| Log_capro | 1 | -2,15 | -1,81 | 0,627** | -3,34 | -2,27 | 0,150** |
| Log_benz | 1 | -4,21*** | -2,93** | 0,081 | -4,24*** | -2,93 | 0,080 |
| D_lpa6 | 2 | -4,49*** | -5,96*** | 0,073 | -4,53*** | -5,92*** | 0,069 |
| D_lcapro | 0 | -9,41*** | -6,43*** | 0,060 | -9,37*** | -6,37*** | 0,063 |
| D_lbenz | 0 | -8,87*** | -5,99*** | 0,033 | -8,82*** | -5,93*** | 0,032 |
| | Marché asiatique | | | | | | |
| Log_pa6asie | 1 | -3,26** | -1,99 | 0,670** | -4,18*** | -2,34 | 0,132* |
| Log_caproasie | 1 | -3,56*** | -2,59* | 0,464** | -3,87*** | -2,60 | 0,110 |
| Log_benzasie | 1 | -4,55*** | -3,10** | 0,128 | -4,60*** | -3,08 | 0,078 |
| D_lpa6asie | 0 | -5,61*** | -4,57*** | 0,060 | -5,61*** | -4,56*** | 0,059 |
| D_lcaproasie | 0 | -8,59*** | -5,76*** | 0,095 | -8,58*** | -5,78*** | 0,069 |
| D_lbenzasie | 0 | -9,65*** | -5,95*** | 0,051 | -9,60*** | -5,92*** | 0,043 |

**** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Pour les tests ADF et PP l'hypothèse nulle teste la non stationnarité. Les valeurs critiques des tests ADF et PP sont issues des tables de MacKinnon (1996). Pour le test de KPSS l'hypothèse nulle est la stationnarité. Les valeurs critiques test KPSS sont : Modèle intercept à 1% = 0,739, à 5% = 0,463, à 10% = 0,347 ; Modèle intercept et trend à 1% = 0,216, à 5% = 0,146 ; à 10% = 0,119*

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

L'hypothèse de présence de racine unitaire est acceptée à 5% sur au moins une des trois spécifications pour chaque variable. Pour le prix du benzène en Europe et en

[84] En Europe nous créons une variable indicatrice crise_eco_2008 pour chaque variable : pour le PA6 elle prend la valeur 1 au mois de décembre 2008 ; pour le caprolactame elle prend la valeur 1 pour le mois de novembre 2008 ; pour le benzène elle prend la valeur 1 pour le mois d'octobre et novembre 2008.
En Asie, nous créons deux variables indicatrices crise_eco_2008 : pour le PA6 elle prend la valeur 1 pour les mois de décembre 2008 à février 2009 ; pour le caprolactame et le benzène elle prend la valeur 1 pour les mois d'octobre et novembre 2008.

Asie, l'hypothèse H0 de non stationnarité est acceptée uniquement sur la spécification sans tendance ni constante[85]. Comme pour les marchés du PP, du PE et de l'ABS, les prix des produits pétrochimiques sur les marchés du PA6 sont des variables non stationnaires en niveau.

Nous pouvons également remarquer que les six variables sont intégrées d'ordre 1. Une fois passées en différences premières les prix du PA6, du caprolactame et du benzène en Europe et en Asie sont stationnaires. Les trois tests ADF, PP et KPSS confirment ce résultat. Il existe donc un risque de cointégration sur les marchés du PA6.

### iii. Tests d'hypothèses jointes

À l'aide de la stratégie de tests d'hypothèses jointes nous déterminons le type de non stationnarité des six nouvelles variables.

En Europe le prix du PA6 et le prix du benzène sont des processus autorégressifs d'ordre 1 non stationnaires. Le prix du caprolactame est un processus DS sans dérive. Les trois séries de prix sont donc stationnarisables à l'aide d'un filtre aux différences premières.

En Asie les prix du caprolactame et du benzène sont des processus AR(1) avec constante. Par contre, le prix du PA6 en Asie est un processus TS stationnarisable en régressant la série sur le temps.

**Tableau 45: Tests d'hypothèses jointes**

| Variables | H0 | H06 | H0 | H05 | H04 | Type de non stationnarité |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Lpa6 | H0=-3,48<br>*refuse* | F6=6,45<br>*Accepte* | -<br>- | -<br>- | -<br>- | **AR(1) avec constante** |
| lcapro | H0=-2,15<br>*accepte* | F6=5,78<br>*Accepte* | H0=-3,34<br>*accepte* | F5=4,78<br>*accepte* | F4=3,66<br>*accepte* | **DS sans dérive** |
| lbenz | H0=-4,24<br>*refuse* | F6= 0,99<br>*accepte* | -<br>- | -<br>- | -<br>- | **AR(1) avec constante** |
| Lpa6asie | H0: -4,18<br>*refuse* | F6= 8,95<br>*Refuse* | | | | **TS avec dérive** |
| Lcaproasie | H0= -3,87<br>*refuse* | F6= 7,74<br>*Refuse* | | | | **AR(1) avec constante** |
| lbenzasie | H0=-4,60<br>*refuse* | F6=10,7<br>*Refuse* | | | | **AR(1) avec constante** |
| *Les valeurs critiques utilisées sont issues des valeurs tabulées par Dickey et Fuller (1981)* | | | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

[85] Nous ne présentons dans le tableau 44 que les résultats des tests de stationnarité pour les spécifications 2 et 3.

#### 4.3.2.2. Analyse de cointégration et des causalités

##### i. Le test de cointégration de Johansen (1988)

Avant d'effectuer le test de Johansen, nous devons déterminer le nombre de retards optimaux à inclure dans le test. Pour cela nous estimons deux modèles VAR avec les variables en niveau : le prix du PA6, le prix du caprolactame, le prix du benzène, le prix du pétrole brut et le taux de change Euro-Dollar. Nous devons minimiser les critères d'information d'Akaike et Schwarz (Annexe 4 – D –Tableau 19) : pour chaque région le retard optimal est de 1.

Nous pouvons alors effectuer le test de cointégration de Johansen (1988) avec un retard et en incluant des variables indicatrices afin de tenir compte de la crise de 2008[86]. Le test de Johansen est effectué dans les deux cas sur la spécification avec constante dans la relation de cointégration. Nous avons en effet pu vérifier que la tendance n'est pas significative dans l'équation de long terme.

Le tableau 46 présente les résultats du test de cointégration pour chacune des régions.

En Europe les deux statistiques de la Trace et de la Valeur Propre Maximum confirment qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre les variables. Cela signifie que la modélisation à correction d'erreur ne peut pas être retenue et que nous pourrons modéliser les dynamiques des prix à l'aide d'un modèle VAR (Sims 1989).

En Asie, les deux statistiques identifient avec un seuil critique de 5% l'existence d'une relation de cointégration. Comme pour les autres matières plastiques, il semblerait que les prix des produits pétrochimiques sur le marché asiatique du Polyamide soient cointégrés. Les prix pétrochimiques sont interdépendants sur le long terme et suivent une tendance commune dont nous devons tenir compte pour modéliser les dynamiques des prix.

[86] En Europe la variable indicatrice crise_eco2008 prend la valeur 1 pour les mois d'octobre et novembre 2008.
En Asie les variables indicatrices cirse_eco2008 prennent la valeur 1 pour les mois d'octobre-Novembre et décembre 2008. La variable dummy_pa6 prend la valeur 1 pour le mois de Janvier et Février 2005.

**Tableau 46: Test de cointégration de Johansen (1988) pour les marchés du PA6**

| **Marché Européen** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Trace - Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| Aucune | 0.273644 | 60.25957 | 68.52 | 76.07 |
| 1 au plus | 0.169881 | 32.12464 | 47.21 | 54.46 |
| 2 au plus | 0.081065 | 15.74024 | 29.68 | 35.65 |
| 3 au plus | 0.068889 | 8.300692 | 15.41 | 20.04 |
| 4 au plus | 0.022688 | 2.019573 | 3.76 | 6.65 |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Max-Eigen - Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| Aucune | 0.273644 | 28.13492 | 33.46 | 38.77 |
| 1 au plus | 0.169881 | 16.38440 | 27.07 | 32.24 |
| 2 au plus | 0.081065 | 7.439547 | 20.97 | 25.52 |
| 3 au plus | 0.068889 | 6.281119 | 14.07 | 18.63 |
| 4 au plus | 0.022688 | 2.019573 | 3.76 | 6.65 |
| **Marché asiatique** | | | | |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Trace - Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune *** | **0.323938** | **74.96531** | **68.52** | **76.07** |
| 1 au plus | 0.213321 | 38.16711 | 47.21 | 54.46 |
| 2 au plus | 0.081009 | 15.61324 | 29.68 | 35.65 |
| 3 au plus | 0.044803 | 7.672188 | 15.41 | 20.04 |
| 4 au plus | 0.035148 | 3.363416 | 3.76 | 6.65 |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Max-Eigen - Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune *** | **0.323938** | **36.79819** | **33.46** | **38.77** |
| 1 au plus | 0.213321 | 22.55387 | 27.07 | 32.24 |
| 2 au plus | 0.081009 | 7.941053 | 20.97 | 25.52 |
| 3 au plus | 0.044803 | 4.308772 | 14.07 | 18.63 |
| 4 au plus | 0.035148 | 3.363416 | 3.76 | 6.65 |
| *(**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1% et 5%. Pour les régions Europe et Asie nous retenons la spécification 3 avec constante dans la relation de cointégration* | | | | |

Source : calculs de l'auteur (Eviews 4)

### ii. Le test de causalité de Granger

L'étude des relations de causalité à l'aide du Test de Granger (Annexe 4 – D – Tableau 20) confirme que sur les deux régions les prix du plastique PA6 sont significativement causés au sens de Granger par les produits situés plus en amont dans la chaîne pétrochimique.

En effet les prix du PA6 sont causés par les prix du monomère caprolactame, les prix du benzène et les prix du pétrole brut (Brent et WTI). En Asie et en Europe, les variations des prix des inputs influencent significativement les prix de l'output. Le prix du PA6 est également causé par le taux de change Euro-Dollar.

Nous remarquons également que le prix du PA6 en Europe cause au sens de Granger le prix du Benzène à 5%. Ainsi chaque matière s'influence réciproquement formant une boucle rétroactive.

En Europe le prix du caprolactame est causé au sens de Granger par le prix du Benzène confirmant l'impact des coûts de production sur le prix du monomère.

En Asie le prix du caprolactame forme une boucle rétroactive avec les prix du WTI avec une probabilité d'erreur de 10%. Nous retrouvons l'impact que peuvent avoir les produits pétrochimiques sur les prix du pétrole par le biais du canal de la demande.

#### 4.3.2.3. La modélisation VECM et VAR sur les marchés du PA6

##### i. Estimation et validation des modèles dynamiques

Les résultats du test de Johansen (1988) ont confirmé que les prix des produits sur le marché du PA6 en Asie sont cointégrés. Nous pouvons donc estimer un modèle VECM(1) avec les variables. En Europe nous estimons un modèle VAR(1) avec les variables stationnarisées en différences premières. Ici aussi le nombre de retard inclut dans les modèles est déterminé en minimisant les critères d'information d'AIC et SC.

*Le marché européen du Polyamide 6*

Le modèle VAR(1) estimé sur le marché européen du PA6 est présenté dans le tableau 47.

**Tableau 47: Le modèle VAR pour le PA6 en Europe**

| | **Marché Européen** | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | *Variables dépendantes* | | | | |
| *Variables* | D(LPA6) | D(LCAPRO) | D(LBENZ) | D(LBRENT) | D(LEX) |
| *D(LPA6(-1))* | 0.0988 (0.0622) | -0.086 (0.086) | -1.153*** (0.300) | -0.179 (0.239) | 0.143** (0.070) |
| *D(LCAPRO(-1))* | 0.468*** (0.078) | -0.132 (0.108) | -0.517 (0.378) | -0.022 (0.300) | -0.140 (0.088) |
| *D(LBENZ(-1))* | 0.042 (0.027) | 0.172***(0.038) | 0.353*** (0.133) | 0.205* (0.106) | -0.008 (0.031) |
| *D(LBRENT(-1))* | 0.017(0.034) | 0.038 (0.047) | 0.260 (0.164) | -0.043 (0.130) | 0.027 (0.038) |
| *D(LEX(-1))* | -0.015(0.098) | 0.003 (0.137) | 0.445 (0.476) | 0.329 (0.379) | 0.218* (0.112) |
| *C* | 0.002(0.002) | 0.009*** (0.003) | 0.015(0.011) | 0.015*(0.009) | 0.001 (0.002) |
| *DUMMY_CAPRO* | 0.013(0.023) | -0.230*** (0.032) | -0.708***(0.112) | -0.244***(0.089) | -0.022 (0.026) |
| *DUMMYPA6_1* | -0.089*** (0.021) | -0.049 (0.030) | 0.057(0.104) | 0.171** (0.083) | -0.053**(0.024) |
| *DUMMYPA6_2* | -0.166*** (0.021) | -0.045(0.030) | -0.113 (0.105) | 0.018 (0.083) | 0.035(0.024) |
| *CRISEECO2008_BENZ* | -0.029 (0.021) | -0.049* (0.030) | -0.327*** (0.104) | -0.301*** (0.083) | -0.068***(0.024) |
| *B-G SC LM Test (2)* | 4,63 | 2,07 | 0,693 | 7,52 | 3,15 |
| *JB Stat N Test* | 23,38 | 1,91 | 4,44 | 3,46 | 0,95 |
| *White Het Test* | 16,54 | 14,08 | 21,61 | 17,38 | 11,45 |
| ****, **, * significatif à 1%, 5% et 10%. BG SC LM Test = test d'autocorrélation des erreurs d'ordre 2. ; JB N test = Test de normalité ; White het Test = test d'hétéroscédasticité* | | | | | |

Source : calcul de l'auteur (Eviews 4)

Les tests de validation sur les résidus confirment la bonne spécification du modèle (autocorrélation, normalité, hétéroscédasticité, blancheur). Le test d'autocorrélation des erreurs de Breusch et Godefrey détecte uniquement un léger problème dans le résidu de l'équation du prix du pétrole Brent.

D'après les équations du modèle VAR, le prix du plastique PA6 en Europe est significativement expliqué par le prix du monomère de caprolactame qui est fortement significatif avec un seuil critique de 1% dans l'équation du PA6. Une hausse des prix du caprolactame entraine une hausse du prix du PA6 la période suivante. Cet effet traduit l'impact de la hausse des coûts de production qui est répercutée sur le prix de l'output.

L'impact des coûts des inputs est également visible dans l'équation du caprolactame. En effet seul le prix du benzène est significatif à 1% avec un signe positif dans l'équation du caprolactame.

Inversement dans l'équation du Benzène le prix du pétrole brut n'est pas significatif à 5%. Il semble donc que les variations des prix du Brent n'ont pas d'impact sur les variations des prix du Benzène en Europe. Le prix du benzène dépend significativement et positivement de ses propres valeurs passées. Il est donc autorégressif. Le prix du plastique PA6 est également significatif à 1% dans l'équation du benzène. Ce résultat confirme celui du test de causalité de Granger effectué précédemment.

Au final nous constatons que comme sur le marché de l'ABS, le prix du pétrole n'influence pas directement le prix du plastique PA6 en Europe. Il semble qu'une hausse du prix du pétrole brut se répercute progressivement sur chaque maillon de la chaine de production. Elle entraine d'abord une hausse des prix de benzène qui entraine à son tour une hausse des prix du caprolactame qui finit par impacter le prix du PA6. À court terme les prix des plastiques techniques en Europe sont moins sensibles à des variations des prix du pétrole que les plastiques de commodité (PP et PE).

*Le marché Asiatique du Polyamide 6*

Suivant le test de cointégration, nous avons pu estimer en Asie un modèle VECM(1) avec les cinq variables. La relation de long terme est présentée dans le tableau 48. Elle est normalisée par rapport au prix du PA6 qui est la variable la plus endogène dans la

relation de cointégration. La représentation graphique est disponible dans l'Annexe 4 – D - graphique 15.

**Tableau 48: La relation de cointégration sur le marché asiatique du PA6**

| Variables | Estimation |
|---|---|
| LPA6asie(-1) | 1 |
| LCAPROasie(-1) | -0.800*** (0.115) |
| LBENZasie(-1) | 0.062 (0.088) |
| LWTI(-1) | -0.151* (0.087) |
| LEX(-1) | 0.491**(0.248) |
| C | -1.832696 |
| Chi² LBENZasie | 0,100<br>P-value = 0,75 |
| Chi² LWTI | 2,641<br>P-value = 0,104 |
| ****, **, * significatif à 1%, 5%, 10%. Écart-type entre parenthèses* | |

Source : calcul de l'auteur (Eviews 4)

Nous notons tout d'abord que le prix du caprolactame est significatif dans la relation de cointégration avec un seuil critique de 1%. Le taux de change Euro-Dollar est également significatif à 5% et le prix du WTI est significatif à 10%. Seul le coefficient associé au prix du benzène n'est pas significatif dans l'équation de cointégration. Le test du $\chi^2$ appliqué sur le coefficient confirme que le prix du benzène peut être exclu de la relation de cointégration avec une p-value de 75%.

La relation de cointégration nous permet de conclure que les prix du plastique PA6 et les prix des inputs sont interdépendants et partagent une dynamique commune à long terme. Comme nous avions pu l'expliquer sur les marchés asiatiques du Polypropylène et du Polyéthylène, la relation de cointégration pourrait refléter l'influence des coûts de productions sur les prix des produits lorsque les producteurs transfèrent le risque de variation des prix des matières premières sur les consommateurs finaux des produits.

L'étude des équations du VECM (Tableau 49) nous permet de comprendre les dynamiques de cout terme.

**Tableau 49: Le modèle VECM pour le PA6 en Asie**

| | ***Variables dépendantes*** | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Variables | D(LPA6asie) | D(LCAPROasie) | D(LBENZasie) | D(LWTI) | D(LEX) |
| *CointEq1* | -0.095*** (0.032) | 0.133* (0.074) | 0.381*** (0.125) | 0.148 (0.111) | -0.056* (0.033) |
| *D(LPA6asie(-1))* | 0.093 (0.075) | -0.160 (0.171) | -0.385 (0.291) | 0.179 (0.259) | 0.001 (0.076) |
| *D(LCAPROasie(-1))* | 0.425*** (0.063) | 0.231 (0.143) | -0.070 (0.243) | 0.048 (0.216) | 0.032 (0.064) |
| *D(LBENZasie(-1))* | -0.007 (0.035) | 0.196** (0.081) | 0.227 (0.139) | 0.040 (0.123) | 0.004 (0.036) |
| *D(LWTI(-1))* | 0.094*** (0.033) | 0.193** (0.076) | 0.277** (0.129) | 0.003 (0.115) | 0.027 (0.034) |
| *D(LEX(-1))* | 0.022 (0.103) | 0.020 (0.234) | 0.386 (0.398) | -0.103 (0.354) | 0.210** (0.104) |
| *C* | -0.004 (0.002) | 0.003 (0.005) | 0.013 (0.009) | 0.019** (0.008) | -0.0007 (0.002) |
| *DUMMYCRISE_1* | 0.006 (0.023) | -0.158*** (0.053) | -0.369*** (0.090) | -0.326*** (0.080) | -0.060** (0.023) |
| *DUMMYCRISE_2* | 0.070** (0.026) | -0.248*** (0.060) | -0.633*** (0.102) | -0.301*** (0.091) | 0.001 (0.026) |
| *DUMMYCRISE_3* | 0.123*** (0.032) | 0.211*** (0.073) | -0.039 (0.124) | -0.346*** (0.110) | 0.112*** (0.032) |
| *DUMMYPA6* | 0.065*** (0.016) | 0.061 (0.038) | 0.083 (0.064) | 0.033 (0.057) | -0.007 (0.017) |
| B-G SC LM Test (2) | 3,90 | 1,27 | 0,019 | 0,694 | 4,12 |
| JB Stat N Test | 1,24 | 11,10 | 4,03 | 1,86 | 3,89 |
| White Het Test | 43,41 | 32,66 | 30,43 | 35,94 | 22,86 |
| ****, **, * significatif à 1%, 5% et 10%. BG SC LM Test = test d'autocorrélation des erreurs d'ordre 2. ; JB N test = Test de normalité ; White het Test = test d'hétéroscédasticité* | | | | | |

Source : calcul de l'auteur (Eviews 4)

Le terme de correction d'erreur est significatif et négatif dans l'équation du PA6 avec un seuil critique de 1% validant la spécification à correction d'erreur. Comme a pu l'expliquer Granger (1986), l'identification de la relation de long terme entre les variables permet d'introduire le terme de correction d'erreur dans la dynamique de court terme, ce qui doit améliorer la prédictibilité des variables du système les plus endogènes par rapport à la relation de cointégration (Hoffman & Rasche, 1996).

Le terme de correction d'erreur est également significatif à 1% dans l'équation du prix du benzène et significatif à 10% dans l'équation du caprolactame et du taux de change. Par conséquent, les déviations des prix par rapport à la relation de cointégration ont un impact significatif sur les prix du PA6 et du butadiène et dans une moindre mesure sur le prix du caprolactame et du taux de change.

Nous effectuons une série de test de restriction sur les coefficients du terme de correction d'erreur afin de tester la faible exogénéité des variables (Johansen, 1992b).

**Tableau 50: Test de faible exogénéité sur le modèle VECM du PA6 en Asie**

| Test | Asie | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | **PA6asie** | **Capro asie** | **Benz asie** | **WTI** | **EX** |
| **Chi-square(1)** | 6,38 | 3,03 | 4,39 | 1,42 | 2,253 |
| **Probabilité** | **0,011** | **0,081** | **0,036** | 0,232 | 0,133 |
| *La relation de cointégration est normalisée par rapport au prix du PA6. Pour chaque variable, H0 teste la nullité du coefficient associé au terme de correction d'erreur dans le VECM (exogénéité). H1 teste la non nullité du coefficient associé au terme de correction d'erreur dans le VECM (endogénéité).* | | | | | |

Source : Calculs effectués à partir de modèles VECM (Eviews 5)

Les tests de faible exogénéité (Tableau 50) confirment que les prix du PA6 et du benzène sont faiblement endogènes avec une probabilité d'erreur inférieure à 5%. À l'inverse les prix du caprolactame, du pétrole WTI et le taux de change sont relativement exogènes par rapport à la relation de cointégration. Contrairement aux autres marchés asiatiques de matières plastiques que nous avons étudiés le terme de correction d'erreur n'est pas significatif dans l'équation de court terme du WTI. Nous pouvons considérer que le marché d'un plastique technique comme le PA6 est trop petit pour pourvoir impacter le marché pétrolier du WTI. En effet, dans le chapitre 2 nous avons expliqué que la consommation de plastique Polyamide ne représentait en 2007 que 1% de la consommation mondiale de plastique contre 21% pour le PP, 15% pour le PE et 4% pour l'ABS.

Le prix du plastique PA6 est significativement expliqué par le prix du caprolactame et du pétrole WTI avec un seuil critique de 1%. Une hausse des prix des inputs favorise une hausse du prix du plastique PA6 la période suivante. Ce résultat est similaire à celui obtenu sur le marché asiatique de l'ABS. Contrairement au marché européen, les variations de prix du pétrole brut WTI influencent directement les prix du PA6.

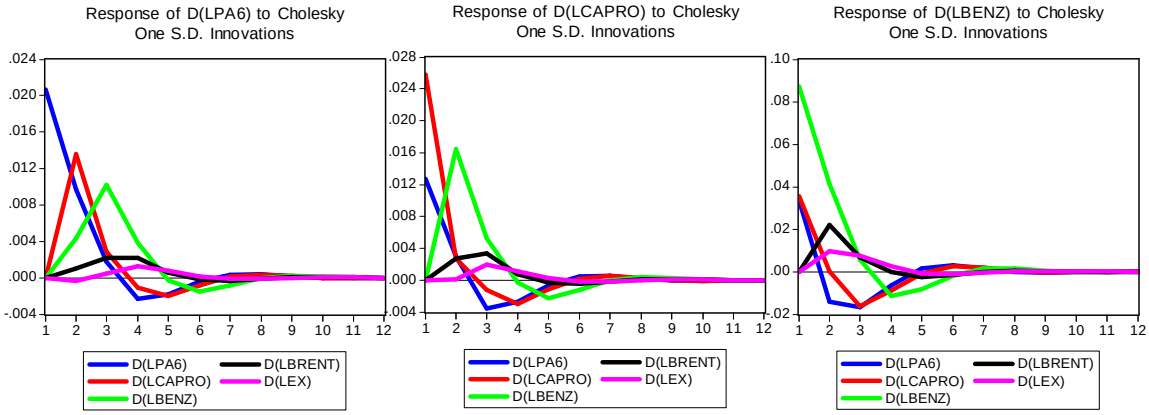
Dans les équations du caprolactame et du benzène les prix des inputs sont significatifs à 5%. Une hausse du prix du pétrole WTI entraine une hausse du prix du benzène et du caprolactame la période suivante. De plus l'augmentation du prix du benzène engendre également la hausse du prix du caprolactame.

### ii. L'analyse des dynamiques des prix sur le marché du Polyamide 6

*Sur le marché européen*

Dans le cadre du modèle VAR nous pouvons analyser les fonctions de réponses impulsionnelles (Graphique 41).

**Graphique 41: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PA6 en Europe**




Grâce aux fonctions impulsionnelles, nous comprenons comment les augmentations des coûts des inputs sont répercutées par les producteurs le long de la chaîne pétrochimique toutes choses étant égales par ailleurs.

- Le prix du PA6 réagit positivement à un choc sur le prix du caprolactame. Une hausse initiale du prix du caprolactame de 2,7% entraine une hausse du prix du PA6 qui atteint un maximum de 1,4% le deuxième mois. Une hausse initiale du prix du benzène de 8,7% entraine une hausse du prix du PA6 de 1% après 3 mois, mais nous devons rappeler que d'après les tests de Student le prix du benzène n'est pas significatif dans l'équation du PA6 du VECM. Enfin, l'impact de chocs sur les autres variables est négligeable et non significatif.

- Le prix du caprolactame réagit positivement à un choc sur le prix du benzène. Une hausse initiale du prix de benzène de 8,7% entraine une hausse significative du prix du caprolactame qui atteint un maximum de 1,6% le deuxième mois.

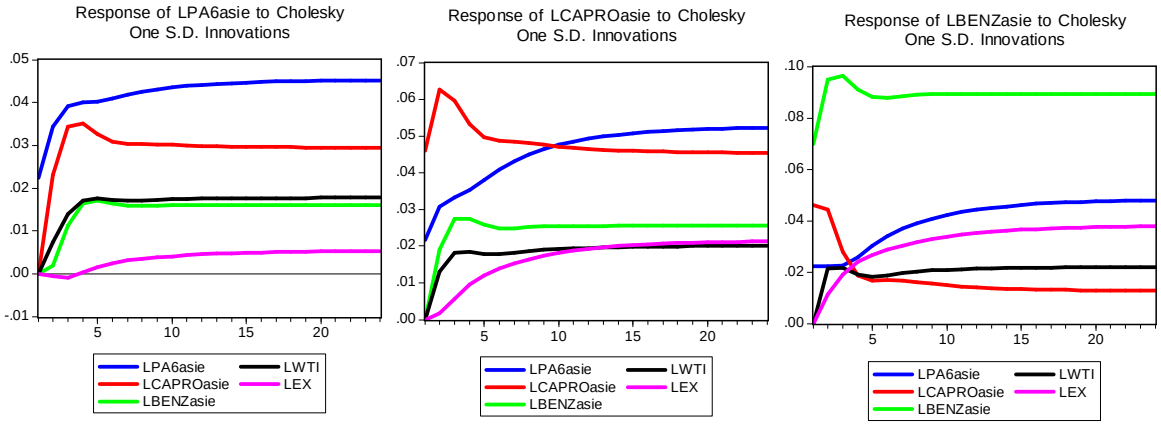
- Le prix du Benzène réagit instantanément et positivement à des chocs sur les prix du PA6. Une hausse du prix du PA6 de 2% entraine une hausse significative du prix du benzène de 3,3% le premier mois puis une baisse les trois moi suivants. D'après les tests de Student, les prix des autres variables (caprolactame, Brent et taux de change) ne sont pas significatifs dans l'équation du prix du Benzène (Tableau 47 – colonne 4). Une hausse du prix du caprolactame de 2,5% entraine une hausse du prix du Benzène de 3,5% et une hausse initiale du prix du Brent de 6,7% entraine une hausse du prix du benzène qui atteint un maximum de 2,2% le deuxième mois.

Les impacts des différents chocs sur les variables disparaissent après 9 mois confirmant que le modèle VAR(1) estimé est stationnaire à long terme.

*Sur le marché asiatique*

En Asie les fonctions impulsionnelles (Graphique 42) confirment également les dynamiques identifiées à l'aide des équations du VECM.

**Graphique 42: Fonctions de réponses impulsionnelles pour le modèle du PA6 en Asie**




- Le prix du PA6 augmente fortement à la suite d'un choc sur le prix des inputs. Une hausse initiale de 4,5% du prix du caprolactame entraine une hausse significative du prix du PA6 qui atteint 3,5% après 4 mois. Une hausse du prix du WTI de 7% entraine une hausse significative du prix du PA6 de 1,7% à long terme et une hausse du prix du benzène du 6,9% entraine une hausse non significative du prix du PA6 de 1,6% après 5 mois.

- Le prix du caprolactame augmente immédiatement de 2,1% à la suite d'un choc de 2,2% sur le prix du PA6 via le terme de correction d'erreur. L'effet augmente progressivement jusqu'à atteindre plus de 5% après 24 mois. On retrouve ici l'impact de la demande dérivée tel qu'il a été expliqué pour les autres marchés de matières plastiques. Le prix du caprolactame augmente également à la suite d'un choc sur les prix des inputs benzène (+2,5%) et WTI (+1,9%) et sur le taux de change (+1,9%).

- Comme pour le caprolactame, le prix du benzène augmente immédiatement de 2,2% suite à un choc initial de 2,2% sur le prix du PA6. L'effet augmente progressivement jusqu'à atteindre près de 4,8% après 24 mois. L'impact d'un choc sur le prix du caprolactame est immédiat et égal à 4,5%. Il diminue ensuite

progressivement à long terme. Le prix du benzène augmente de 2% suite à un choc sur les prix WTI et de 3,7% suite à un choc sur le taux de change.

*Analyse de la variance*

L'analyse de la décomposition de la variance (Annexe 4 – D – Graphiques 16 et 17) montre que les prix du PA6 et du caprolactame sont les prix les plus endogènes à long terme (20 ans) sur le marché européen des Polyamides. Inversement, les prix du pétrole brut et le taux de change sont les variables les plus exogènes à long terme.

En effet seulement 60% de la variance de l'erreur du PA6 est expliquée par sa propre innovation et 56% de la variance de l'erreur du caprolactame est expliquée par sa propre innovation. Les autres variables sont relativement plus exogènes : 70% de l'erreur de prévision du benzène est expliqué par sa propre innovation, 68% pour le pétrole Brent et 78% pour le taux de change.

En Asie, nous retrouvons le même type de résultat. À long terme (20 ans) 58% de la variance de l'erreur du PA6 est expliquée par sa propre innovation et 33% pour le caprolactame. Pour le benzène 65% de la variance de l'erreur est expliquée par sa propre innovation, contre 69% pour le pétrole WTI et 50% pour le taux de change.

## 4.4. Conclusion

Les principaux résultats obtenus à partir des modèles VECM et VAR estimés montrent qu'il existe des relations de cointégration entre les prix des produits le long de la chaîne pétrochimique dont il faut tenir compte pour modéliser les prix des plastiques. L'existence de relations de cointégration traduit les interdépendances économiques et techniques entre les produits pétrochimiques et pétroliers. Comme a pu l'expliquer Granger (1986) nous devrons tenir compte des ces relations de cointégration afin d'améliorer les modèles de prévision des prix des produits pétrochimiques qui sont cointégrés.

Dans la majorité des cas (6 modèles sur 8) l'existence d'une relation de cointégration entres les prix des produits traduit l'impact à long terme des biens de production intermédiaires (inputs) sur les prix des produits via le canal des coûts de production. Cependant sur deux marchés (le PP en Europe et l'ABS en Asie) la relation de cointégration conforte plutôt la théorie de la demande dérivée qui suppose que le prix d'un input soit déterminé par sa contribution au prix de l'output.

Les équilibres de long terme que nous avons pu identifier sont différents d'une région à l'autre et d'une famille de matières à l'autre, justifiant le traitement séparé des marchés. Sur les marchés des plastiques de commodité les prix sont cointégrés aux prix du pétrole en Europe et en Asie. Ce résultat est conforme à nos attentes et aux résultats de la littérature présentés dans le chapitre 3. Pour les plastiques techniques les résultats sont plus mitigés. Nous démontrons l'existence de relation de cointégration sur les marchés asiatiques de l'ABS et du PA6. À l'inverse, en Europe les prix sur le marché du plastique technique PA6 ne sont pas cointégrés avec les prix des autres variables et la relation de cointégration identifiée sur le marché européen de l'ABS relie uniquement les prix des produits situés les plus en amont dans la chaîne de production (les monomères et le pétrole brut).

Autres résultats intéressants, en Europe le prix du pétrole brut Brent est faiblement exogène à court terme par rapport à la relation de cointégration (sauf pour le modèle du PP) confirmant que les prix du pétrole brut ne sont pas significativement influencés par les marchés pétrochimiques. Inversement, en Asie le prix du pétrole brut WTI est faiblement endogène à court terme par rapport aux relations de cointégration sauf sur le marché du polyamide 6.

Ces résultats confirment que sur les marchés de taille suffisamment importante les prix pétrochimiques peuvent avoir une influence significative sur les marchés pétroliers par le biais du canal de la demande. Ces résultats sont conformes à ceux obtenus par Masih et al. (2010) mais doivent être relativisés par les analyses des décompositions de la variance qui montrent qu'à long terme les prix du pétrole brut sont relativement exogènes confirmant le rôle prépondérant des prix des inputs dans les dynamiques des prix des matières plastiques.

En synthèse le tableau 51 ci-dessous résume l'ensemble des résultats obtenus sur les différents marchés de matières plastiques en Europe et en Asie.

**Tableau 51: Synthèse des résultats de la modélisation VAR et VECM**

| Région | Variables | Résultats des tests | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | **Tests de stationnarité** | **Tests de cointégration** | **Tests de causalité de Granger** | **La relation de long terme** | **Les relations de court terme** | **Fonctions impulsionnelles** | **La décomposition de la variance** |
| **Europe** | **Marché du PP** | Toutes les variables sont I(1) stationnarisables en différences premières | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 1% | Le prix du monomère de propylène est causé au sens de Granger par les autres variables => C'est la variables la plus endogène | Le prix du propylène est significativement expliqué par le prix du plastique PP =>Théorie de la demande dérivée | Le prix du propylène et du Brent sont faiblement endogènes par rapport à la relation de cointégration => Effet demande sur les prix du pétrole | Le prix du propylène est très sensible aux chocs sur le prix du plastique PP => Impact de la demande dérivée | À long terme, le prix du pétrole Brent est le plus exogène et le prix du propylène est le plus endogène |
| | **Marché du PE** | | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 1% | Le prix du plastique PE est causé au sens de Granger par les autres variables => C'est la variables la plus endogène | Le prix du PE est significativement expliqué par le prix du pétrole Brent et le taux de change => Théorie du canal des coûts de production | Les prix de l'éthylène et du plastique PE sont faiblement endogènes par rapport à la relation de cointégration => Le prix du pétrole Brent est faiblement exogène à court terme | Les prix de l'éthylène et du plastique PE sont surtout sensibles aux chocs sur le prix du pétrole Brent => Impact des coûts de production | À long terme, le prix du pétrole Brent est le plus exogène et le prix du PE est le plus endogène |
| | **Marché de l'ABS** | | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 1% | Le prix de l'ABS est causé par le prix du Brent et du Styrène Le prix de l'ABS forme une boucle rétroactive avec le prix de l'acrylonitrile | Les prix des monomères sont cointégrés avec le prix du pétrole Brent => Théorie du canal des coûts de production | Le prix du plastique ABS est faiblement endogène par rapport à la relation de cointégration => Le prix du pétrole Brent est faiblement exogène à court terme | Les prix de l'ABS est surtout sensible à des chocs sur le prix des monomères d'acrylonitrile et de styrène => Impact des coûts de production | À long terme, le prix de l'ABS est le plus endogène |
| | **Marché du PA6** | | Pas de cointégration | Le prix du plastique PA6 est causé par les prix des monomères et du pétrole brut Brent => c'est la variable le plus endogène | - | Le prix du plastique PA6 est expliqué par le prix du caprolactame => Théorie du canal des coûts de production => Le prix du pétrole Brent n'est pas significatif à cour terme | Le prix du plastique PA6 réagit surtout à un choc sur le prix du caprolactame => Impact des coûts de production | À long terme, le prix du plastique PA6 et du caprolactame sont les plus endogènes |

| Région | Variables | Résultats des tests | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | **Tests de stationnarité** | **Tests de cointégration** | **Tests de causalité de Granger** | **La relation de long terme** | **Les relations de court terme** | **Fonctions impulsionnelles** | **La décomposition de la variance** |
| **Asie** | **Marché du PP** | Toutes les variables sont I(1) stationnarisable en différences premières | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 1% | Le prix du propylène est causé au sens de Granger par les autres variables => C'est la variables la plus endogène | Le propylène est significativement expliqué par le prix du pétrole WTI =>Théorie du canal des coûts de production | Le prix du propylène, du PP et du WTI sont faiblement endogènes par rapport à la relation de cointégration => Effet demande sur les prix du pétrole | Le prix du propylène est très sensible aux chocs sur le prix du pétrole WTI => Impact des coûts de production | À long terme, le prix du pétrole WTI est le plus exogène et le prix du propylène et le plus endogène |
| | **Marché du PE** | | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 1% | Il existe des boucles rétroactives entre les prix de l'éthylène et du plastique PE et entre les prix de l'éthylène et du pétrole WTI => Les variables sont interdépendantes | Le prix de l'éthylène est significativement expliqué par le prix du pétrole WTI =>Théorie du canal des coûts de production | Les prix de l'éthylène, du plastique PE et pétrole WTI sont faiblement endogènes par rapport à la relation de cointégration => Effet demande sur les prix du pétrole | Les prix de l'éthylène et du plastique PE sont surtout sensibles aux chocs sur le prix du pétrole WTI => Impact des coûts de production | À long terme, le prix du pétrole WTI est le plus exogène et le prix de l'éthylène est le plus endogène |
| | **Marché de l'ABS** | | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 1% | Le prix de l'ABS forme une boucle rétroactive avec le prix du styrène et du pétrole WTI | Les prix des monomères et de l'ABS sont cointégrés => Le prix du WTI n'est pas significatif dans la relation de long terme | Le prix du plastique ABS et du WTI sont faiblement endogènes par rapport à la relation de cointégration => Effet demande sur les prix du pétrole | Les prix de l'ABS est surtout sensible à des chocs sur le prix des monomères d'acrylonitrile et de styrène => Impact des coûts de production | À long terme, le prix de l'ABS est le plus exogène |
| | **Marché du PA6** | | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 5% | Le prix du plastique PA6 est causé par les prix des monomères et du pétrole brut WTI => c'est la variable le plus endogène | Le prix du PA6 est significativement expliqué par le prix du caprolactame => Théorie du canal des coûts de production | Le prix du benzène est faiblement endogène par rapport à la relation de cointégration => Le prix du pétrole WTI est faiblement exogène à court terme | Le prix du plastique PA6 réagit surtout à un choc sur le prix du caprolactame => Impact des coûts de production | À long terme, le prix du plastique PA6 et du caprolactame sont les plus endogènes |

Source : Calculs de l'auteur à partir des modèles VAR et VECM estimés

# *Chapitre 5. La modélisation des prix de référence pétrochimiques régionaux*

## 5.1. Introduction

Dans ce nouveau chapitre nous allons nous intéresser plus spécifiquement à la modélisation des prix des indices de référence utilisés dans le secteur automobile pour indexer les prix des matières plastiques achetées aux fournisseurs. Traditionnellement, les prix des plastiques PP, PE et PA6 sont indexés sur les variations des prix des monomères utilisés pour les produire, ou bien comme dans le cas de l'ABS sur le prix au comptant d'une résine de base[87].

Notre démarche s'inscrit dans la continuité du chapitre précédent avec une différence. Nous utilisons l'algorithme en deux étapes proposé par Engle et Granger (1987) afin de tester l'hypothèse de cointégration et le cas échéant d'estimer un modèle à correction d'erreur (ECM). Les résultats que nous obtiendrons en matière de cointégration entres les prix, peuvent être une source d'information très importante pour les acteurs de marché qui utilisent des produits pétrochimiques comme input et souhaitent se couvrir contre des variations des coûts. En effet, l'existence de relations de cointégration significatives avec les prix du pétrole brut justifie l'élaboration de stratégies de couverture en achetant par exemple des contrats à terme du pétrole WTI et du Brent (Alexander et al, 2002 ; Masih et al, 2010).

Lorsque l'hypothèse de cointégration sera rejetée nous pourrons estimer des modèles de régression simples à une ou plusieurs variables. Dans le chapitre 4 nous avons préféré utiliser la méthodologie dynamique proposée par Johansen et Juselius (1988,1991) car elle présente plusieurs avantages par rapport à l'algorithme en deux étapes d'Engle et Granger (Masih et Masih, 1999). Selon Asche et al. (2003), la méthodologie d'Engle et Granger ne peut pas capturer toute l'information pertinente disponible à cause des hypothèses faites a priori sur l'endogénéité et l'exogénéité des variables. Cependant, l'algorithme d'Engle et Granger (1987) est une modélisation à une seule équation. Elle permet donc de construire des outils simples de prévisions

[87] Les prix du Polypropylène (PP) sont indexés sur les variations du prix du Propylène (C3), les prix du Polyéthylène (PE) sont indexés sur le prix de l'éthylène (C2), les prix de l'ABS sont indexés sur le prix d'un mix Acrylonitrile-Butadiène-Styrène, et le prix des Polyamides 6 sont indexés sur les variations de prix du caprolactame.

des prix qui peuvent être utilisés facilement dans les entreprises. Par la suite, nous pourrons comparer la précision de prévision des deux méthodologies afin d'identifier les modèles les plus performants.

Notre étude est effectuée séparément sur la région européenne et la région asiatique. Dans une première section nous présenterons les résultats pour la région Europe en traitant séparément chacun des marchés de matières pétrochimiques. De la même façon, la deuxième section présentera les résultats pour la région asiatique.

## 5.2. Analyse des prix pétrochimiques de référence sur le marché européen

Pour appliquer la méthodologie d'Engle et Granger (1987) aux marchés pétrochimiques européens nous allons utiliser les mêmes variables que celles présentées dans le chapitre 4. Nous rappelons que les prix mensuels des produits pétrochimiques du pétrole brut et le taux de change Euro-Dollar sont des processus non stationnaires en niveau intégrés d'ordre 1. Il existe donc un risque de cointégration entres les variables que nous devons identifier et utiliser le cas échéant lors de l'estimation de modèle à correction d'erreur.

Si nous prenons l'exemple de deux variables $y_t$ et $x_t \to I(1)$, l'estimation de l'ECM suivant la méthodologie d'Engle et Granger (1987) se fait en deux étapes :

- 1ière étape : Estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) de la relation de long terme qui doit être stationnaire : $y_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t + e_t$

La stationnarité du résidu est testée à l'aide des tests de stationnarité classiques ADF de Dickey-Fuller (1979,1981). Ils pourront être complétés par des tests de PP (Phillips Perron (1988)) et du test de KPSS (Kwiatkowski, Phillips Shmidt et Shin (1992)).

- 2ième étape : Estimation par les MCO de la relation dynamique de court terme : $\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 e_{t-1} + u_t$ avec $\alpha_2 < 0$

Dans le modèle ainsi obtenu, $\alpha_2$ est appelée la force de rappel vers l'équilibre. Elle doit être significativement négative afin de permettre une convergence qui tend vers la relation de long terme. Nous pouvons tester la significativité des coefficients de manière classique avec les statistiques de Student. Nous pouvons également ajouter des variables explicatives supplémentaires qui ne rentrent pas dans la relation de long terme (autres variables de prix, variables indicatrices…).

### 5.2.1. La modélisation des prix des produits de commodité

Nous avons identifié dans les chapitres précédents deux familles de matières plastiques de commodité qui sont le Polypropylène et le Polyéthylène. Dans l'industrie automobile les prix des plastiques Polypropylène (PP) sont indexés sur les variations du prix du Propylène (C3) et les prix du Polyéthylène (PE) sont indexés sur

le prix de l'éthylène (C2). Nous allons donc étudier plus spécifiquement les comportements des prix de ces deux monomères : le C3 et le C2

#### 5.2.1.1. Le marché européen du monomère de propylène

##### i. Test de cointégration et modèle à correction d'erreur

Nous devons commencer par trouver et estimer la bonne relation d'équilibre qui lie les prix du propylène et les autres variables à long terme. À l'aide des variables en niveau en logarithme nous estimons un premier modèle qui explique le prix du C3 en Europe par trois variables : le prix du plastique PP, le prix du pétrole brut Brent et le taux de change Euro-Dollar.

Le plastique PP est le premier débouché pour l'utilisation du propylène, il peut donc être lié au prix du C3. Nous avons expliqué dans le chapitre 2 qu'en Europe la majorité de la production de propylène est issue de vapocraqueurs à base naphta. Le pétrole brut est donc la principale source de matières premières pour produire du C3. Enfin les prix du Propylène et du PP que nous utilisons sont exprimés en euros par tonne alors que les prix du pétrole brut sont négociés en dollars. Le taux de change Euro-Dollar peut donc influencer significativement l'évolution des prix du C3.

Le tableau 52 présente les résultats de l'estimation et révèle que seul le prix du PP est significatif à 1% dans l'équation de long terme. Le taux de change Euro-Dollar est significatif à 10% et le prix du pétrole brut Brent est significatif à 5%.

**Tableau 52: Estimation de la relation de cointégration pour le propylène en Europe**

| ***Modèle 1*** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $lC3_t = a_1 lPP_t + a_2 lBRENT_t + a_3 lEX_t + a_4 c + e_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| LPP | 1.389 | 0.067 | 20.45 | 0.0000 |
| LBRENT | -0.106 | 0.046 | -2.29 | 0.0241 |
| LEX | 0.292 | 0.160 | 1.81 | 0.0722 |
| C | -2.591 | 0.353 | -7.32 | 0.0000 |
| *Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Nous appliquons alors un test de Wald de restriction sur les coefficients associés au prix du Brent et au taux de change ($a_3$ et $a_4$). Nous testons l'hypothèse nulle que ces deux coefficients soient conjointement égaux à zéro.

**Tableau 53: Test de restriction sur les coefficients de la relation de cointégration**

| **Test de Wald :** | | | |
|---|---|---|---|
| *Le modèle : LC3 = (a1)LPP + (a2)LBRENT +(a3)LEX + (a4)C + et H0 = a2 = a3= 0 et H1 = a2 = a3 ≠ 0* | | | |
| Test Statistique | Valeur | Df | Probabilité |
| F-statistic | 2.657 | (2, 92) | 0.0755 |
| Chi-square | 5.314 | 2 | 0.0702 |
| *Les valeurs critiques Chi-deux sont 5,991 à 5% et 9,210 à 1%* | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

La statistique de test calculé (Stat = 5,314) suit une loi du Chi-deux à 2 degrés de liberté. Comme le tableau 53 le montre avec un seuil critique de 5% nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle. Nous acceptons donc l'hypothèse de nullité des coefficients du pétrole brut et du taux de change. Le prix du pétrole et le taux de change Euro-Dollars n'expliquent pas à long terme le prix du propylène en Europe.

Nous retenons une nouvelle relation de cointégration entre le prix du C3 et le prix du PP. Le tableau 54 présente les résultats de l'estimation. L'équilibre de long terme sur le marché européen du C3 semble être dominé par la relation entre le prix du C3 et le prix du plastique PP.

**Tableau 54: Nouvelle relation de cointégration entre le prix du C3 et du PP**

| **Modèle 2** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $lC3_t = a_1 lPP_t + a_2 c + e_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-statistique | Prob. |
| LPP | 1.273 | 0.041 | 30.31 | 0.0000 |
| C | -2.148 | 0.291 | -7.381 | 0.0000 |
| *Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |
| Test de stationnarité sur le résidu $e_t$ | | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS | |
| Modèle 1 | -4,872*** | -3,875*** | | |
| Modèle 2 | -4,846*** | -3,861*** | 0,098 | |
| Modèle 3 | -4,812*** | -3,862** | 0,087 | |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%.Le nombre de retard optimal est de 1 pour le test ADF, 2 pour le test PP et 5 pour KPSS. Ils sont déterminés sur le modèle 2 en minimisant les critères d'information AIC et SC. Les valeurs critiques sont celles tabulées par Mackinnon (1996) et Kwiatkoswki et al(1992)* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Les tests de stationnarité effectués sur le résidu issu de l'estimation de la relation de long terme confirment que le résidu est stationnaire avec un seuil critique de 1% dans le cas du test ADF et de 5% dans le cas du test de Phillips et Perron. Sur les trois spécifications possibles nous rejetons l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire. Il existe donc une relation de cointégration entre le prix du C3 et le prix du PP sur le marché européen (Annexe 5 – A – Graphique 18). À long terme, le prix du propylène en Europe est significativement expliqué par les variations du prix du plastique PP.

Confortés par le résultat précédent nous pouvons estimer un modèle à correction d'erreur qui utilise la relation de cointégration identifiée comme variable explicative du prix du C3. Toutes les variables incluses dans l'équation doivent être stationnaires. Nous devons donc les exprimer en différences premières.

Le tableau 55 présente les résultats de l'estimation du modèle ECM par la méthode des moindres carrés ordinaires. Le coefficient α1 est la force de rappel vers l'équilibre de long terme. Il doit être significativement négatif sinon nous devons rejeter une spécification de type ECM. Le coefficient α2 représente l'impact du prix du PP sur le prix du C3 à court terme. Il doit également être significatif.

Afin d'améliorer la spécification du modèle ECM nous avons ajouté une troisième variable explicative qui est le prix du C3 en différence première décalé d'une période. Nous avions également vu dans le chapitre 4 que le prix du C3 dépend de ses propres valeurs passées. La statistique de Fisher (F* = 133,55 Proba = 0,000) nous permet de rejeter l'hypothèse de nullité de l'ensemble des coefficients. Le modèle est globalement significatif.

**Tableau 55: Modélisation ECM pour le prix du C3**

| **Modèle ECM pour le C3** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $\Delta(lC3_t) = \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 \Delta lPP_t + \alpha_3 \Delta lC3_{t-1} + \alpha_4 c + u_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-statistic | Prob. |
| COINTEQ(-1) | -0.269 | 0.0590 | -4.563 | 0.0000 |
| D(LPP) | 1.164 | 0.0779 | 14.94 | 0.0000 |
| D(LC3(-1)) | 0.234 | 0.0512 | 4.578 | 0.0000 |
| C | -0.001 | 0.0044 | -0.301 | 0.7641 |
| R-squared | 0.817 | Mean dependent var | | 0.004 |
| Adjusted R-squared | 0.810 | S.D. dependent var | | 0.097 |
| S.E. of regression | 0.042 | Akaike info criterion | | -3.445 |
| Sum squared resid | 0.161 | Schwarz criterion | | -3.337 |
| Log likelihood | 165.93 | F-statistic | | 133.55 |
| Durbin-Watson stat | 1.838 | Prob(F-statistic) | | 0.000 |
| JB Test de normalité | | 1,11 (Proba 0,57) | | |
| BG Serial correlation LM test (2) | | 0,961 (Proba 0,61) | | |
| ARCH(1) Test | | 0,125 (Proba 0,72) | | |
| White Het Test | | 20,31 (Proba 0,06) | | |
| *Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Nous avons effectué une série de tests sur le résidu afin de s'assurer de la bonne spécification du modèle. L'analyse du corrélogramme du résidu et le test de Ljung Box (1970) confirment qu'il est correctement blanchi. Le test de Normalité de Jarque-Bera (1984) prouve la normalité du résidu. Nous ne détectons pas de problème d'autocorrélation des erreurs (Breush et Godfrey 1978) ou d'effet ARCH (Engle

1982). Enfin le test d'hétéroscédasticité proposé par White (1980) vérifie que la variance du résidu est stable dans le temps à 5%.

Nous effectuons également un test de Chow pour vérifier la stabilité des coefficients sur la période 2004-2011. Dans le chapitre 4 nous avons montré à l'aide des tests de stationnarité de Zivot et Andrews (1992) l'existence d'une rupture significative dans la série du prix du C3 en octobre 2008. Nous effectuons donc le test de Chow à cette période. Il confirme que les coefficients du modèles ECM pour le C3 sont stables sur toute la période.

**Tableau 56: Test de Chow sur le marché du propylène européen**

| Test de Chow: 2008:10 | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.021 | Probabilité | 0.401 |
| Log likelihood ratio | 4.362 | Probabilité | 0.359 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

La stabilité de l'équation au cours du temps est confirmée par les tests de stabilité par régression récursive CUSUM et CUSUM SQ proposés par Brown, Durbin et Evans (1975) (Annexe 5 – A – Graphique 19).

### ii. Analyses et interprétations économiques des résultats

*La dynamique du prix du propylène à long terme*

La relation de cointégration que nous avons identifiée ici dans le cadre de la méthodologie d'Engle et Granger est très comparable à celle que nous avions identifiée dans le chapitre 4 avec la méthodologie dynamique de Johansen (1988, 1991). À long terme le prix du monomère de propylène sur le marché européen est guidé par le prix du plastique PP. Cela confirme la théorie du canal de la demande dérivée qui stipule que le prix d'un input est déterminé par sa contribution au prix de l'output. Sur les marchés des produits pétroliers Lanza et al. (2005) ont déjà obtenu ce type de résultat en montrant que les prix de différentes catégories de pétrole brut régionaux peuvent être expliqués par les prix du pétrole brut de référence (le WTI ou le Brent) et les prix de plusieurs produits pétroliers fabriqués à partir de ces pétroles bruts régionaux.

N'ayant pas trouvé de publications sur l'analyse des prix du propylène, nous pouvons comparer nos résultats à ceux de Masih et al. (2010) qui étudient le marché européen et asiatique du monomère d'éthylène. Notons cependant que les périmètres d'analyse et les méthodologies sont assez différents. Selon eux entre 2000 et 2006 le prix du

monomère d'éthylène est cointégré avec les prix du pétrole brut WTI. En faisant une analyse élargie aux prix du plastique PP comme nouvelle variable, nos résultats confirment qu'entre 2004 et 2011 la dynamique des prix du propylène à long terme et court terme est dominée pas l'influence du prix du plastique PP. De plus malgré les fortes perturbations sur les marchés au cours des trois dernières années, la relation de cointégration identifiée est stable sur l'ensemble de la période 2004-2011. Il n'y a pas à notre connaissance de papiers académiques auxquels nous pouvons comparer nos résultats.

*L'influence du prix du pétrole brut sur le prix du propylène*

Au premier abord nous constatons que le prix du pétrole brut Brent n'explique pas significativement le prix du propylène à long terme et à court terme. En effet contrairement au modèle VECM estimé dans le chapitre 4 le prix du Brent même décalé d'une période n'est pas statistiquement significatif dans l'équation de court terme du C3. La statistique T-Student vaut 1,34 ce qui est inférieur à la valeur critique 1,96 au seuil de 5%. Nous incluons le prix du naphta décalé d'une période pour tester l'impact des coûts de production sur le prix du C3. Nous constatons que le prix du naphta n'est pas significatif à 5% (T-Student = 1,85). Il semble donc que le marché européen du C3 soit avant tout dirigé par les variations du prix du plastique Polypropylène.

D'un point de vue économique et technique, il est difficile de considérer que le prix du pétrole brut ne joue aucun rôle sur la détermination des prix du propylène. Dans le chapitre 2 nous avons expliqué que la principale matière de base à la production de propylène est le pétrole brut. Nous décidons d'approfondir l'analyse en testant directement l'existence d'une relation de cointégration entre le prix du propylène et le prix du Brent. Le tableau 57 présente le résultat du test de cointégration d'Engle et Granger (1987) entre le C3 et le Brent.

Suivant le test ADF nous rejetons à 5% l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire dans le résidu de la relation de long terme (Annexe 5 – A – Graphique 20). Le résultat du test PP est plus mitigé. Sur la spécification 3 avec tendance nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse de non stationnarité à 5 %. Enfin, le test de KPSS nous permet d'accepter à 1% la stationnarité du résidu. Il semble donc que le prix du Propylène et le prix du Brent soient cointégrés en Europe.

**Tableau 57: Test de cointégration entre le prix du C3 et du Brent**

| **La relation de long terme** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $lC3_t = a_1 lBRENT_t + a_2 c + e_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-statistique | Prob. |
| LBRENT | 0.472 | 0.053 | 8,949 | 0.0000 |
| C | 4.679 | 0.223 | 20.95 | 0.0000 |
| *Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |
| Test de stationnarité sur le résidu $e_t$ | | | | |
| | Test ADF | | Test PP | Test KPSS |
| Modèle 1 | -3,851*** | | -2,929*** | |
| Modèle 2 | -3,828*** | | -2,917** | 0,226 |
| Modèle 3 | -3,922** | | -3,074 | 0 ,106 |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Le nombre de retard optimal est de 1 pour le test ADF et PP et de 6 pour KPSS. Ils sont déterminés sur le modèle 2 en minimisant les critères d'information AIC et SC. Les valeurs critiques sont celles tabulées par Mackinnon (1996) et par Kwiatkoswki et al (1992)* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Le modèle ECM estimé à partir de cette relation de long terme est présenté dans l'annexe 5 - A (Tableau 21). Nous avons introduit 2 variables indicatrices pour les mois de décembre 2008 et janvier 2009 et la variation du prix du C3 décalé d'une période. Les variables indicatrices tiennent compte de la forte irrégularité des prix du C3 pendant la crise économique. Nous constatons que la significativité globale du modèle est vérifiée avec la statistique de Fisher (F*= 45,46 Proba = 0,000). De plus, d'après les tests de Student chaque variable est significative avec un seuil critique de 1%. Les tests sur le résidu confirment la bonne spécification du modèle. Enfin le test de stabilité de Chow détecte une rupture au mois de Janvier 2009. Les tests de stabilité avec régression récursive corroborent l'instabilité entre 2008 et 2009 mais le modèle semble retrouver son équilibre après 2009.

L'identification d'une autre relation de cointégration entre le prix du propylène et du pétrole Brent n'est pas forcement contradictoire avec le résultat précédent (Tableaux 52 et 54) et avec le résultat du test de Johansen (1988,1991) dans le chapitre 4 (Tableaux 25 et 26). Suivant la méthodologie d'Engle et Granger, le prix du propylène en Europe semble cointégré avec le prix du Brent et avec le prix du plastique Polypropylène. Pour expliquer le résultat du test de Johansen (1988) qui n'identifie qu'une seule relation de cointégration à 1%, nous considérons qu'une seule relation de cointégration peut dominer les autres relations (Masih, Algahtani & De Mello, 2010). Le prix du pétrole brut influence le prix du propylène tel que peut l'expliquer la théorie du canal des coûts de production, mais au cours des dernières années la dynamique du prix du propylène a été significativement dominée par l'influence des prix du plastique polypropylène via le canal de la demande.

*Le rôle déterminant de la demande sur la dynamique de long terme du propylène*

Contrairement aux idées reçues de la part de certains intervenants sur les marchés des matières plastiques, la dynamique des prix du C3 en Europe sur la période 2004-2011 reflète d'avantage l'évolution de la demande que la variation des prix des biens de production intermédiaires (inputs). Plusieurs facteurs peuvent expliquer ce résultat :

- La relation Offre-Demande :

Du coté de l'offre de propylène, nous savons que les capacités de production de C3 sont structurellement limitées en Europe du fait de la configuration des vapocraqueurs. Du coté de la demande, l'augmentation de la demande de propylène a été soutenue par la forte demande de la part des producteurs de Polypropylène. Au cours des dernières années l'utilisation de plastique PP a fortement augmenté dans l'industrie manufacturière européenne et notamment dans l'industrie automobile.

Nous pensons donc que face à une offre stagnante, c'est la dynamique de la demande de propylène et plus largement de Polypropylène qui explique les variations du prix du C3 en Europe.

- Le rapport de force Producteurs-Consommateurs

Dans un contexte de forte concurrence sur les marchés européens pétrochimiques (du fait de la concurrence accrue des producteurs du Moyen-Orient, d'Europe centrale et de Russie) le mécanisme déjà enclenché de « commoditisation » des marchés pétrochimiques (chapitre 2) a fait perdre aux producteurs leur pouvoir de fixation des prix. Comme pour le marché du pétrole brut, il semble que le prix du propylène réagisse instantanément à des modifications du niveau de la demande. C'est la demande qui fait les prix et les acteurs de marché subissent la forte volatilité des prix. Cependant dans un contexte général de stagnation de l'économie européenne, la dynamique des prix sur la période la plus récente pourrait avoir été modifiée. Bien que les tests de stabilité aient confirmé que la crise de 2008-2009 n'a pas modifié significativement le fonctionnement du marché du C3, en cas de demande durablement réduite, le poids des coûts de production dans la dynamique des prix du C3 pourrait augmenter et devenir prépondérant.

#### 5.2.1.2. Le marché européen du monomère d'éthylène

##### i. Test de cointégration et modèle à correction d'erreur

Dans le chapitre précédent nous avons mis en évidence que les prix pétrochimiques sur le marché européen du PE et du C2 sont guidés principalement par les variations des prix du pétrole brut Brent. Les tests de causalité de Granger entres les variables ont confirmé que le prix du monomère C2 est significativement causé par le prix du Brent et par le taux de change Euro-Dollar.

Dans le cadre de la méthodologie d'Engle et Granger (1987) nous commençons par estimer la relation de long terme qui lie le prix du C2 en Europe, le prix du pétrole Brent et le taux de change Euro-Dollar. Le tableau 58 présente le résultat de cette estimation. Nous constatons que le coefficient associé au taux de change n'est pas significatif (T-Stat = -0,39 et Proba = 0,69) et que les coefficients du Brent et de la constante sont significatifs dans l'équation de cointégration.

**Tableau 58: Estimation de la relation de cointégration pour le C2 en Europe**

| **Modèle 1** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $lC2_t = a_1 lBRENT_t + a_2 lEX_t + a_3 c + e_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| LBRENT | 0.546 | 0.074 | 7.39 | 0.0000 |
| LEX | -0.142 | 0.363 | -0.39 | 0.6962 |
| C | 4.723 | 0.252 | 18.73 | 0.0000 |
| *Les valeurs critiques t - student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Nous pouvons donc estimer une nouvelle équation de cointégration qui explique la variation du prix de l'éthylène à long terme par le prix du pétrole brut Brent et une constante (Tableau 59). Nous appliquons les tests de stationnarité ADF, PP et KPSS sur le résidu issu de cette estimation (Annexe 5 – B – Graphique 21). Le test ADF rejette l'hypothèse de non stationnarité du résidu à 1% sur les trois spécifications possibles. Sur la spécification 3 le test PP rejette l'hypothèse de non stationnarité uniquement à 10%. Enfin le test de KPSS accepte l'hypothèse de stationnarité à 5%. Nous considérons donc que le résidu issu de la relation de long terme est stationnaire et que les prix des C2 et Brent sont cointégrés[88].

[88] Suivant la même méthodologie nous avons pu vérifier que contrairement au marché du PP, le prix du monomère C2 et du plastique Polyéthylène ne sont pas cointégrés.

**Tableau 59:Nouvelle relation de cointégration pour le C2 en Europe**

| **Modèle 2** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $lC2_t = a_1 lBRENT_t + a_2 c + e_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-statistique | Prob. |
| LBRENT | 0.526 | 0.053 | 9.89 | 0.0000 |
| C | 4.767 | 0.225 | 21.15 | 0.0000 |
| *Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |
| Test de stationnarité sur le résidu et | | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS | |
| Modèle 1 | -3,850*** | -2,922*** | | |
| Modèle 2 | -3,827*** | -2,906** | 0,425* | |
| Modèle 3 | -4,213*** | -3,273* | 0,092 | |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Le nombre de retard optimal est de 1 pour le test ADF et 6 pour le test PP et KPSS. Ils sont déterminés sur le modèle 2 en minimisant les critères d'information AIC et SC. Les valeurs critiques sont celles tabulées par Mackinnon (1996) et par Kwiatkoswki et al (1992)* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Le tableau 60 présente les résultats du modèle ECM pour le prix de l'éthylène C2. Afin d'améliorer le modèle nous ajoutons deux variables exogènes qui sont le prix décalé d'une période du C2 et le taux de change Euro-Dollar décalé d'une période. Le test de Fisher (F* = 28,13 Proba = 0,000) certifie de la significativité globale du modèle.

**Tableau 60: Modélisation ECM pour le prix du C2**

| **Modèle ECM pour le C2** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $\Delta(lC2_t) = \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 \Delta lBRENT_{t-1} + \alpha_3 \Delta lC2_{t-1} + \alpha_4 \Delta lEX_{t-1} + \alpha_5 C + u_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-statistic | Prob. |
| COINTEQ(-1) | -0.215724 | 0.044008 | -4.901957 | 0.0000 |
| D(LBRENT(-1)) | 0.341339 | 0.093264 | 3.659932 | 0.0004 |
| D(LC2(-1)) | 0.450659 | 0.077540 | 5.811940 | 0.0000 |
| D(LEX(-1)) | 0.856286 | 0.333181 | 2.570032 | 0.0118 |
| C | -0.002609 | 0.007836 | -0.332988 | 0.7399 |
| R-squared | 0.558357 | Mean dependent var | | 0.004898 |
| Adjusted R-squared | 0.538508 | S.D. dependent var | | 0.110608 |
| S.E. of regression | 0.075140 | Akaike info criterion | | -2.287216 |
| Sum squared resid | 0.502489 | Schwarz criterion | | -2.151934 |
| Log likelihood | 112.4992 | F-statistic | | 28.13008 |
| Durbin-Watson stat | 1.717240 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |
| JB Test de normalité | | 1,536 ( Proba 0,46) | | |
| BG Serial correlation LM test (2) | | 3,967 ( Proba 0,14) | | |
| ARCH(1) Test | | 1,089 (Proba 0,29) | | |
| White Het Test | | 22,55 (Proba 0,07) | | |
| *Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Grâce au test de Student, nous constatons que tous les coefficients sont significatifs individuellement dans l'équation de court terme à l'exception de celui de la constante. Le terme de correction d'erreur est significativement négatif à 1% validant la

spécification à correction d'erreur. Les tests sur le résidu confirment la bonne spécification du modèle (blancheur, normalité, autocorrélation, effet ARCH et hétéroscédasticité).

Nous appliquons un test de stabilité de Chow sur les coefficients du modèle avec comme date de rupture le mois de janvier 2009 (Tableau 61). Il révèle que les coefficients du modèle ECM ne sont pas stables sur la période 2004-2011 et qu'il existe une rupture significative au 1 janvier 2009. À la différence du marché du propylène, le marché de l'éthylène semble avoir été significativement impacté par la crise économique de fin 2008.

**Tableau 61: Test de Chow pour le modèle de l'éthylène en Europe**

| Test de Chow: 2009:01 | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 2.896 | Probabilité | 0.018 |
| Log likelihood ratio | 14.95 | Probabilité | 0.010 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Dans l'Annexe 5 – B Graphique 22, les tests de stabilité du modèle avec régression récursive CUSUM et CUSM SQ contredisent le test de Chow. Ils montrent que le modèle est stable sur la période bien que le test CUSUM détecte de l'instabilité croissante à partir de fin 2008.

### ii. Analyses et interprétations économiques des résultats

*Validation et problème de stabilité du modèle ECM*

Le modèle ECM pour le prix de l'éthylène parait bien estimé à l'exception du problème d'instabilité identifié par le test de Chow. Nous approfondissons donc l'analyse en découpant notre échantillon en 2 sous-périodes : une première période entre janvier 2004 et le mois d'août 2008 et une seconde période de janvier 2009 à décembre 2011. Nous cherchons à vérifier si la relation de cointégration entre les variables est vérifiée pendant les deux sous-périodes et plus particulièrement après la crise de 2008.

Nous effectuons sur chaque sous-période les tests de stationnarité ADF, PP et KPSS sur le résidu de la relation de long terme. Le tableau 62 présente les résultats des tests de stationnarité. Nous constatons que sur la période 2004-2008 les tests ADF et KPSS confirment à 5% la stationnarité du résidu et donc la présence d'une relation de cointégration entre le prix du C2 et le prix du Brent. Par contre sur la période plus

récente 2009-2011, les trois tests rejettent au moins une fois l'hypothèse de stationnarité du résidu. Il semblerait donc que le prix du C2 et du pétrole brut ne soient pas cointégrés sur la période 2009-2011.

**Tableau 62: Test de cointégration en sous-période**

| Tests de stationnarité sur les résidus $e_t$ | | | |
|---|---|---|---|
| Période 2004-2008 : $LC2_t = lBRENT_t + C + e_t$ | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS |
| Modèle 1 | -3,74*** | -2,95*** | |
| Modèle 2 | -3,71*** | -2,92** | 0,132 |
| Modèle 3 | -3,75** | -2,93 | 0,065 |
| Période 2009-2011 : $LC2_t = lBRENT_t + C + e_t$ | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS |
| Modèle 1 | -3,61*** | -3,58*** | |
| Modèle 2 | -3,56** | -3,53** | 0,167 |
| Modèle 3 | -3,49* | -3,46* | 0,168** |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%* | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Ce résultat bien que surprenant pourrait être expliqué par les fortes perturbations qui ont eu lieu sur les marchés des matières premières au cours des trois dernières années. La succession de crises (crise des subprimes, crise économique, révolutions arabes, crise des dettes souveraines européennes...) semble avoir significativement impacté les comportements des prix pétrochimiques et des prix pétroliers. L'identification de relations stables entre les prix est d'autant plus délicate dans cette période de grande instabilité. Westgaard, Estenstad, Seim et Frydenberg (2010) ont rencontré le même type de problèmes techniques lors de l'étude des relations de cointégration entre les prix des contrats à terme de gaz naturel et du pétrole brut entre 2002 et 2009.

*Test de cointégration de Gregory et Hansen (1996)*

Afin de vérifier l'existence d'une relation de cointégration entre les variables tout en tenant compte de l'existence du choc structurel endogène, nous avons effectué le test de cointégration proposé par Gregory et Hansen (1994). Ces derniers modifient la procédure d'Engle et Granger (1987) afin d'autoriser un changement structurel dans l'équation de long terme. Comme nous l'avons présenté dans le chapitre 3, Gregory et Hansen ont défini trois modèles[89] avec choc structurel en plus du modèle classique d'Engle et Granger. Ils testent l'hypothèse nulle de non cointégration contre

[89] Le modèle 1 d'Engle et Granger (1987) avec une relation de cointégration standard ; le modèle 2 avec un changement de niveau (constante) dans la relation de cointégration ; le modèle 3 avec un changement de niveau et de tendance (constante et pente) ; et le modèle 4 avec un changement de tendance (pente).

l'alternative d'une relation de cointégration avec un choc structurel. Le test de l'hypothèse nulle se fait sur les résidus issus des estimations des quatre modèles par la méthode des moindres carrés ordinaires. Ils calculent pour les différents régimes possibles trois statistiques[90] ($Z_\alpha^*, Z_t^*, ADF^*$) sur toute la période dans un intervalle [0,15 ; 0,85]. Les dates auxquelles les valeurs des statistiques sont les plus petites permettent d'identifier les chocs structurels. Les statistiques ainsi calculées sont comparées aux statistiques tabulées par Gregory et Hansen.

Le tableau 63 présente les résultats du test de Gregory et Hansen obtenus pour le prix de l'éthylène et du pétrole brut sur les trois spécifications possibles. Le test confirme que nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration pour les trois spécifications avec la statistique *ADF**. Cependant les statistiques de Phillips modifiées $Z_\alpha^*$ et $Z_t^*$ ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration à 5%.

**Tableau 63: Test de cointégration de Gregory et Hansen pour l'éthylène**

| | ***Le modèle : IC2 = IBRENT + c + ut*** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ***Marché Europe*** | | | | | | |
| ***Modèles spécifications*** | *t-stat* | | | *Date du choc* | | | *Retard* |
| | **ADF*** | **Zt*** | **Za*** | **ADF*** | **Zt*** | **Za*** | **K** |
| **Modèle 2 : C** | -5.239*** | -4.518* | -35.645 | 2008M06 | 2007M11 | 2007M11 | 1 |
| **Modèle 3 : C T** | -5.121** | -4.530 | -35.780 | 2008M07 | 2007M11 | 2007M11 | 1 |
| **Modèle 4 : C S** | -5.674*** | -4.804* | -39.063 | 2008M12 | 2008M11 | 2008M11 | 1 |
| ****, **, * significatif à 1%, 5%, 10%. Les valeurs critiques pour les statistiques ADF*, Z* sont issues de la table 1 de Gregoruy et Hansen (1996).* | | | | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Selon Gregory et Hansen (1994) si l'un des deux tests *ADF* et *ADF** rejettent l'hypothèse nulle de non cointégration alors il est très probable que la cointégration soit justifiée. Cependant ils précisent qu'il est impossible d'en déduire que le changement de régime soit significatif dans l'équation de long terme. Ils proposent d'effectuer un test de Hansen (1992a) pour déterminer si la relation de cointégration est significativement impactée par un changement de régime.

Pour notre part, les tests de cointégration que nous avons effectués dans le cadre d'Engle et Granger (*ADF*) et de Gregory et Hansen (*ADF**) ont tous les deux confirmé que le résidu issu de l'estimation de la relation de long terme entre le prix de l'éthylène et du pétrole brut est stationnaire. Nous pouvons donc considérer qu'il

[90] Les 3 statistiques sont des extensions des statistiques ADF de Dickey et Fuller (1981) et $Z_\alpha, Z_t$ de Phillips (1988)

existe une relation de cointégration entre les deux variables sur la période de temps étudiée. Si les deux prix sont cointégrés, nous pouvons utiliser l'un pour faire des prévisions de l'autre (Granger 1986). Le modèle ECM que nous avons pu estimer devrait produire de meilleures prévisions à court terme et à long terme en comparaison des modèles classiques qui ne tiennent pas compte de la relation économique d'équilibre qui lie les prix à long terme.

*Cointégration et gestion du risque de volatilité sur le prix de l'éthylène*

Sur l'ensemble de la période 2004-2011, les tests de cointégration ont confirmé l'existence d'une relation de cointégration entre le prix européen de l'éthylène et le prix du pétrole brut. Ce résultat est conforme à ceux présentés par Masih et al (2010). Ils trouvent que le prix régional du C2 est significativement cointégré avec le prix du pétrole brut WTI. Dans notre modèle, le prix de l'éthylène est expliqué à long terme et à court terme par le prix du Brent reflétant la façon dont les variations des coûts de production influencent significativement les prix des produits situés plus en aval dans la chaîne de production. Les producteurs semblent en mesure de transférer le risque de variations des coûts de production sur les consommateurs de matières pétrochimiques. Nos résultats s'inscrivent dans la continuité de l'étude de Gjolberg et Johnsen (1999).

Selon Narayan et Smyth (2005) si deux marchés sont cointégrés cela signifie qu'il existe une force commune, comme par exemple les activités d'arbitrage, qui guide les marchés ensemble à long terme. Un test de cointégration revient donc à tester le degré d'arbitrage à long terme sur les marchés (Masih et Masih, 1999). Alexander (1999) et Alexander et al (2002) ont confirmé que les techniques de cointégration peuvent répondre aux limites des méthodes classiques de corrélation[91] pour analyser les co-mouvements des prix des actifs et optimiser les stratégies de couverture. Si les prix de deux actifs sont cointégrés, la différence de prix (spread price) devrait être stationnaire à long terme et le principe de retour à l'équilibre permet de détecter des opportunités d'arbitrage (Westgaard et al, 2011). Alexander et al (2002) proposent un exemple de stratégie short/long basée sur la cointégration d'actifs financiers.

[91] D'après Schmidt (2008), l'outil statistique fondamental utilisé traditionnellement pour optimiser les portefeuilles est l'analyse de corrélation des rendements des actifs (Markowitz, 1959 ; Sharpe, 1964 ; Lintner, 1965 ; Black, 1972). Mais Alexender et Dimitriu (2002) ont prouvé que les techniques classiques de corrélation ne sont applicables que pour les variables stationnaires.

Vidyamurthy (2004) et Schmidt (2008) présentent des stratégies de « Pair Trading »[92] basées sur la technique de cointégration.

D'après nos résultats, l'existence d'une relation de long terme entre le prix de l'éthylène et le prix du pétrole brut signifie que les producteurs et les consommateurs d'éthylène et plus largement de plastique polyéthylène peuvent se couvrir contre les variations des prix en achetant des contrats à terme sur le prix du pétrole (Masih & al, 2010). Cependant, l'instabilité identifiée dans la relation de cointégration montre qu'en période de forte volatilité des marchés les prix de l'éthylène et du pétrole brut peuvent dévier et que le retour à la relation d'équilibre de long terme peut prendre plusieurs années. Les acteurs du secteur qui souhaiteraient utiliser l'information sur la relation d'équilibre entre les prix pétrochimiques pour élaborer des stratégies de couverture contre le risque de variation des prix doivent être très vigilants dans les périodes de forte instabilité des marchés (Maslyuk & Smyth, 2009).

### 5.2.2. La modélisation des prix des produits techniques

À coté des matières pétrochimiques de commodité nous pouvons distinguer des plastiques plus techniques, plus complexes à produire qui sont également utilisés dans l'industrie automobile. Dans le chapitre précédent, nous avons trouvé des résultats assez différents concernant les dynamiques des prix des produits de spécialité par rapport aux matières de commodité. En termes de volume, ce sont les plastiques ABS et Polyamides (PA6) qui sont les plastiques techniques les plus utilisés dans l'industrie automobile.

#### 5.2.2.1. Le marché européen de l'ABS

Le plastique ABS est un polymère fabriqué à partir de trois monomères dans des proportions relativement fixes : 60% de styrène, 20 à 25% d'acrylonitrile et 20 à 15% de butadiène. Le pourcentage de butadiène varie en fonction des propriétés de résistance au choc souhaité. L'industrie automobile utilise en général un « mix-ABS » constitué de 60% de styrène, 20% d'acrylonitrile et 20% de butadiène pour indexer le prix des polymères d'ABS. Dès lors nous pouvons penser que les prix du plastique

[92] Le « Pairs trading » est une stratégie d'arbitrage statistique de hedge funds conçue pour exploiter les écarts à court terme par rapport à une relation d'équilibre de long terme entre les prix de deux titres financiers. (Schmidt, 2008).

ABS sont liés techniquement et économiquement aux variations des prix des trois monomères.

### i. Test de cointégration et modèle de régression à plusieurs variables

À l'aide du test de cointégration de Johansen (1988, 1991) nous avons justifié dans le chapitre 4 le fait que le prix de l'ABS en Europe n'est pas cointégré avec les autres variables. Nous avons cependant identifié une relation de cointégration qui lie les prix des monomères, le prix du pétrole brut et le taux de change Euro-Dollar.

Nous allons vérifier ce résultat avec la méthodologie proposée par Engle et Granger (1987). Pour ce faire nous estimons pour chaque paire de variables possible une relation de long terme qui lie le prix du plastique ABS à une autre variable. Comme précédemment nous testons la stationnarité du résidu issu de chacune des estimations afin de déterminer si les deux variables sont cointégrées.

Le tableau 64 présente les résultats des tests de stationnarité.

**Tableau 64: Tests de cointégration pour l'ABS**

| Tests de stationnarité sur les résidus $e_t$ | | | |
|---|---|---|---|
| $LABS_t = lBRENT_t + C + e_t$ | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS |
| Modèle 1 | -1.871* | -1.550 | |
| Modèle 2 | -1.851 | -1.539 | 0.603** |
| Modèle 3 | -2.746 | -2.422 | 0.141** |
| $LABS_t = lACRY_t + C + e_t$ | | | |
| Modèle 1 | -1.636* | -0.835 | |
| Modèle 2 | -1.591 | -0.771 | 0,699** |
| Modèle 3 | -3.373* | -2.220 | 0.108 |
| $LABS_t = lBUT_t + C + e_t$ | | | |
| Modèle 1 | -2.782*** | -1.757* | |
| Modèle 2 | -2.750* | -1.730 | 0.724** |
| Modèle 3 | -3.871** | -2.646 | 0.110 |
| $LABS_t = lSTY_t + C + e_t$ | | | |
| Modèle 1 | -1.446 | -1.051 | |
| Modèle 2 | -1.420 | -1.025 | 0.799*** |
| Modèle 3 | -3.363* | -2.345 | 0.163** |
| $LABS_t = lEX_t + C + e_t$ | | | |
| Modèle 1 | -1.744* | -0.972 | |
| Modèle 2 | -1.719 | -0.914 | 0.665** |
| Modèle 3 | -2.420 | -1.744 | 0.192** |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Le nombre de retard optimal est déterminé sur le modèle 2 en minimisant les critères d'information AIC et SC. Les valeurs critiques sont celles tabulées par Mackinnon (1996) et par Kwiatkoswki et al (1992)* | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Pour chaque paire de variable nous ne pouvons pas rejeter à 5% l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire sur au moins une spécification dans le cadre des tests ADF et PP. Avec le test de KPSS nous rejetons à 5% l'hypothèse nulle de stationnarité des résidus. Nous confirmons ici que le prix du plastique ABS en Europe n'est cointégré ni avec les prix des monomères, ni avec le prix du pétrole brut et le taux de change Euro-Dollar. Par conséquent, pour modéliser le prix de l'ABS nous ne pouvons pas utiliser un modèle à correction d'erreur mais plutôt un modèle de régression à plusieurs variables explicatives.

À l'aide de la méthode des MCO nous estimons le modèle présenté dans le tableau 65. Toutes les variables non stationnaires en niveau sont exprimées en différences premières.

**Tableau 65: Le modèle de régression multiple pour l'ABS**

**Modèle ABS**

$$\Delta(lABS_t) = \alpha_1 \Delta lABS_{t-1} + \alpha_2 \Delta lSTY_{t-1} + \alpha_3 \Delta lACRY_{t-1} + \alpha_4 C + \alpha_5 D1 + \alpha_6 D2 + \alpha_7 D3 + u_t$$

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| D(LABS(-1)) | 0.639 | 0.0817 | 7.827 | 0.0000 |
| D(LSTY(-1)) | 0.054 | 0.0126 | 4.300 | 0.0001 |
| D(LACRY(-1)) | 0.059 | 0.0223 | 2.634 | 0.0110 |
| D1 | 0.040 | 0.0099 | 4.004 | 0.0002 |
| D2 | 0.041 | 0.0094 | 4.330 | 0.0001 |
| D3 | 0.036 | 0.0091 | 3.940 | 0.0002 |
| C | -0.001 | 0.0012 | -0.599 | 0.5515 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.875846 | Mean dependent var | 0.004691 |
| Adjusted R-squared | 0.861791 | S.D. dependent var | 0.024221 |
| S.E. of regression | 0.009005 | Akaike info criterion | -6.472884 |
| Sum squared resid | 0.004297 | Schwarz criterion | -6.228544 |
| Log likelihood | 201.1865 | F-statistic | 62.31508 |
| Durbin-Watson stat | 2.105110 | Prob(F-statistic) | 0.000000 |

| | |
|---|---|
| JB Test de normalité | 1,222 ( Proba 0,54) |
| BG Serial correlation LM test (2) | 5,793 ( Proba 0,055) |
| ARCH(1) Test | 0,169 (Proba 0,68) |
| White Het Test | 4,617 (Proba 0,96) |

*Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%*

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Le prix de l'ABS dépend de sa propre valeur passée et des prix décalés d'une période du monomère de styrène et d'acrylonitrile. Nous avons également pu vérifier que le prix du pétrole brut Brent et le taux de change ne sont pas statistiquement significatifs pour expliquer les variations du prix de l'ABS. Les statistiques T-Student associées aux coefficients du prix du Brent (0,659) et du taux de change Euro-Dollar (1,054) sont très largement inférieures à la valeur critique tabulée dans la table de Student à 5% (1,96).

De plus, afin d'améliorer la spécification du modèle nous introduisons trois variables indicatrices qui permettent de corriger trois valeurs anormales dans le résidu[93]. Après investigation, les variables indicatrices correspondent à de fortes augmentations des coûts des monomères de styrène et d'acrylonitrile sur les marchés pétrochimiques européens. La variable D1[94] représente la hausse de 19% (+130$/T) du prix du styrène en mars 2009 sur le marché spot suite à des ruptures dans la production et une demande soutenue. La variable D2[95] tient compte de la hausse de 135€/T en moyenne appliquée par les producteurs d'ABS début janvier 2010 pour répercuter les augmentations des prix des monomères de styrène (+167$/T) et d'acrylonitrile (+130$/T). L'acrylonitrile avait déjà augmenté de 160$/T en décembre. Les hausses de prix ont été soutenues par la forte demande de matières observée en début d'année 2010 pour reconstituer les stocks et répondre à la demande des marchés avals notamment dans l'automobile. Enfin, la variable D3[96] capte la hausse des prix de l'ABS de 110€/T appliquée par les producteurs en janvier 2011 pour répercuter l'augmentation plus forte que prévue du prix contrat mensuel du styrène (+118-130€/T).

La statistique de Fisher (F* = 62,31 Proba 0,000) permet de valider la significativité globale du modèle. Nous notons également que tous les coefficients sont significatifs à un seuil critique de 5% pour chacune des variables à l'exception de la constante. Aucune des autres variables ne peut être enlevée du modèle.

Les tests sur le résidu confirment la bonne spécification du modèle (blancheur, normalité, autocorrélation, effet ARCH et hétéroscédasticité). Le test de Chow effectué au 1er Janvier 2009 certifie la stabilité du modèle avant et après la crise économique de 2009.

**Tableau 66: Test de Chow pour le modèle de l'ABS en Europe**

| Test de Chow: 2009:01 | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.887 | Probabilité | 0.13 |
| Log likelihood ratio | 8.132 | Probabilité | 0.09 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

[93] D1 prend la valeur 1 pour le mois de Mars 2009 et 0 sinon ; D2 prend la valeur 1 pour le mois de Janvier 2010 et 0 sinon ; D3 prend la valeur 1 pour le mois de Janvier 2011 et 0 sinon.
[94] Source ICIS : http://www.icis.com/Articles/2009/03/02/9196157/Chemical-market-trends-sentiment-stifles-price-rally.html.
[95] Source ICIS : http://www.icis.com/Articles/2010/01/15/9326330/Europe-ABS-rises-120-150tonne-on-higher-feedstocks.html.
[96] Source ICIS : http://www.icis.com/Articles/2011/01/14/9426235/Europe-January-ABS-up-100-130-on-higher-styrene-feedstock.html.

La stabilité des coefficients sur la période 2006-2011 est validée par les tests du CUSUM et CUSUM SQ (Annexe 5 – C –Graphique 23). À l'exception d'un léger franchissement fin 2008, les statistiques des résidus récursifs restent dans l'intervalle de confiance sur toute la période.

### ii. Analyses et interprétations économiques des résultats

*L'impact du prix du pétrole brut sur le marché de l'ABS*

Nous avons constaté dans le modèle ABS que le prix du pétrole brut n'est pas significatif pour expliquer les variations du prix du plastique ABS ni à long terme ni à court terme. Ceci est conforme aux résultats du modèle VECM estimé dans le chapitre 4. À la différence du propylène et de l'éthylène, le prix du pétrole brut ne semble pas avoir d'impact direct sur le prix de l'ABS.

Le plastique ABS est une matière plastique à forte valeur ajoutée qui nécessite des étapes de production trop nombreuses et trop complexes pour que les variations des prix du pétrole aient un impact sur les prix. Comme il a été montré dans le chapitre 4, les prix des monomères intermédiaires absorbent les hausses et les baisses des prix du pétrole brut. Les variations des prix des monomères sont ensuite répercutées sur le prix de l'ABS.

Dans notre modèle, les variations du prix de l'ABS en Europe dépendent d'abord des variations passées des prix de l'ABS (autorégressif). Elles sont également expliquées par les variations des prix des monomères de styrène et d'acrylonitrile. Ainsi la hausse du prix des deux monomères se traduit par une augmentation le mois suivant du prix d'ABS toute chose égale par ailleurs. Nous retrouvons le mécanisme de transmission des variations des coûts des inputs sur les prix des produits tel que l'a mis en évidence Weinhagen (2006) sur les marchés des produits chimiques et plastiques.

Il est logique que les prix du styrène et de l'acrylonitrile influencent le plus le prix de l'ABS puisqu'ils sont les monomères les plus utilisés en volume pour produire de l'ABS. En moyenne pour produire 1kg d'ABS, il faut 60% de Styrène, 20 à 25% d'acrylonitrile et seulement 20 à 15% de butadiène.

De plus, les marchés du styrène et de l'acrylonitrile sont liés économiquement à celui du plastique ABS. Sur le marché du styrène, 61% de la demande provient de la production du plastique de polystyrène (43% pour le polystyrène simple et 18% pour

le polystyrène expansé) et 15% de la production de l'ABS[97]. Pour le monomère d'acrylonitrile, la production d'ABS représente le principal débouché avec 39% de part de marché en 2011[98]. Enfin, selon ICIS Pricing seulement 11% de la production de butadiène est utilisé pour fabriquer de l'ABS, l'essentiel étant consommé pour la fabrication de caoutchouc synthétique. Nous pouvons alors comprendre pourquoi les variations des prix du butadiène n'influencent pas significativement la dynamique des prix de l'ABS à court terme et à long terme.

*Arbitrage et couverture du risque de variation des prix sur le marché de l'ABS*

L'absence de relation de cointégration en Europe entre le prix du plastique ABS et les autres produits pétrochimiques et pétroliers confirme selon nous la singularité des marchés européens de produits techniques en comparaison des produits pétrochimiques de commodités.

À la différence des marchés du propylène et de l'éthylène, il n'y a pas de possibilité de couverture entre les marchés de l'ABS et du pétrole brut (Alexander, 1999 ; Alexander et al, 2002). En effet le prix de l'ABS n'est pas lié à long terme aux prix des monomères ou au prix du pétrole brut. Le modèle estimé confirme que les variations du prix de l'ABS dépendent d'avantage de sa propre dynamique de marché et non pas de celle des prix du pétrole. Les firmes ne devraient donc pas se couvrir contre des variations des prix du pétrole. (Masih & al, 2010).

De plus, les résultats du test de cointégration pourraient justifier que le phénomène de commoditisation n'ait pas eu lieu sur le marché européen de l'ABS. L'absence de relation de cointégration entre le prix de l'ABS et le prix des autres matières montre une certaine indépendance du marché de l'ABS par rapport aux autres marchés des commodités. En effet, bien qu'étant une matière plastique de grande consommation, les producteurs d'ABS essayent de différencier leurs produits afin de valoriser au maximum leur production. Nous avons notamment mis en évidence dans le chapitre 2 la spécialisation croissante de l'industrie pétrochimique et plastique européenne dans la production et l'exportation de produits à plus forte valeur ajoutée.

[97] http://www.chemsystems.com/about/cs/news/items/PPE%20PCMD%20Styrenics%202009.cfm
[98] http://www.ihs.com/products/chemical/planning/ceh/acrylonitrile.aspx

Les stratégies de « value pricing »[99] consistent à fixer le prix d'un produit principalement en fonction de la valeur que le consommateur donne au produit et non pas en fonction des coûts de production, du prix des marchés ou des prix concurrents. Ces stratégies sont souvent mises en place par les producteurs de matières plastiques européens afin de différencier leurs produits de la concurrence et de leur permettre de conserver une certaine maîtrise des prix et de transférer quand cela est nécessaire les variations des coûts des monomères sur les consommateurs.

#### 5.2.2.2. Le marché européen du monomère de caprolactame

Dans le chapitre 4 nous avons déjà expliqué que le caprolactame est le monomère utilisé comme prix de référence pour indexer le prix du plastique PA6. Il est fabriqué à partir du benzène qui est un produit chimique aromatique dérivé du pétrole utilisé pour produite entre autre du cyclohexane. Le cyclohexane est lui-même utilisé pour produire à 50% du caprolactame (qui permet de produite du PA6) et à 50% de l'acide adipique (qui permet de produire du PA66). Contrairement au propylène et à l'éthylène, le caprolactame est donc plus « éloigné » du pétrole brut. Cette spécificité pourrait se traduire dans la relation qui lie les prix du caprolactame et du pétrole brut.

##### i. Test de cointégration et modèle de régression à plusieurs variables

Dans le chapitre 4 l'analyse de Johansen (1988,1991) a montré qu'il n'existait pas de relation de cointégration entre les variables sur le marché européen du PA6. Nous avons pu estimer un modèle dynamique VAR à l'aide du prix mensuel du PA6, du caprolactame, du benzène, du pétrole brut et du taux de change Euro-Dollar.

Nous pouvons vérifier ce résultat dans le cadre de la méthodologie proposée par Engle et Granger (1987). Comme nous l'avons effectué pour l'ABS, nous estimons pour chaque paire de variables une relation de long terme entre le prix du caprolactame et les autres variables. Le tableau 67 présente les résultats des tests de stationnarité effectués sur les résidus $e_t$ de chacune des régressions.

[99] Pour plus de détails voir par exemple : Hinterhuber A. (2004) « Towards value based pricing : an integrative framework for decision making », Industrial Marketing Management, 33 (2004) 765-778.

**Tableau 67: Tests de cointégration pour le caprolactame en Europe**

| Tests de stationnarité sur les résidus $e_t$ | | | |
|---|---|---|---|
| $LCAPRO_t = lBRENT_t + C + e_t$ | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS |
| Modèle 1 | -2.259** | -2.199** | |
| Modèle 2 | -2.246 | -2.185 | 0.256 |
| Modèle 3 | -2.315 | -2.251 | 0.204** |
| $LCAPRO_t = lPA6_t + C + e_t$ | | | |
| Modèle 1 | -2.387** | -2.419** | |
| Modèle 2 | -2.373 | -2.403 | 1.116*** |
| Modèle 3 | -3.640** | -3.793** | 0.076 |
| $LCAPRO_t = lBENZ_t + C + e_t$ | | | |
| Modèle 1 | -2.206** | -2.283** | |
| Modèle 2 | -2.193 | -2.233 | 1.123*** |
| Modèle 3 | -3.189* | -3.416* | 0.177** |
| $LCAPRO_t = lEX_t + C + e_t$ | | | |
| Modèle 1 | -1.685* | -1.571 | |
| Modèle 2 | -1.666 | -1.539 | 0.432* |
| Modèle 3 | -2.207 | -1.859 | 0.199** |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Le nombre de retard optimal est déterminé sur le modèle 2 en minimisant les critères d'information AIC et SC. Les valeurs critiques sont celles tabulées par Mackinnon (1996) et par Kwiatkoswki et al (1992)* | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Pour chaque paire de variable nous ne pouvons pas rejeter à 5% l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire sur au moins une spécification dans le cadre des tests ADF et PP. Avec le test de KPSS nous rejetons au moins une fois à 5% l'hypothèse nulle de stationnarité des résidus. Les trois tests semblent prouver que les résidus ne sont pas stationnaires. La méthodologie d'Engle et Granger confirme donc que le prix du caprolactame en Europe n'est pas cointégré avec les autres variables de prix pétrochimiques rejetant ainsi la spécification d'un modèle à correction d'erreur.

Pour modéliser le prix du caprolactame nous pouvons estimer un modèle de régression simple avec le prix du benzène comme variable explicative. Nous introduisons également une variable indicatrice qui capte une valeur anormale du résidu pour le mois de novembre 2010. Cette date correspond à la forte chute des prix du benzène consécutivement à la crise économique de fin 2008.

Le tableau 68 présente le modèle d'estimation pour le caprolactame.

**Tableau 68: Le modèle de régression simple pour le prix du caprolactame en Europe**

| Modèle pour le caprolactame | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $\Delta(lCAPRO_t) = \alpha_1 \Delta lBENZ_{t-1} + \alpha_2 C + \alpha_3 D1 + u_t$ | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| D(LBENZ(-1)) | 0.159 | 0.0218 | 7.323 | 0.0000 |
| C | 0.008 | 0.0032 | 2.588 | 0.0113 |
| D1 | -0.235 | 0.0322 | -7.299 | 0.0000 |
| R-squared | 0.627196 | Mean dependent var | | 0.005857 |
| Adjusted R-squared | 0.618526 | S.D. dependent var | | 0.050074 |
| S.E. of regression | 0.030927 | Akaike info criterion | | -4.081219 |
| Sum squared resid | 0.082260 | Schwarz criterion | | -3.997332 |
| Log likelihood | 184.6142 | F-statistic | | 72.34210 |
| Durbin-Watson stat | 1.935193 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |
| JB Test de normalité | | 0,972 ( Proba 0,61) | | |
| BG Serial correlation LM test (2) | | 1,554 ( Proba 0,46) | | |
| ARCH(1) Test | | 1,731 (Proba 0,19) | | |
| White Het Test | | 0,689 (Proba 0,87) | | |
| *Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Les tests sur le résidu vérifient la bonne spécification du modèle (blancheur, normalité, autocorrélation, effet ARCH et hétéroscédasticité). Le test de Chow effectué au 1er Janvier 2009 confirme la stabilité du modèle avant et après la crise économique de 2009.

**Tableau 69: Test de Chow pour le modèle du caprolactame en Europe**

| Test de Chow: 2009:01 | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.805 | Probabilité | 0.17 |
| Log likelihood ratio | 3.703 | Probabilité | 0.16 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

La stabilité des coefficients sur la période 2004-2011 est validée par les tests du CUSUM et CUSUM SQ (Annexe 5 – D – Graphique 24). L'instabilité détectée par le test CUSUM SQ en 2008 n'est que temporaire. À partir de 2009 la statistique du CUSUM SQ revient dans l'intervalle de significativité à 5%. Elle est traitée avec l'introduction de la variable indicatrice D1 qui prend la valeur 1 pour le mois de novembre 2008 et 0 sinon.

### ii. Analyses et interprétations économiques des résultats

*La dynamique des prix du caprolactame et du benzène*

Le modèle obtenu dans le cadre de la méthodologie d'Engle et Granger conforte les résultats du modèle VAR du chapitre 4. Le test de Fisher (F*=72,34 Proba = 0,000) valide la significativité globale du modèle. L'hypothèse de nullité des tous les coefficients est rejetée au seuil de 1%.

Nous remarquons dans le tableau 68 que la variation du prix du benzène de la période précédente, la constante et la variable indicatrice sont significatives à un seuil critique de 5% dans l'équation du prix caprolactame. Comme pour le marché de l'ABS, nous avons prouvé qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre le prix du caprolactame et les autres variables de prix pétrochimiques. Le prix du caprolactame ne dépend que des variations du prix du benzène tel que l'explique la théorie du canal des coûts de production. De plus, les variations du prix du pétrole brut n'expliquent pas significativement et directement les variations du prix du caprolactame car il semblerait que les prix des monomères intermédiaires de benzène absorbent les hausses et les baisses des prix du pétrole brut.

Il est possible d'imaginer que le prix du caprolactame explique significativement à long terme le prix du benzène. Nous devons alors inverser le sens de causalité entre les deux variables dans la relation de long terme. Dans le tableau 70 nous présentons cette nouvelle relation de cointégration.

Nous constatons qu'à long terme le prix du benzène est significativement expliqué par le prix du caprolactame. Le test de stationnarité ADF effectué sur le résidu confirme à un seuil critique de 1% que les deux prix sont cointégrés. Le test de stationnarité PP confirme la stationnarité du résidu à 5%. Cependant le test de KPSS présente des résultats plus mitigés. Il rejette à 5% l'hypothèse nulle de stationnarité uniquement sur la spécification 2.

**Tableau 70: La relation de cointégration pour le Benzène**

| **Test de cointégration** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $lBENZ_t = a_1 lCAPRO_t + a_2 c + e_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-statistique | Prob. |
| LCAPRO | 1.208 | 0.1416 | 8.533 | 0.0000 |
| C | -2.293 | 1.0692 | -2.145 | 0.0347 |
| *Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |
| Test de stationnarité sur le résidu et | | | | |
| | | Test ADF | Test PP | Test KPSS |
| Modèle 1 | | -3.912*** | -3.221*** | |
| Modèle 2 | | -3.890*** | -3.199** | 0.640** |
| Modèle 3 | | -4.399*** | -3.555** | 0.041 |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Le nombre de retard optimal est de 1 pour le test ADF et 2 pour le test PP et 6 pour KPSS. Ils sont déterminés sur le modèle 2 en minimisant les critères d'information AIC et SC. Les valeurs critiques sont celles tabulées par Mackinnon (1996) et par Kwiatkoswki et al (1992)* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Lors de l'estimation du modèle ECM pour le prix benzène (Annexe 5 – D – Tableau 22) nous remarquons que la significativité globale du modèle est vérifiée (F* = 40,15 Proba = 0,000) et que le terme de correction d'erreur est significativement négatif. Cependant, les coefficients estimés ne sont pas stables sur la période 2004-2011.

À l'aide d'un test de Chow nous identifions une rupture significative à 5% pour le mois de Janvier 2009. Comme pour le marché de l'éthylène il semble que la relation de cointégration entre le prix du benzène et le prix du caprolactame ait été significativement impactée par la crise économique de fin 2008 (Annexe 5 – D – Graphique 25). Le test de stabilité CUSUM semble confirmer qu'à partir de 2008 la somme cumulée des résidus récursifs se rapproche progressivement de l'intervalle de confiance à 5 (Annexe 5 – D – Graphique 26).

*Arbitrage et couverture du risque de variation des prix sur le marché du caprolactame*

Comme pour le plastique ABS nous considérons que l'absence de relation de cointégration entre le prix du caprolactame et les autres variables confirme que le phénomène de commoditisation n'a pas eu lieu sur les marchés de produits pétrochimiques de spécialité.

Avec l'ABS le caprolactame constitue une famille de produits pétrochimiques trop spécifique pour qu'il existe une forte corrélation avec les variations des prix du pétrole brut. Bien qu'étant la matière de base de production, le prix du pétrole brut ne partage pas de relation d'équilibre de court et long termes avec certains produits pétrochimiques trop techniques. Pour ces produits l'arbitrage et la couverture croisée à l'aide de produits dérivés pétroliers ne sont pas possibles.

Les règles d'indexation des prix des contrats sur les marchés du Polyamide montrent bien que les acteurs de l'industrie pétrochimique en Europe ne considèrent par le PA6 et le caprolactame comme des commodités. En effet, dans l'industrie automobile les producteurs de plastiques Polyamides refusent par exemple d'indexer leur prix de vente tous les mois comme c'est déjà le cas pour les plastiques de commodités PP et PE. Pour l'instant une majorité de producteurs préfère conserver un mécanisme de révision des prix bi-annuel bien que plus récemment les fortes volatilités des prix du benzène et du caprolactame aient poussé certains producteurs à demander une modification de la périodicité des règles d'indexation.

## 5.3. Analyse des prix pétrochimiques de référence sur le marché asiatique

Dans le chapitre 4 l'identification des processus pour la région asiatique a également confirmé que toutes les variables en Asie sont des processus non stationnaires en niveau intégrés d'ordre 1. Il existe donc un risque de cointégration que nous avons testé à l'aide de la méthodologie dynamique proposé par Johansen (1988, 1991). À la différence de la région Europe nous avons été en mesure d'identifier des relations de cointégration entre les variables sur tous les marchés. De plus, les tests de causalité de Granger ont mis en évidence plusieurs interdépendances entre les prix. En Asie il existe des boucles rétroactives entre les prix de certaines matières pétrochimiques et le prix du pétrole WTI. La modélisation VECM a montré que la croissance soutenue de la demande de produits pétrochimiques dans l'industrie asiatique, dans un contexte de tensions sur les marchés de matières premières, influence significativement les prix du pétrole brut à court terme.

En choisissant dans ce chapitre d'utiliser la méthodologie d'Engle et Granger (1987) nous allons a priori écarter certaines des relations dynamiques (Asche, Gjolberg et Völker, 2003). Il sera intéressant de voir comment l'absence d'interdépendance entre les variables modifie la dynamique des prix des produits de références que nous voulons étudier.

### 5.3.1. L'influence des prix du pétrole sur les prix des produits de commodité

Les relations de cointégration identifiées sur les marchés asiatiques de produits de commodité ont mis en évidence l'influence à long terme du prix du pétrole brut WTI sur le prix des monomères de propylène et d'éthylène. Conformément aux résultats de Gjolberg et Johnsen (1999), d'Asche, Gjolberg et Völker (2003) et d'Adrangi et al. (2001) la théorie du canal des coûts de production domine la dynamique des prix pétrochimiques de commodité en Asie sur la période 2004-2011.

À partir de ces résultats nous pouvons vérifier l'influence des prix du WTI sur les prix de référence des produits de commodités dans le cadre de la méthodologie d'Engle et Granger (1987).

#### 5.3.1.1. Le marché asiatique du monomère de propylène

##### i. Test de cointégration et modèle à correction d'erreur

La première étape consiste à estimer par la méthode des MCO la relation d'équilibre de long terme entre le prix en niveau du propylène (C3asie) et le prix en niveau du pétrole WTI. C'est le prix de l'input « le WTI » qui explique à long terme le prix de l'output « C3asie ». La statistique de Student calculée (T-stat = -1,08) nous a permis de vérifier avec un seuil critique de 5% que le taux de change n'est pas significatif dans l'équation de cointégration.

Le tableau 71 présente le résultat de l'estimation de la relation de long terme. Nous testons le résidu issu de cette régression avec les tests de stationnarité ADF, PP et KPSS. Les tests ADF et PP nous autorisent à rejeter à 5% l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire. Le résidu est donc stationnaire ce qui confirme l'existence d'une relation de cointégration entre le prix du C3 en Asie et le prix du WTI. Dans l'Annexe 5 – E – Graphique 27, nous pouvons remarquer que la représentation graphique de la relation de cointégration présente une forte irrégularité entre les mois d'octobre et de décembre 2008 qui traduit l'impact de la crise économique sur les marchés pétrochimiques asiatiques.

**Tableau 71: Estimation de la relation de cointégration pour le C3 en Asie**

| ***La relation de long terme*** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $lC3asie_t = a_1 lWTI_t + a_2 c + e_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| LWTI | 0.675 | 0.0476 | 14.17 | 0.0000 |
| C | 4.111 | 0.2017 | 20.38 | 0.0000 |
| *Les valeurs critiques t - student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |
| *Tests de stationnarité sur le résidu et* | | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS | |
| Modèle 1 | -3,92*** | -3,90*** | | |
| Modèle 2 | -3,90** | -3,88*** | 0,188 | |
| Modèle 3 | -3,16** | -3,90** | 0,154** | |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Le nombre de retard optimal est de 0 pour le test ADF, 4 pour PP et 6 pour KPSS. Ils sont déterminés sur le modèle 2 en minimisant les critères d'information AIC et SC.*<br>*Les valeurs critiques sont celles tabulées par Mackinnon (1996) et par Kwiatkoswki et al (1992)* | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

En tenant compte de cette relation de cointégration entre le prix du C3asie et le WTI nous pouvons estimer un modèle à correction d'erreur par la méthode des MCO. Les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau 72.

**Tableau 72: Le modèle ECM pour le prix du Propylène en Asie**

| **Modèle pour le Propylène** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $\Delta(lC3asie_t) = \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 \Delta lWTI_{t-1} + \alpha_3 \Delta lC3asie_{t-1} + \alpha_4 C + \alpha_5 D1 + u_t$ | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| COINTEQ(-1) | -0.350 | 0.0487 | -7.181 | 0.0000 |
| D(LWTI(-1)) | 0.241 | 0.0772 | 3.123 | 0.0024 |
| D(LC3ASIE(-1)) | 0.159 | 0.0667 | 2.380 | 0.0195 |
| C | 0.014 | 0.0067 | 2.192 | 0.0310 |
| D1 | -0.567 | 0.0499 | -11.38 | 0.0000 |
| R-squared | 0.735013 | Mean dependent var | | 0.005872 |
| Adjusted R-squared | 0.723103 | S.D. dependent var | | 0.119356 |
| S.E. of regression | 0.062807 | Akaike info criterion | | -2.645790 |
| Sum squared resid | 0.351075 | Schwarz criterion | | -2.510509 |
| Log likelihood | 129.3521 | F-statistic | | 61.71634 |
| Durbin-Watson stat | 1.853209 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |
| JB Test de normalité | | 0,356 ( Proba 0,84) | | |
| BG Serial correlation LM test (2) | | 0,578 ( Proba 0,75) | | |
| ARCH(1) Test | | 20,17 (Proba 0,00) | | |
| White Het Test | | 39,60 (Proba 0,00) | | |
| *Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Le premier coefficient est la force de rappel vers l'équilibre de long terme. Nous avons décalé la variable WTI d'une période afin d'améliorer le modèle. Nous ajoutons également une variable explicative qui est la variation du prix du C3 en Asie du mois précédent. L'introduction d'une variable indicatrice D1[100] capte l'irrégularité dans le résidu pour les mois d'octobre et novembre 2008 à l'occasion de la crise économique de fin 2008.

À partir du tableau d'analyse de la variance nous pouvons tester la significativité globale de la régression grâce au test de Fisher. L'hypothèse de nullité de l'ensemble des coefficients est rejetée (F* = 61,61 avec Proba = 0,000) ce qui confirme que le modèle choisi est globalement significatif.

Le test de Ljung Box (1970) certifie que le résidu est correctement blanchi et le test de normalité de Jarque-Bera (1984) confirme la normalité du résidu. D'après le test Breush et Godfrey (1978) il n'y a pas de problème d'autocorrélation du résidu d'ordre 2. Cependant, le test d'effet ARCH (Engle 1982) et le test de White (1980) détectent un problème d'hétéroscédasticité dans le résidu. L'analyse graphique du résidu montre une augmentation de la variabilité de l'erreur entre 2008 et 2009 qui pourrait être attribuée aux conséquences de la crise économique de fin 2008.

[100] D1 prend la valeur 1 pour les mois d'octobre et novembre 2008 et 0 sinon.

### ii. Analyses et interprétations économiques des résultats

*Stabilité du modèle ECM et cointégration*

Le test de Chow effectué pour une date de rupture à décembre 2008 détecte un problème de stabilité des coefficients. Les tests de stabilité CUSUM et CUSUM SQ confirment une période d'instabilité entre 2006 et 2009 (Annexe 5 – E – Graphique 28). Le résidu récursif sort de l'intervalle de confiance pendant une période relativement longue. Cependant il semblerait que les prix soient revenus dans l'intervalle de confiance à partir de 2010.

**Tableau 73: Test de Chow pour le modèle du propylène en Asie**

| Test de Chow: 2008 :12 | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 17.47 | Probabilité | 0.000 |
| Log likelihood ratio | 55.91 | Probabilité | 0.000 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Comme nous l'avions déjà identifié sur le marché européen de l'éthylène dans la partie précédente, le marché asiatique du propylène a été significativement impacté par des chocs exogènes sur le période 2004-2011. Ici aussi l'identification d'une relation stable entre les variables est rendue très difficile par les crises qu'ont subit les marchés de matières premières au cours des dernières années. Bien que les variables soient liées à long terme, elles peuvent dévier de cette relation d'équilibre pendant plusieurs années (Westgaard et al, 2011).

Nous appliquons le test de cointégration de Gregory et Hansen afin de nous assurer de l'existence de la relation de cointégration entre le prix du propylène et le prix du pétrole brut WTI en présence d'un choc structurel dans la relation de long terme. Les résultats présentés dans le tableau 74 confirment que nous pouvons rejeter à 5% l'hypothèse H0 de non cointégration sur les trois spécifications suivant la statistique *ADF**. Dans le cas du modèle 4 avec changement de régime, les statistiques de Phillips modifiées prouvent également à 5% que les deux séries de prix sont cointégrées avec la présence éventuelle d'un choc structurel dans la relation de long terme.

Si les deux prix sont cointégrés, nous pouvons utiliser l'un pour faire des prévisions de l'autre (Granger 1986). Le modèle ECM que nous avons pu estimer devrait donc produire de meilleures prévisions à court terme et à long terme en comparaison des

modèles classiques qui ne tiennent pas compte de la relation économique d'équilibre qui lie les prix à long terme.

**Tableau 74: Test de cointégration de Gregory et Hansen pour le propylène en Asie**

| | ***Le modèle : IC3asie = IWTI + c + ut*** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ***Marché Asie*** | | | | | | |
| ***Modèles spécifications*** | *t-stat* | | | *Date du choc* | | | *Retard* |
| | **ADF*** | **Zt*** | **Za*** | **ADF*** | **Zt*** | **Za*** | **k** |
| **Modèle 2 : C** | -4.621** | -4.692** | -36.037 | 2007M07 | 2007M07 | 2007M07 | 0 |
| **Modèle 3 : C T** | -5.010** | -5.245*** | -43.382* | 2007M07 | 2007M07 | 2007M07 | 0 |
| **Modèle 4 : C S** | -5.544*** | -5.658*** | -49.521** | 2008M10 | 2008M10 | 2008M10 | 2 |
| ****, **, * significatif à 1%, 5%, 10%. Les valeurs critiques pour les statistiques ADF*, Z* sont issues de la table 1 de Gregory et Hansen (1996).* | | | | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

*L'impact du pétrole WTI sur le prix du propylène en Asie*

Pour revenir à l'analyse du modèle ECM (Tableau 72), nous remarquons que toutes les variables sont individuellement significatives avec un seuil critique de 5%. Le terme de correction d'erreur est significativement négatif (T-stat = -7,18 avec Proba = 0,000) justifiant la représentation à correction d'erreur d'Engle et Granger (1987). Le coefficient associé au WTI est significativement positif à 1% dans l'équation de court terme (T-student = 3,12 Proba = 0,002). Ainsi une hausse des prix du WTI entraine une hausse à court terme du prix du C3 le mois suivant.

En Asie, le prix du pétrole brut WTI explique à long terme et à court terme les variations du prix du monomère de propylène. Ce résultat est différent du marché européen pour lequel nous avons montré que les variations du prix du C3 étaient essentiellement dominées par la dynamique du prix du plastique PP. Cependant, nos résultats sur le marché asiatique du propylène sont conformes à ceux obtenus pour le marché européen de l'éthylène et plus largement aux résultats présents dans la littérature sur la dynamique de prix pétroliers (Masih & al, 2010 ; Gjolberg & Johnsen, 1999).

L'existence d'une relation de long terme entre le prix du propylène et le prix du pétrole brut ouvre la possibilité de couverture contre les variations des prix en achetant des contrats à terme sur le prix du pétrole (Alexander & al, 2002 ; Masih & al, 2010). Néanmoins, l'instabilité identifiée dans la relation de cointégration montre qu'en période de forte volatilité des marchés les prix peuvent dévier et que le retour à la relation d'équilibre de long terme peut prendre plusieurs années (Maslyuk & Smyth, 2009).

#### 5.3.1.2. Le marché asiatique du monomère d'éthylène

##### i. Test de cointégration et modèle à correction d'erreur

L'application de la méthodologie d'Engle et Granger (1987) sur le marché asiatique de l'éthylène (C2asie) aboutit à des résultats très similaires au marché du propylène. Nous estimons une relation de long terme entre le prix du monomère d'éthylène et le prix du pétrole brut WTI. Le tableau 75 présente la relation de cointégration.

**Tableau 75: Estimation de la relation de cointégration pour le C2 en Asie**

| ***La relation de long terme*** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $lC2asie_t = a_1 lWTI_t + a_2 c + e_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| LWTI | 0.524 | 0.0589 | 8.891 | 0.0000 |
| C | 4.724 | 0.2493 | 18.947 | 0.0000 |
| *Les valeurs critiques t - student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |
| *Tests de stationnarité sur le résidu et* | | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS | |
| Modèle 1 | -3,76*** | -3,73*** | | |
| Modèle 2 | -3,74*** | -3,71*** | 0,339* | |
| Modèle 3 | -4,01** | -3,97** | 0,069 | |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Le nombre de retard optimal est de 0 pour le test ADF, 6 pour PP et KPSS. Ils sont déterminés sur le modèle 2 en minimisant les critères d'information AIC et SC*<br>*Les valeurs critiques sont celles tabulées par Mackinnon (1996) et par Kwiatkoswki et al (1992)* | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Les tests de stationnarité ADF et PP nous permettent de rejeter à 5% l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire dans le résidu de la relation de long terme. Le test de KPSS accepte à 5% la stationnarité. Il existe donc une relation de cointégration entre le prix asiatique du C2 et le prix du WTI (Annexe 5 - F - Graphique 29). Comme nous l'avons fait pour le propylène nous pouvons estimer un modèle à correction d'erreur.

Lors de l'estimation du modèle ECM (Tableau 76) pour le prix de l'éthylène nous incluons la force de rappel dans notre estimation ainsi que le prix du WTI exprimé en différences premières et décalé d'une période. Nous ajoutons également une troisième variable afin d'améliorer la spécification du modèle : le prix de l'éthylène en différences premières et décalé d'une période (autorégressif). L'introduction de deux variables indicatrices[101] corrige des valeurs anormales dans le résidu de la régression.

La variable D1 correspond à l'effondrement des prix à la suite de la crise financière et économique de fin 2008. La variable D2 capte une forte baisse des prix de l'éthylène

[101] D1 prend la valeur 1 pour les mois d'octobre et novembre 2008 et D2 prend la valeur 1 pour les mois d'Avril et mai 2005.

au printemps 2005 après qu'une accélération de la production d'éthylène dans les raffineries ait engendré une forte hausse des stocks disponibles. À cette même période, une baisse générale de la demande de produits pétrochimiques sur les marchés asiatiques et surtout en Chine a pu être observée. Elle peut être expliquée par le rationnement des crédits mis en place en Chine par la banque centrale début 2005. Les PME ont été les principales victimes du rationnement du crédit et ont eu beaucoup de mal à financer leur activités[102].

**Tableau 76: Le modèle ECM pour le prix de l'éthylène en Asie**

| **Modèle pour l'éthylène** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $\Delta(lC2asie_t) = \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 \Delta lWTI_{t-1} + \alpha_3 \Delta lC2asie_{t-1} + \alpha_4 C + \alpha_5 D1 + \alpha_7 D2 + u_t$ | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| COINTEQ(-1) | -0.347 | 0.0536 | -6.467 | 0.0000 |
| D(LWTI(-1)) | 0.372 | 0.1027 | 3.624 | 0.0005 |
| D(LC2ASIE(-1)) | 0.185 | 0.0756 | 2.450 | 0.0162 |
| C | 0.014 | 0.0091 | 1.583 | 0.1169 |
| D1 | -0.499 | 0.0669 | -7.465 | 0.0000 |
| D2 | -0.210 | 0.0624 | -3.354 | 0.0012 |
| R-squared | 0.641789 | Mean dependent var | | 0.003847 |
| Adjusted R-squared | 0.621436 | S.D. dependent var | | 0.138606 |
| S.E. of regression | 0.085281 | Akaike info criterion | | -2.024036 |
| Sum squared resid | 0.640006 | Schwarz criterion | | -1.861698 |
| Log likelihood | 101.1297 | F-statistic | | 31.53302 |
| Durbin-Watson stat | 1.787885 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |
| JB Test de normalité | | 1,719 ( Proba 0,42) | | |
| BG Serial correlation LM test (2) | | 2,587 ( Proba 0,27) | | |
| ARCH(1) Test | | 1,161 (Proba 0,28) | | |
| White Het Test | | 11,613 (Proba 0,55) | | |
| *Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Les tests de validation du modèle à partir du résidu du modèle ECM confirment la bonne spécification du modèle. Le test de Ljung Box (1970) justifie que le résidu est correctement blanchi. Le test de Jarques-Bera (1984) et le test de Breush et Godefrey (1978) écartent le risque de non normalité et d'autocorrélation des erreurs. Enfin le test d'effet ARCH (Engle 1982) et le test de White (1980) certifient que la variance du résidu est stable dans le temps.

[102] Source ICIS News 30/05/2005 : http://www.icis.com/Articles/2005/05/28/681087/Market-woes.html

### ii. Analyses et interprétations économiques des résultats

*Chocs structurels et test de cointégration*

Comme nous l'avions constaté sur le marché asiatique du propylène le test de Chow effectué en date de décembre 2008 détecte un problème de stabilité des coefficients du modèle. Présentés dans l'Annexe 5 – F – Graphique 30, les tests de stabilité CUSUM et CUSUM SQ confirment une période d'instabilité entre 2008 et 2009 mais il semblerait que les prix soient revenus dans l'intervalle de confiance à partir de 2010.

**Tableau 77: Test de Chow pour le modèle de l'éthylène en Asie**

| **Test de Chow: 2008 :12** | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 5.739 | Probabilité | 0.000 |
| Log likelihood ratio | 22.24 | Probabilité | 0.000 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

L'application du test de cointégration de Gregory et Hansen (1996) en présence d'un choc endogène dans la relation de long terme est présentée dans le tableau 78. Comme pour la marché asiatique du propylène, la statistique *ADF** nous permet de rejeter à 5% l'hypothèse nulle de non cointégration entre le prix de l'éthylène et le prix du pétrole brut WTI. Les statistiques modifiées de Phillips aboutissent à des résultats moins clairs.

Selon Gregory et Hansen (1994) si l'un des deux tests *ADF* et *ADF** rejettent l'hypothèse nulle de non cointégration alors il est très probable que la cointégration soit justifiée. Nous pouvons donc conclure que le prix de l'éthylène en Asie et le prix du WTI sont cointégrés mais qu'il est très probable que la relation de long terme soit instable sur la période 2004-2011.

**Tableau 78: Test de cointégration de Gregory et Hansen pour l'éthylène en Asie**

| | ***Le modèle : IC2asie = IWTI + c + ut*** | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ***Marché Asie*** | | | | | | |
| ***Modèles spécifications*** | *t-stat* | | | *Date du choc* | | | *Retard* |
| | **ADF*** | **Zt*** | **Za*** | **ADF*** | **Zt*** | **Za*** | **k** |
| **Modèle 2 : C** | -4.947** | -4.861** | -39.885* | 2007M12 | 2007M12 | 2007M12 | 1 |
| **Modèle 3 : C T** | -5.127** | -5.092** | -42.431 | 2009M08 | 2009M09 | 2009M09 | 1 |
| **Modèle 4 : C S** | -5.513*** | -5.320** | -45.829* | 2008M10 | 2008M09 | 2008M09 | 1 |
| ****, **, * significatif à 1%, 5%, 10%. Les valeurs critiques pour les statistiques ADF*, Z* sont issues de la table 1 de Gregory et Hansen (1996).* | | | | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

*Cointégration et gestion du risque de volatilité des prix de l'éthylène*

L'application de la méthodologie d'Engle et Granger (1987) sur le marché asiatique de l'éthylène révèle que durant la période 2004-2011 les coûts de productions ont joué un rôle prépondérant sur la dynamique des prix du C2. En effet le prix du pétrole brut WTI explique à long terme (dans la relation de cointégration) et à court terme (dans l'ECM) les variations du prix du C2. Nous avons confirmé les résultats obtenus dans le chapitre 4 avec la méthodologie VECM proposé par Johansen (1988, 1991).

Masih et al. (2010) ont étudié la dynamique du marché global de l'éthylène entre 2000 et 2006 sans distinguer les deux zones Europe et Asie. Nos résultats sont cohérents avec leur remarque sur le rôle de plus en plus important joué par les coûts des inputs dans la dynamique des prix pétrochimiques au cours des dernières années. Nos résultats s'inscrivent également dans la lignée des résultats obtenus par Gjolberg et Johnsen (1999), d'Asche, Gjolberg et Völker (2001) et d'Adrangi et al. (2001) sur les marchés des produits pétroliers.

Enfin, nous confirmons que pour les matières pétrochimiques de commodité en Asie l'existence de relations de cointégration significatives avec les prix du pétrole brut a confirmé que les techniques de cointégration peuvent être utilisées pour optimiser les stratégies de couverture et détecter des opportunités d'arbitrages sur les marchés pétrochimiques. (Alexander, 1999 ; Alexander et al, 2002). Nos résultats justifient l'élaboration de stratégies de couverture des coûts de production en achetant par exemple des contrats à terme du pétrole WTI. Comme l'ont déjà remarqué Maslyuck et Smyth (2009) et Westgaard et al (2011), lors de l'élaboration des stratégies de couverture il est nécessaire de tenir compte de l'existence d'éventuels chocs exogènes qui peuvent faire dévier les prix de leur relation d'équilibre pendant plusieurs années.

### 5.3.2. La modélisation des prix des produits techniques

Dans le chapitre 4, l'analyse des prix asiatiques des produits techniques d'ABS et de PA6 a révélé des différences significatives entre la région Europe et Asie. En Asie nous avons pu identifier des relations de cointégration entre les prix des matières plastiques et les prix des monomères. Cependant à la différence des matières de commodité (C3 et C2) le prix du pétrole brut semble jouer un rôle beaucoup moins important sur la dynamique des prix des produits pétrochimiques de spécialité.

#### 5.3.2.1. Le marché asiatique de l'ABS

Dans le chapitre 4 nous avons identifié à l'aide du test de Johansen (1988, 1991) une relation de cointégration significative entre le prix de l'ABS et les trois monomères utilisés pour produire l'ABS. Avec la méthodologie de Johansen, nous avons constaté que le prix du pétrole WTI ne rentre pas significativement dans l'équation de long terme mais le prix de l'ABS est significativement expliqué à court terme par les variations sur le prix du pétrole brut.

##### i. Test de cointégration et modèle à correction d'erreur

Dans le cadre de la méthodologie d'Engle et Granger (1987) nous estimons à l'aide de la méthode des MCO une relation de long terme qui explique le prix de l'ABS en Asie par les prix des monomères.

Dans un premier temps nous estimons une relation de long terme entre le prix de l'ABS et les trois monomères acrylonitriles, butadiène et styrène. Cependant bien que les tests ADF aient validé la stationnarité du résidu, nous n'avons pas été en mesure d'estimer un modèle ECM valide. Selon le test de Student, le prix du butadiène n'est pas significatif dans l'équation de court terme de l'ECM et nous identifions un problème de stabilité des coefficients. Après analyse, nous constatons que le prix du butadiène en Asie a été particulièrement volatile au cours de la période d'estimation. Entre 2004 et 2011, son écart-type est de 0,46 contre 0,31 pour le prix du pétrole WTI. Cette forte volatilité pourrait expliquer les problèmes rencontrés lors de l'estimation du modèle ECM. Comme nous l'avons fait sur le marché de l'ABS européen, nous décidons donc de sortir le prix du butadiène de la relation de long terme.

Lorsque nous essayons d'inclure le prix du pétrole WTI et le taux de change Euro-Dollar dans la relation de long terme, les tests de stationnarité sur le résidu de l'estimation montrent qu'il n'est pas stationnaire à 5%. Nous pouvons en conclure que le pétrole WTI et le taux de change Euro-Dollar n'entrent pas significativement dans la relation de cointégration.

Finalement, nous obtenons une relation de long terme qui explique le prix de l'ABS par les prix des monomères d'acrylonitrile et de styrène. Nous effectuons les tests de stationnarités ADF, PP et KPSS sur le résidu issu de la relation de long terme.

Le tableau 79 présente les résultats des tests de stationnarité. Les tests ADF et KPSS nous permettent de conclure que le résidu $e_t$ est stationnaire avec un seuil critique de 5%. Il existe donc une relation de cointégration que nous pouvons utiliser pour estimer un modèle à correction d'erreur (Annexe 5 – G – Graphique 31).

**Tableau 79: Estimation de la relation de cointégration pour l'ABS Asie**

| ***La relation de long terme*** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $lABSasie_t = a_1 lACRYasie_t + a_2 lSTYasie + a_3 c + e_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| LACRYASIE | 0.605 | 0.0301 | 20.08 | 0.0000 |
| LSTYASIE | 0.134 | 0.0417 | 3.206 | 0.0018 |
| C | 1.985 | 0.2055 | 9.661 | 0.0000 |
| *Les valeurs critiques t - student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |
| *Tests de stationnarité sur le résidu et* | | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS | |
| Modèle 1 | -3,51*** | -3,23*** | | |
| Modèle 2 | -3,49** | -3,22*** | 0,308 | |
| Modèle 3 | -3,74** | -3,45* | 0,049 | |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Le nombre de retard optimal est de 1 pour le test ADF, 2 pour PP et 6 pour KPSS. Ils sont déterminés sur le modèle 2 en minimisant les critères d'AIC et SC Les valeurs critiques sont celles tabulées par Mackinnon (1996) et par Kwiatkoswki et al (1992)* | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Le tableau 80 présente le modèle ECM obtenu avec la relation de cointégration précédente.

**Tableau 80: Le modèle ECM pour le prix de l'ABS en Asie**

| **Modèle pour l'ABS** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $\Delta(lABSasie_t) = \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 \Delta lACRYasie_t + \alpha_3 \Delta lSTYasie_t + \alpha_4 C + \alpha_5 D1 + u_t$ | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| COINTEQ(-1) | -0.206 | 0.0525 | -3.924 | 0.0002 |
| D(LACRYASIE) | 0.409 | 0.0410 | 9.957 | 0.0000 |
| D(LSTYASIE) | 0.216 | 0.0314 | 6.876 | 0.0000 |
| C | 0.001 | 0.0030 | 0.253 | 0.8005 |
| D1 | 0.121 | 0.0300 | 4.038 | 0.0001 |
| R-squared | 0.776800 | Mean dependent var | | 0.006372 |
| Adjusted R-squared | 0.766880 | S.D. dependent var | | 0.060302 |
| S.E. of regression | 0.029115 | Akaike info criterion | | -4.183925 |
| Sum squared resid | 0.076292 | Schwarz criterion | | -4.049511 |
| Log likelihood | 203.7364 | F-statistic | | 78.30662 |
| Durbin-Watson stat | 1.687644 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |
| JB Test de normalité | | 2,460 ( Proba 0,29) | | |
| BG Serial correlation LM test (2) | | 5,09 ( Proba 0,08) | | |
| ARCH(1) Test | | 0,018 (Proba 0,89) | | |
| White Het Test | | 10,564 (Proba 0,39) | | |
| *Les valeurs critiques t - Student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Nous avons ajouté une variable indicatrice que prend la valeur 1 pour le mois d'aout 2004 période de forte irrégularité dans le résidu et 0 sinon. Après investigation cette

date correspond à une forte augmentation des prix de l'ABS en Asie en juillet et aout 2004 à la suite d'une forte demande de plastique ABS en Chine par les secteurs de l'électroménager et de l'informatique[103].

Le test de Ficher confirme le significativité globale du modèle ECM (F* = 78,306 Proba = 0,000). Le terme de correction d'erreur est significativement négatif à 1% validant la spécification à correction d'erreur. L'ensemble des tests effectués sur le résidu semble montrer que le modèle est correctement spécifié (blanchi, autocorrélation, normalité, effet ARCH, hétéroscédasticité). Enfin les tests de stabilité confirment que les coefficients sont stables en décembre 2008 et tout au long de la période 2004-2011 (Annexe 5 – G – Graphique 32).

**Tableau 81: Test de Chow pour le modèle de l'ABS en Asie**

| Test de Chow: 2008 :12 | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 1.627 | Probabilité | 0.174 |
| Log likelihood ratio | 6.853 | Probabilité | 0.144 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

### ii. Analyses et interprétations économiques des résultats

*L'impact du prix du pétrole brut WTI sur la dynamique du prix de l'ABS*

L'analyse du prix de l'ABS en Asie dans le cadre de la méthodologie d'Engle et Granger a confirmé que le prix du pétrole brut WTI n'influence pas à long terme le prix de l'ABS. Plus spécifiquement nous effectuons un test de cointégration bivarié entre le prix de l'ABS et du WTI. Le tableau 82 confirme que le résidu issu de la relation de long terme entre le prix de l'ABS et le prix du WTI n'est pas stationnaire rejetant l'hypothèse de cointégration. Nous acceptons l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire avec les tests ADF et PP sur la spécification 3.

**Tableau 82: Tests de cointégration pour l'ABS et le WTI en Asie**

| Tests de stationnarité sur les résidus $e_t$ | | | |
|---|---|---|---|
| $LABSasie_t = lWTI_t + C + e_t$ | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS |
| Modèle 1 | -2.81*** | -2.80** | |
| Modèle 2 | -2.79* | -2.79* | 0.223 |
| Modèle 3 | -2.77 | -2.77 | 0.142* |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Le nombre de retard optimal est déterminé sur le modèle 2 en minimisant les critères d'information AIC et SC. Les valeurs critiques sont issues de Mackinonn (1996) et Kwiatkoswki et al (1992)* | | | |

Source : calcul de l'auteur (Eviews 4)

[103] Source : « Asian Chemical News », 21/06/2004, Vol. 10 Issue 450, p28-29

Ce résultat est différent des marchés asiatiques du propylène et de l'éthylène. Nous pensons que le pétrole brut n'a pas d'impact direct sur le prix de l'ABS parce que l'ABS nécessite des étapes de production trop nombreuses et trop complexes. Les prix des monomères intermédiaires absorbent les hausses et les baisses des prix du pétrole brut. De plus, bien que nous ayons identifié des relations d'interdépendances entre les prix du pétrole WTI et les prix des produits pétrochimiques dans le chapitre 4, la procédure d'Engle et Granger ne permet pas de modéliser ces dynamiques complexes et exclut donc certaines relations de causalité (Asche & al, 2003).

Comme nous l'avons expliqué sur le marché européen de l'ABS, l'absence de relation de cointégration entre l'ABS et le prix du pétrole brut WTI limite les possibilités de couverture contre le risque de variation des prix des inputs à l'aide de contrat à terme sur le pétrole brut. La dynamique des prix de l'ABS en Asie dépend principalement des variations des prix sur les marchés des monomères. Malheureusement il n'existe pas pour l'instant de contrats à terme sur les prix de l'acrylonitrile et du styrène ce qui ne permet pas aux consommateurs et aux producteurs d'ABS de se couvrir sur les marchés financiers.

*Cointégration et commoditisation*

Contrairement au marché européen nous avons été en mesure d'identifier une relation de cointégration statistiquement significative qui lie les prix des monomères au prix de l'ABS à long terme. Nous en concluons que les prix des produits pétrochimiques évoluent ensemble dans le temps sur le marché asiatique. L'existence de cette relation de cointégration montre que les marchés pétrochimiques sont plus interdépendants en Asie qu'en Europe peut-être à cause d'un phénomène de commoditisation des marchés des matières techniques.

Il y a en Asie un grand nombre de consommateurs et de producteurs dans un contexte de forte volatilité des prix des biens intermédiaires de base (pétrole, naphta, gaz naturel) qui se traduit par une perte de pouvoir de discrimination par les prix des producteurs. Nous considérons que les produits pétrochimiques même techniques deviennent des commodités dans le sens où la compétition entre producteurs passe de plus en plus par les prix ; et qu'il est de plus en plus difficile de différencier les produits qui sont disponibles auprès de nombreux producteurs. Ainsi les évolutions du prix d'un produit (ABS) dépendent autant de la dynamique de son propre marché que

des conditions d'offre et de demande sur les marchés des autres matières pétrochimiques (acrylonitrile, styrène).

#### 5.3.2.2. Le marché asiatique du monomère de caprolactame

Contrairement au marché européen du PA6, nous avons montré dans le chapitre 4 à l'aide du test de Johansen (1988,1991) que les prix du PA6 et les prix des inputs sont cointégrés en Asie et partagent une dynamique commune de long terme.

##### i. Test de cointégration et modèle à correction d'erreur

Nous allons à présent étudier la dynamique du prix du caprolactame sur le marché asiatique à l'aide de la méthodologie d'Engle et Granger (1987). Nous estimons une relation de cointégration entre le prix du caprolactame et les prix du plastique PA6 et du benzène. Nous avons pu vérifier à l'aide des statistiques de Student que le prix du pétrole WTI (T-Student = 0,013) et le taux de change (T-Student = -0,874) ne sont pas significatifs dans l'équation de cointégration. Le tableau 83 présente les résultats de l'estimation par les MCO de la relation de long terme.

**Tableau 83: Estimation de la relation de cointégration pour le caprolactame en Asie**

| ***La relation de long terme*** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $lCAPROasie_t = a_1 lPA6asie_t + a_2 lBENZasie + a_3 c + e_t$ | | | | |
| Variables | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| LPA6ASIE | 0.934 | 0.0432 | 21.58 | 0.0000 |
| LBENZASIE | 0.435 | 0.0247 | 17.64 | 0.0000 |
| C | -2.790 | 0.2828 | -9.867 | 0.0000 |
| *Les valeurs critiques t - student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |
| *Tests de stationnarité sur le résidu et* | | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS | |
| Modèle 1 | -4,48*** | -4,55*** | | |
| Modèle 2 | -4,46*** | -4,57*** | 0,140 | |
| Modèle 3 | -4,37*** | -4,47*** | 0,063 | |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Le nombre de retard optimal est de 0 pour le test ADF, 1 pour PP et 5 pour KPSS. Ils sont déterminés sur le modèle 2 en minimisant les critères d'AIC et SC Les valeurs critiques sont celles tabulées par Mackinnon (1996) et par Kwiatkoswki et al (1992)* | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Les tests de stationnarité ADF, PP et KPSS sont effectués sur le résidu de la régression. Les tests ADF et PP montrent que nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire avec un seuil critique de 1% sur les trois spécifications du modèle. Le test KPSS nous permet d'accepter l'hypothèse de stationnarité du résidu avec un seuil critique de 1%. Les prix du caprolactame et les prix du PA6 et du

benzène sont donc liés à long terme sur la période 2004-2011 (Annexe 5 – H – Graphique 33).

Nous pouvons estimer par les MCO la relation du modèle dynamique de court terme. Le modèle à correction d'erreur est présenté dans le tableau 84.

**Tableau 84: Le modèle ECM pour le prix du caprolactame en Asie**

| **Modèle pour le caprolactame** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $\Delta(lCAPROasie_t) = \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 \Delta lPA6asie_t + \alpha_3 \Delta lBENZasie_t + \alpha_4 C + u_t$ | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| COINTEQ(-1) | -0.288 | 0.0833 | -3.454 | 0.0008 |
| D(LPA6ASIE) | 0.733 | 0.1094 | 6.699 | 0.0000 |
| D(LBENZASIE) | 0.440 | 0.0326 | 13.49 | 0.0000 |
| C | 0.001 | 0.0040 | 0.355 | 0.7234 |
| R-squared | 0.751059 | Mean dependent var | | 0.007369 |
| Adjusted R-squared | 0.742852 | S.D. dependent var | | 0.077156 |
| S.E. of regression | 0.039126 | Akaike info criterion | | -3.602881 |
| Sum squared resid | 0.139305 | Schwarz criterion | | -3.495349 |
| Log likelihood | 175.1369 | F-statistic | | 91.51622 |
| Durbin-Watson stat | 1.863389 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |
| JB Test de normalité | | 5,367 ( Proba 0,07) | | |
| BG Serial correlation LM test (2) | | 1,192 ( Proba 0,55) | | |
| ARCH(1) Test | | 0,503 (Proba 0,47) | | |
| White Het Test | | 11,44 (Proba 0,24) | | |
| *Les valeurs critiques t - student sont 1,96 à 5% et 2,56 à 1%* | | | | |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

Nous constatons que la statistique de Ficher (F*=91,51) confirme la significativité globale du modèle. Le terme de correction d'erreur (-0,288) est significativement négatif à 1% validant la spécification ECM. La statistique de Durbin–Watson vaut 1,86 et confirme qu'il n'y a pas d'autocorrélation des erreurs d'ordre 1.

Plus généralement, les tests sur le résidu démontrent que le modèle pour le caprolactame est correctement spécifié (blancheur du résidu, normalité à 5%, autocorrélation d'ordre 2, effet ARCH, hétéroscédasticité). Nous effectuons un test de Chow pour la date du mois de décembre 2008 et le résultat confirme que les coefficients du modèle sont stables avant et après la crise économique de fin 2008.

**Tableau 85: Test de Chow pour le modèle du caprolactame en Asie**

| **Test de Chow: 2008 :12** | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 0.977 | Probabilité | 0.424 |
| Log likelihood ratio | 4.175 | Probabilité | 0.382 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Les tests de stabilité avec régression récursive (Annexe 5 – H – Graphique 34) démontrent tous les deux que le modèle estimé est stable sur l'ensemble de la période 2004-2011.

### ii. Analyses et interprétations économiques des résultats

*L'impact du WTI sur le prix du caprolactame*

Notre analyse a mis en évidence que l'influence directe du prix du pétrole WTI sur le prix du caprolactame est négligeable à long terme et à court terme. Nous pouvons effectuer un test bivarié afin de vérifier que le prix du caprolactame et du WTI ne sont pas cointégrés à long terme (Tableau 86). Comme nous l'avons montré pour l'ABS, les tests de stationnarité ADF, PP et KPSS confirment que le résidu issu de la relation de long terme n'est pas stationnaire sur la période 2004-2011. Il n'y a donc pas de cointégration entre les deux variables.

**Tableau 86: Tests de cointégration pour le caprolactame et le WTI en Asie**

| Tests de stationnarité sur les résidus $e_t$ | | | |
|---|---|---|---|
| $LCAPROasie_t = lWTI_t + C + e_t$ | | | |
| | Test ADF | Test PP | Test KPSS |
| Modèle 1 | -2.34** | -2.34** | |
| Modèle 2 | -2.33 | -2.33 | 0.182 |
| Modèle 3 | -2.29 | -2.29 | 0.184** |
| **** (**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1%, 5% et 10%. Le nombre de retard optimal est déterminé sur le modèle 2 en minimisant les critères d'information AIC et SC. Les valeurs critiques sont issues de Mackinonn (1996) et Kwiatkoswki et al (1992)* | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

Conformément aux marchés européen et asiatique de l'ABS, l'absence de relation de cointégration entre le caprolactame et le prix du pétrole brut WTI limite les possibilités de couverture contre le risque de variation des prix des inputs à l'aide de contrat à terme sur le pétrole brut.

*La dynamique du prix du caprolactame*

Contrairement au marché européen, nous avons été en mesure d'identifier en Asie une relation de cointégration de long terme entre le prix du caprolactame et les prix du plastique PA6 et du benzène. L'influence de ces deux variables sur le prix du caprolactame reflète à la fois l'impact des coûts de production et de la demande. Toute déviation à long terme du prix de caprolactame par rapport aux prix du PA6 et du benzène sera corrigée à court terme par la force de rappel de retour vers l'équilibre. À court terme les variations des prix du PA6 et benzène influencent également significativement les variations du prix du caprolactame (Tableau 84). Logiquement une hausse des prix du PA6 ou du benzène favorise une hausse du prix du caprolactame.

Pour expliquer la relation de cointégration, nous pouvons citer les mêmes arguments présentés pour le marché de l'ABS. Nous constatons que les prix des produits pétrochimiques évoluent ensemble dans le temps sur le marché asiatique. L'existence de cette relation de cointégration montre que les marchés pétrochimiques sont plus interdépendants en Asie qu'en Europe peut-être à cause d'un phénomène de commoditisation des marchés des matières techniques.

Le marché asiatique du caprolactame et plus généralement des plastiques polyamides a été très dynamique au cours des dernières années tiré par la forte demande de fibre de nylon dans l'industrie textile et la croissance du secteur automobile. L'augmentation du nombre de consommateurs et de producteurs dans un contexte de forte volatilité des prix des biens intermédiaires de base (pétrole, naphta, gaz naturel) a favorisé la commoditisation des marchés et entrainé une perte du contrôle des prix par les producteurs.

## 5.4. Conclusion

La méthodologie d'Engle et Granger (1987) a confirmé les résultats obtenus avec les tests de Johansen (1988). En Europe, il existe des relations de cointégration entre les prix pétrochimiques sur les marchés des produits de commodité mais pas sur les marchés de produits techniques. Il semble que le phénomène de commoditisation ne soit visible que sur les marchés du PP et du PE qui sont de loin les plus gros marchés en volume et en valeur. En Asie, il existe des relations de cointégration entre les prix pétrochimiques sur les quatre marchés étudiés y compris les marchés des produits techniques. Le phénomène de commodisation semble s'être propagé à l'ensemble des marchés de matières plastiques sous l'effet d'un dynamisme économique sans commune mesure dans les autres zones géographiques. Ces différences confirment la nécessité de traiter séparément les deux zones géographiques afin des mettre en évidence des dynamiques propres à chaque région.

Les résultats obtenus en terme de cointégration entre les prix sont une source d'information très importante pour les acteurs de marché qui utilisent des produits pétrochimiques comme input et souhaitent se couvrir contre des variations des coûts en achetant des contrats à terme sur les produits pétroliers. Premièrement, les modèles ECM que nous avons pu estimer devraient produire de meilleures prévisions à court terme et à long terme en comparaison des modèles classiques qui ne tiennent pas compte de la relation économique d'équilibre qui lie les prix à long terme (Granger, 1996). Deuxièmement, nous confirmons que pour les matières pétrochimiques de commodité (éthylène et propylène) en Asie et en Europe, l'existence de relation de cointégration significative avec les prix du pétrole brut justifie l'élaboration de stratégies de couverture des coûts de production en achetant par exemple des contrats à terme du pétrole WTI et du Brent (Masih & al, 2010). Alexander (1999) et Alexander et al (2002) ont en effet expliqué que les techniques de cointégration peuvent répondre aux limites des méthodes classiques de corrélation pour analyser les co-mouvements des prix des actifs et optimiser les stratégies de couverture. Si les prix de deux actifs sont cointégrés, la différence de prix (spread price) devrait être stationnaire à long terme et le principe de retour à l'équilibre permet de détecter des opportunités d'arbitrage (Westgaard et al, 2011). Néanmoins, comme l'ont déjà remarqué Maslyuck et Smyth (2009) et Westgaard et al (2011) lors de l'élaboration

des stratégies de couverture, il est nécessaire de tenir compte de l'existence d'éventuels chocs exogènes qui peuvent faire dévier les prix de leur relation d'équilibre pendant plusieurs années.

Inversement, sur les deux régions les prix de l'ABS et du caprolactame ne sont pas liés à long terme aux prix du pétrole brut. L'absence de relation de cointégration entre les prix des produits techniques et le prix du pétrole brut WTI ou Brent limite les possibilités de couverture contre le risque de variation des prix des inputs à l'aide de contrat à terme sur le pétrole brut.

Le tableau 87 suivante synthétise les principaux résultats que nous avons obtenus dans la cadre de la méthodologie d'Engle et Granger (1987).

**Tableau 87: Synthèse des résultats de la modélisation ECM (Engle et Granger 1987)**

| Région | Variables | Résultats des tests | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | **Tests de cointégration** | **La relation de long terme** | **L'influence du prix du pétrole brut** | **Tests de stabilité** |
| **Europe** | **Le propylène** | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 1% | Le propylène est significativement expliqué à long terme par le prix du plastique PP =>Théorie de la demande dérivée | Le prix du propylène est également expliqué à long terme par le prix du Brent => Théorie du canal des coûts de production | Problème de stabilité pendant la crise économique de 2008-2008 |
| | **L'éthylène** | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 1% | Le prix de l'éthylène est significativement causé par le prix du pétrole Brent => Théorie du canal des coûts de production | Le prix du pétrole Brent est significatif à court et long termes | Problème de stabilité pendant la crise économique de 2008-2009 |
| | **L'ABS** | Pas de cointégration | - | Le prix du pétrole brut Brent n'est pas significatif à court et long termes | Pas de problème de stabilité du modèle MCO |
| | **Le caprolactame** | Pas de cointégration | - | Le prix du pétrole brut Brent n'est pas significatif à court et long termes | Pas de problème de stabilité du modèle MCO |
| **Asie** | **Le propylène** | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 1% | Le prix du propylène est significativement expliqué à long terme par le prix du pétrole WTI =>Théorie du canal des coûts de production | Le prix du pétrole WTI est significatif à court et long termes | Problème de stabilité pendant la crise économique de 2008-2008 |
| | **L'éthylène** | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 1% | Le prix de l'éthylène est significativement expliqué à long terme par le prix du pétrole WTI =>Théorie du canal des coûts de production | Le prix du pétrole WTI est significatif à court et long termes | Problème de stabilité pendant la crise économique de 2008-2008 |
| | **L'ABS** | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 1% | Le prix de l'ABS est significativement expliqué à long terme par le prix du styrène et de l'acrylonitrile =>Théorie du canal des coûts de production | Le prix du pétrole brut WTI n'est pas significatif à court et long termes | Pas de problème de stabilité du modèle ECM |
| | **Le caprolactame** | Il existe une relation de cointégration au seuil critique de 5% | Le prix du caprolactame est significativement expliqué à long terme par le prix du PA6 du benzène =>Théorie du canal de la demande et des coûts de production | Le prix du pétrole brut WTI n'est pas significatif à court et long termes | Pas de problème de stabilité du modèle ECM |

Source : Synthèse effectuée à partir des résultats des tests d'Engle et Granger (1987)

# *Chapitre 6. Évaluation et comparaison des performances de prévision des modèles de cointégration*

## 6.1. Introduction

Dans les deux chapitres précédents, les résultats des tests de cointégration nous ont permis de soutenir l'argument de Granger (1996) selon laquelle les modèles à correction d'erreur devraient produire de meilleures prévisions à court terme et à long terme par comparaison aux modèles classiques qui ne tiennent pas compte de la cointégration. Deux questions centrales se posent alors concernant les prévisions hors échantillon des prix de référence pétrochimiques à l'aide de modèles à correction d'erreur :

- Pour les variables cointégrées, l'introduction de la correction d'erreur dans la modélisation améliore-t-elle significativement les performances de prévision des prix des matières pétrochimiques ? Dans une première section, nous allons donc vérifier si la cointégration entre les prix des matières pétrochimiques permet effectivement d'améliorer les prévisions par rapport à des modèles qui n'en tiennent pas compte (ARIMA, VAR en différence premières (VARD)).
- Dans le cas où l'intérêt de la cointégration est démontré, existe-il une méthodologie de cointégration meilleure qu'une autre ? En d'autres termes, la modélisation dynamique VECM de Johansen est-elle plus performante que la méthodologie à deux étapes d'Engle et Granger en matière de prévision de prix cointégrés ? Plusieurs auteurs ont soulevé les limites de la méthodologie d'Engle et Granger (1987) pour modéliser les dynamiques de variables cointégrées (Masih & Masih, 1999 ; Ganzalo, 1994 ; Lanza & al, 2005) et préfèrent celle proposée par Johansen (1988). Ayant estimé des modèles à l'aide des deux méthodologies, nous allons contribuer à ce débat en comparant les performances de prévision des modèles issus de chacune de ces méthodologies. Enfin, à partir des modèles les plus performants nous réaliserons des prévisions « ex-ante » à moyen terme sur les marchés européens et asiatiques des matières plastiques. Il sera intéressant d'interpréter les tendances identifiées sur les différents marchés et l'impact potentiel sur l'industrie automobile.

## 6.2. Évaluation des performances de prévision dans les systèmes de variables cointégrées

Dans cette première section nous allons vérifier si l'introduction de la relation de cointégration entre des variables améliore les performances de prévision par rapport à des modèles qui n'en tiennent pas compte comme des modèles ARIMA et des modèles VAR.

### 6.2.1. Méthodologie et revue de la littérature sur la cointégration et les prévisions

#### 6.2.1.1. Méthodologie et présentation des outils

##### i. Définitions des notions de prévisions

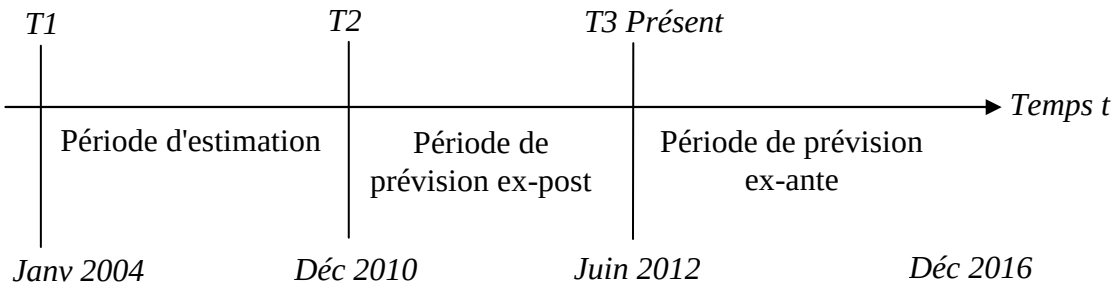
Avant toute réalisation, il convient de définir précisément le terme de « prévision » qui fait référence à un large champ de notions. Nous suivons ici la nomenclature proposée par Pindyck et Rubinfeld (1998) qui distinguent en premier lieu les prévisions « dans l'échantillon » (in-sample) et « hors échantillon » (out-sample).

Les prévisions « dans l'échantillon » sont réalisées sur le même échantillon que celui utilisé pour estimer le modèle de prévision. Ce type de prévision permet donc de juger uniquement la bonne spécification du modèle et de comparer comment le modèle se comporte par rapport aux vraies valeurs des variables. Les prévisions « hors échantillon » sont effectuées en dehors de la période d'estimation du modèle c'est-à-dire sur une période de temps localisée après la période qui a été utilisée pour estimer les modèles.

Pindyck et Rubinfeld (1998) différencient deux types de prévisions hors échantillon qui sont présentés dans la figure 6. Les prévisions « ex-post » correspondent aux cas où les variables endogènes et exogènes sont parfaitement connues sur la période de prévision. Elles peuvent donc être comparées aux valeurs réelles afin d'évaluer les performances de prévision du modèle. Les prévisions « ex-ante » correspondent aux situations où les variables explicatives sont ou ne sont pas connues lors de la réalisation des prévisions. Les prévisions ex-ante sont souvent qualifiées de « vraies » prévisions car elles correspondent mieux à la situation d'un économiste qui souhaite

faire une prévision pour une période future et qui ne connait pas a priori les valeurs des variables explicatives.

**Figure 6: Schéma récapitulatif des différentes sortes de prévisions**




Source : Pindyck et Rubinfeld (1998)

Enfin, nous pouvons également distinguer les prévisions « inconditionnelles » et les prévisions « conditionnelles ». Dans le premier cas, le prévisionniste connaît toutes les variables explicatives des modèles. Nous pouvons en conclure que toutes les prévisions ex-post sont inconditionnelles. Certaines prévisions ex-ante peuvent également être inconditionnelles lorsque les variables explicatives sont des variables décalées (variable à retard) de plusieurs périodes.

Dans le deuxième cas, les prévisions « conditionnelles » correspondent aux situations où les variables explicatives ne sont pas connues par le prévisionniste. Il est alors obligé de faire des prévisions sur les variables explicatives. Pindyck et Rubinfeld (1998) montrent que dans le cas des prévisions conditionnelles, l'erreur de prévision de la variable dépendante est significativement augmentée.

Au niveau méthodologique, l'évaluation des performances de prévision avec un « échantillon évolutif » (Rolling Sample) est une méthode largement utilisée dans l'analyse des séries financières et économiques (Zivot & Wang, 2006). La littérature économétrique sur l'évaluation des prévisions issues des modèles de cointégration par le biais d'échantillon évolutif s'est développée au cours de la dernière décennie (Engle et Yoo, 1987 ; Clements et Hendry, 1995 ; Diebold & Mariano, 1995 ; Hoffman & Rasche, 1996 ; Christoffersen & Diebold, 1998).

« L'échantillon évolutif » consiste à effectuer plusieurs séries de prévisions sur différents points du temps en mettant à jour les coefficients des modèles à l'aide des nouvelles valeurs des variables. Ainsi les modèles sont réestimés à chaque nouvelle période afin de prendre en compte les évolutions les plus récentes des variables. Elle

peut être réalisée sur plusieurs fenêtres de prévision (1 horizon (1 mois), 2 horizons (2 mois)) afin de comparer les performances de prévision à différents termes (court et long termes). Nous avons choisi cette méthodologie car elle permet d'évaluer les performances de prévisions effectuées à différents horizon du temps et de mettre ainsi en évidence des différences de précision entre des prévisions de court terme (1 mois) et de long terme (12 mois). De plus, elle permet également d'évaluer la stabilité du modèle de prévision dans le temps ce qui est très important pour des variables de prix dont l'environnement économique peut changer souvent et brusquement (Zivot & Wang, 2006).

### ii. Les critères d'évaluation des prévisions

L'évaluation des prévisions réalisées à l'aide de modèles économétriques est en général effectuée en comparant les variables prédites par les modèles aux vraies valeurs des variables sur la période de temps pour laquelle nous disposons des données. De nombreuses statistiques ont été proposées pour évaluer la performance des prévisions ex-post. De manière générale elles sont basées sur l'erreur de prévision c'est-à-dire la distance entre les valeurs prédites et les vraies valeurs des variables.

Les principaux critères d'évaluation des prévisions concernent des systèmes d'une seule équation ou permettent d'évaluer individuellement les équations d'un système de plusieurs équations. Mais il existe également des statistiques spécialement conçues pour évaluer les performances de prévisions des systèmes d'équation. Les plus utilisées sont notamment la « Trace of Second Moment » (TMSA), Trace of Mean Absolute Pourcentage Error (TMAPE), « Generelized Forecast Error Second Moment » (GFESM), « Mean Scharwz Information Criterion (MSIC) et le « Trading-Rule Profitabilty Criterion (TPC) (pour plus de détails sur les critères d'évaluation des systèmes d'équations voir Zeng & Swanson, 1998).

Notre intérêt porte essentiellement sur la prévision des prix de référence des produits pétrochimiques utilisés pour indexer les prix des plastiques automobiles : le propylène, l'éthylène, l'ABS et le caprolactame[104]. Par conséquent nous allons employer des outils univariés pour évaluer les prévisions des prix.

[104] Nous avons expliqué dans le chapitre 5 que les prix des plastiques automobiles PP, PE et PA6 sont indexés sur les variations des prix des monomères utilisés pour les produire et pour l'ABS sur le prix au comptant de la résine de base.

La statistique la plus utilisée est la racine de la moyenne quadratique des erreurs ou « Root Mean Sqared Forecast Error » (RMSFE). Elle mesure la déviation des variables prédites (simulées) par rapport aux vraies valeurs des variables.

Supposons que la période de prévision est $j = T+1,...,T+h$. $\hat{y}_t$ représente la valeur de la prévision et $y_t$ la valeur réelle de la variable à la période *t*. Nous pouvons calculer le RMSFE de la façon suivante :

$$RMSFE = \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}$$

Nous pouvons également calculer la Moyenne des Erreurs Absolues ou « Mean Absolute Error » (MAE) :

$$MAE = \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \hat{y}_t - y_t \right| / h$$

La Moyenne des Erreurs Absolues en Pourcentage « Mean Absolute Pourcentage Error » (MAPE) mesure les déviations des variables prédites par rapport aux vraies valeurs comparées à la valeur moyenne de la variable. Elle est exprimée en pourcentage :

$$MAPE = 100 \sum_{t=T+1}^{T+h} \left| \frac{\hat{y}_t - y_t}{y_t} \right| / h$$

Il existe une autre statistique qui est fréquemment utilisée pour évaluer les performances de prévision : le coefficient de Theil. Il mesure la moyenne quadratique des erreurs en terme relatif. Il est construit de façon à ce que sa valeur soit comprise entre 1 et 0 :

$$Theil = \frac{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} (\hat{y}_t - y_t)^2 / h}}{\sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \hat{y}_t{}^2 / h} + \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} y_t{}^2 / h}}$$

Les deux premières statistiques (RMSFE et MAE) sont des évaluations des prévisions dépendantes de l'échelle de la variable à expliquer. Elles peuvent être utilisées pour comparer des prévisions entre plusieurs modèles pour une même variable. Plus elles

sont faibles et plus les prévisions sont bonnes. Les deux autres statistiques (MAPE et Theil) sont invariables avec l'échelle de la variable à expliquer.

De plus, la moyenne quadratique des erreurs peut se décomposer en trois parties : Le biais, la variance et la covariance.

Le biais : $\frac{(\bar{\hat{y}}_t - \bar{y}_t)^2}{\sum(\hat{y}_t - y_t)/h}$, avec $\bar{\hat{y}}_t$ et $\bar{y}_t$ qui sont les moyennes.

Il indique s'il y a une erreur systématique dans le cas où la moyenne des valeurs simulées et la moyenne des vraies valeurs dévient l'une de l'autre. Dans le meilleur des cas, le biais doit être proche de zéro. S'il est supérieur à 0,1 ou 0,2 il y a un biais systématique et il est souhaitable de réviser le modèle.

La variance : $\frac{(s_{\hat{y}} - s_y)^2}{\sum(\hat{y}_t - y_t)/h}$, avec $s_{\hat{y}}$ et $s_y$ qui sont les écarts-types.

Elle mesure si le modèle réplique bien la variabilité des variables d'intérêt. Si sa valeur est grande, cela signifie que la série a beaucoup varié alors que la prévision a peu varié.

La covariance : $\frac{2(1-\tau)s_{\hat{y}}s_y}{\sum(\hat{y}_t - y_t)/h}$ , avec $\tau$ qui est la corrélation entre $\hat{y}_t$ et $y_t$, et $s_{\hat{y}}$ et $s_y$ sont les écarts-types.

Elle mesure l'erreur non systématique, c'est-à-dire ce qui reste une fois enlevées les déviations par rapport à la valeur moyenne. Dans l'idéal elle doit être grande et dans le cas de prévisions parfaites nous devrions avoir : Biais = Variance = 0 et Covariance = 1.

#### 6.2.1.2. La littérature sur les prévisions à l'aide de la cointégration

Granger (1986) est parmi les premiers à considérer que si deux variables sont cointégrées, il doit exister une relation de causalité au sens de Granger entre les variables de manière à ce que l'une des variables puisse être utilisée pour prédire l'autre variable. Depuis les travaux de Granger (1986), plusieurs études ont démontré que l'introduction du terme de correction d'erreur peut améliorer les prévisions des variables cointégrées (Engle & Yoo, 1987 ; Clements & Hendry, 1996 ; Hoffman & Rasche, 1996 ; Christoffersen & Diebold, 1998).

Dans ces articles, les auteurs cherchent à vérifier si l'introduction du terme de correction d'erreur dans la modélisation améliore les performances de prévision des variables cointégrées. En parallèle, une série d'auteurs s'est spécialement intéressée aux marchés de l'énergie et en particulier aux performances des prévisions des prix du pétrole à l'aide des modèles de cointégration.

### i. L'impact de la cointégration sur les performances de prévision

Nous présentons tout d'abord une liste de papiers qui analysent l'avantage de la modélisation à correction d'erreur par rapport à d'autres types de modèles qui n'en tiennent pas compte (modèle VAR, modèle ARIMA…). Pour la plupart, ce sont des papiers théoriques basés sur des simulations de Monte Carlo et parfois sur des applications empiriques à des variables macroéconomiques.

Dans le cadre de la méthodologie de cointégration d'Engle et Granger (1987), Engle et Yoo (1987) analysent les performances des prévisions des modèles à correction d'erreur (ECM). Elles sont comparées aux prévisions d'un modèle VAR en niveau. Pour examiner la précision des modèles, Engle et Yoo effectuent une simulation de Monte Carlo à l'aide des 100 observations et comparent les « carrés moyens des erreurs de prévision » (CMEP) sur un horizon de 1 à 20 périodes. À l'aide de cette simulation, ils constatent que le modèle ECM produit des prévisions avec des erreurs de prévision (CMEP) plus faibles. À court terme (jusqu'à 4 périodes), le modèle VAR en niveau permet d'améliorer les prévisions de 16%, mais à partir de 5 périodes le modèle ECM est plus précis. Après 20 périodes la précision des prévisions du modèle ECM est augmentée de 40%. Ils en concluent que la cointégration permet d'améliorer les prévisions à long terme et que la modélisation d'Engle et Granger propose une classe de modèle simple qui permet de bénéficier du gain de précision identifié.

Clements et Hendry (1995) poursuivent les travaux d'Engle et Yoo (1987) en examinant les prévisions d'un modèle à correction d'erreur (VECM) comparé à un modèle VAR en niveau et un modèle VAR en différences premières. Ils effectuent leur analyse à l'aide d'une simulation de Monte Carlo et une application à la demande de monnaie M1 au Royaume-Uni. Dans le cadre de la simulation de Monte Carlo ils proposent une mesure alternative de la précision de prévision, le GFESM « General

Forecast Error Second Moment »[105]. Ils constatent alors que le gain de précision des modèles VECM est surtout vérifié pour les modèles avec un petit échantillon. Dans le cas d'un échantillon plus grand il peut être difficile de choisir entre le modèle en niveau et le modèle VECM.

Hoffman et Rasche (1996) confirment les résultats d'Engle et Yoo (1987) et de Clements et Hendry (1996) en appliquant à cinq variables macroéconomiques[106]. Ils comparent les performances des prévisions effectuées à l'aide d'un modèle VECM, un modèle VAR en différences premières et un modèle VAR en niveau. Pour comparer les prévisions, ils utilisent le GFESM (Clements & Hendry, 1993) et la racine de l'erreur quadratique moyenne (RMSFE). Ils constatent qu'il peut y avoir une amélioration des performances de prévision en incluant les termes de correction d'erreur dans le modèle. L'intérêt de la cointégration est surtout vérifié à moyen et long termes. Ils précisent également que l'amélioration des prévisions à l'aide du VECM est plus forte pour les variables qui sont cointégrées c'est-à-dire les variables qui sont les plus endogènes par rapport à la relation de cointégration. Ils concluent enfin que les tests de faible exogénéité dans le VECM peuvent jouer un rôle important dans l'évaluation des performances de prévision.

Lin et Tsay (1996) s'intéressent plus spécifiquement à l'impact d'une mauvaise spécification du rang de cointégration sur les performances de prévision à long terme. Ils utilisent une simulation et une application empirique pour tester si la cointégration permet d'améliorer les prévisions de long terme. Dans leur simulation ils comparent les performances des prévisions de modèles avec plusieurs relations de cointégration (1 à 4). Dans le cas théorique ils démontrent que le modèle qui impose le juste nombre de vecteurs de cointégration est plus performant en matière d'erreur de prévision. Cependant, lorsqu'ils appliquent la même méthodologie à sept variables macroéconomiques les résultats sont plus mitigés. Dans le cas empirique, l'hypothèse de cointégration améliore les prévisions dans certain cas mais pas dans d'autres. Ils en concluent qu'il faut être prudent dans l'utilisation de la cointégration pour faire des prévisions de long terme et apporter une attention particulière aux tests de cointégration et à la détermination du rang de cointégration.

---

[105] GFESM a été initialement présenté par Clements et Hendry (1993)

[106] Les variables sont : real M1 money balance, l'inflation, taux des « commercial paper », PIB, taux des treasury bill.

Christoffersen et Diebold (1998) comparent les performances de prévision d'un modèle VECM correctement spécifié aux prévisions d'un modèle univarié de type ARIMA. Selon leur hypothèse, le terme de correction d'erreur apporte une information valorisable pour les prévisions à un horizon proche (première période) mais pas pour les prévisions à plus long terme. En effet par construction la valeur de la prévision à long terme du terme de correction d'erreur est imprévisible, toujours égale à zéro[107] Ils considèrent qu'Engle et Yoo et al. (1987) interprètent mal les résultats de leurs simulations. En comparant un modèle VAR en niveau à un modèle VECM, la différence identifiée de performance de prévisions peut être attribuée non pas à la cointégration mais plutôt à l'intégration des variables. Ils préfèrent donc comparer le modèle VECM (qui impose l'intégration et la cointégration) à un modèle ARIMA (qui n'impose que l'intégration). Dans la même logique, Granger (1996) considère en effet qu'en période de chocs structurels sur les marchés, les modèles ARIMA univariés s'adaptent plus rapidement et peuvent donner de meilleures prévisions (Granger & Ashley, 1979).

Les résultats de Christoffersen et Diebold montrent que les modèles avec cointégration n'améliorent pas les prévisions de long terme quand la performance de prévision est évaluée avec le ratio Trace et le MSE (Mean Squared Error). Les outils d'évaluation classiques montrent cependant une amélioration des prévisions de court et moyen termes. Christoffersen et Diebold ajoutent que la cointégration peut certainement améliorer la précision des prévisions à long terme mais que les outils d'évaluation classiques ne parviennent pas à l'identifier. Ils proposent un nouvel outil de mesure[108] qui permet de valoriser l'utilisation de la relation de cointégration entre les variables dans les performances de prévision.

Enfin, Silverstovs, Engsted et Halchup (2004) développent les résultats de Christoffersen et Diebold (1998) aux systèmes multicointégrés définis initialement par Granger et Lee (1989, 1991). Ils montrent notamment que les résultats de Christoffersen et Diebold (1998) identifiés pour des modèles cointégrés simples se retrouvent dans le cas des modèles multicointégrés. Comme Christoffersen et Diebold

[107] Par construction le terme de correction d'erreur à une covariance stationnaire de moyenne nulle.
[108] Ils proposent un critère d'évaluation basé sur la représentation triangulaire des systèmes cointégrés (voir Campbell & Shiller, 1987 et Phillips, 1991).

(1998), ils insistent également sur la sélection de la bonne « fonction de perte » utilisée pour évaluer les prévisions.

### ii. L'impact de la cointégration sur les prévisions de prix de l'énergie

Au niveau sectoriel, nous pouvons identifier une famille de papiers appliqués aux marchés de l'énergie et aux prix du pétrole. Lors de la revue de la littérature, nous avons montré dans le chapitre 3 que la méthodologie de cointégration peut s'appliquer sur les marchés des prix de l'énergie. Nous pouvons alors imaginer que la cointégration doit également permettre d'améliorer les performances des prévisions des prix de l'énergie (Granger, 1986). Les papiers que nous présentons ici s'intéressent principalement au rapport entre les prix au comptant et les prix à terme des commodités sur les marchés des produits dérivés.

Zeng et Swanson (1998) étudient les performances de prévisions sur les prix à terme et au comptant journaliers de quatre commodités dont le pétrole brut. Ils comparent pour cela les prédictions issues de modèles univariés de type marche aléatoire (Random Walk), de modèle VAR en niveau et de modèles à correction d'erreur. Ils distinguent deux modèles ECM avec deux définitions différentes de la relation de cointégration[109]. L'évaluation des prévisions est faite dans l'échantillon et hors échantillon à l'aide d'outils univariés et multivariés[110]. Dans la lignée de Clements et Hendry (1995) et de Hoffman et Rasche (1996), ils cherchent à vérifier l'intérêt de la cointégration dans la précision à court et long termes des prévisions. Les prévisions sont effectuées sur plusieurs horizons allant de 1 à 5 jours dans un cadre d'échantillon évolutif (rolling sample).

Ils montrent que le modèle à correction d'erreur effectue de meilleures prévisions à court terme si les modèles sont comparés avec les critères d'erreurs quadratiques et des matrices de confusion. Lorsqu'on utilise le critère d'erreur de maximisation du

[109] Dans le premier modèle ECM la relation de long terme représente le « crack spread », l'écart entre les prix à terme de demain et le prix à terme aujourd'hui. Dans le deuxième modèle ECM la relation de cointégration représente le « cost of carry », la relation entre le prix à terme et le prix au comptant tenant compte des coûts de stockage et du rendement d'opportunité.

[110] Les outils d'évaluation univariés sont : Root Mean Square Error (RMSE), Mean Absolute Deviation (MAD), Mean Absolute Pourcentage Error (MAPE), Diebold-Mariano Predictive Accuracy Test (DM Test), Confusion Matrice (CM), Confusion Rate (CR).
Les outils d'évaluation multivariés sont : Trace of Mean Square Error matrix (TMSE), Trace of Mean Absolute Percentage Error matrix (TMAPE), General Forecast Error Second Moment (GFESM), Trading Rule Profitability Criterion (TPC) et Mean Scharwz Information Criterion (MSIC).

profit, le modèle ECM fonctionne mieux que tous les autres modèles à court terme et à long terme. Enfin, ils prouvent que le modèle ECM basé sur la théorie des coûts de stockage fournit de meilleures prévisions que le modèle ECM basé sur la théorie des écarts de prix à terme « price spread ».

Inspiré par la théorie des coûts de portage, Coppola (2008) étudie la relation de long terme entre les prix au comptant et les prix à terme du pétrole. Selon la loi d'efficience des marchés, les prix du pétrole devraient suivre une marche au hasard. Cependant les inefficiences à court terme justifient l'existence d'une relation de cointégration entres les prix et l'utilisation de modèle à correction d'erreur (Kellard & al, 1999). Coppola compare donc les performances des prévisions issues d'un modèle VECM aux prévisions issues d'un modèle VAR en différences premières (VARD) et d'un modèle de marche au hasard (RW). Il utilise la « Moyenne des Erreurs au Carrée » (MSE) et un test de Diebold-Mariano (1998) pour évaluer les performances des prévisions. Coppola montre d'abord que le modèle VECM calcule de meilleures prévisions des prix du pétrole que les modèles de marche au hasard. L'amélioration des prévisions est particulièrement vraie pour les contrats de court terme (1 mois et 2 mois). Ce résultat prouve que l'information disponible sur les marchés à terme joue un rôle important dans les prévisions des prix au comptant du pétrole. Il montre également que le modèle VECM est plus performant que le modèle VARD en matière de prévision. Il confirme ainsi que l'information de long terme (cointégration) entre les prix au comptant et les prix à terme du pétrole est précieuse pour améliorer les prévisions des prix du pétrole.

Lanza, Manera et Giovannini (2005) évaluent les prévisions de modèles ECM estimés entre les prix de plusieurs pétroles bruts de différentes qualités, les prix des deux pétroles bruts de référence (Brent et WTI) et les prix des produits pétroliers. Ils comparent le modèle ECM à un modèle VAR en différences premières qui ne tient pas compte de la relation de cointégration. Ils effectuent trois types de prévisions (statiques, dynamiques et simulées) afin d'évaluer au mieux les modèles. D'après leurs résultats, ils ne parviennent pas à identifier de modèle dominant. Cependant, suivant le critère de la MAPE, l'introduction de la cointégration améliore marginalement les prévisions statiques des prix sur le marché européen uniquement.

Enfin, Manera et al. (2007) font une évaluation très complète des performances de prévision des prix du pétrole brut. Ils présentent trois familles de modèles

économétriques de prévision. La première est qualifiée de « modèle financier » étant basée sur des théories financières et sur les liens entre les prix au comptant et les prix à terme. La seconde est qualifiée de « modèle structurel » étant estimée à partir de variables stratégiques des marchés pétroliers reflétant les réalités des marchés physiques. La troisième est qualifiée de « modèle de série temporelle » et fait référence à la classe des modèles univariés ARMA introduit par Box et Jenkins (1976). Enfin, Manera et al. (2007) proposent une quatrième famille de modèle qualifié de « modèle mixé » qui combine les aspects financiers et structurels des spécifications proposées dans la littérature. Les principaux résultats de cette étude confirment que les modèles financiers en niveau fournissent de mauvaises prévisions des prix au comptant du pétrole WTI. Manera et al. (2007) préfèrent utiliser des modèles financiers avec une spécification ECM qui calculent de meilleures prévisions dans l'échantillon (in-sample). Ils montrent également que les modèles mixés sont les meilleurs parmi les quatre familles de modèles à la fois en termes d'estimation et de performance de prévision. Ils constatent que les fréquences des données[111] influencent significativement l'estimation des modèles et les performances de prévision. En général les modèles qui utilisent des variables avec des fréquences les plus courtes calculent des meilleures prévisions. Finalement, les modèles de séries temporelles de type « marche au hasard » ou AR(1), bien qu'ils permettent de faire de véritables prévisions hors échantillon, présentent des performances de prévision dans l'échantillon loin d'être satisfaisantes.

### 6.2.2. L'impact de la cointégration sur les performances de prévision des prix des produits pétrochimiques européens et asiatiques

Inspirés par la littérature précédente, nous considérons que l'identification des relations de cointégration entre les prix pétrochimiques et les prix du pétrole doit améliorer la prédictibilité des prix de référence utilisés pour indexer les prix des matières plastiques automobiles. Un moyen simple de mesurer le gain de précision des prévisions du modèle ECM est de les comparer aux prévisions d'un modèle VAR qui exclut le terme de correction d'erreur (Hoffman & Rasche, 1996). Christoffersen et Diebold (1998) préfèrent comparer le modèle VECM à un modèle ARIMA

[111] Manera et al. (2007) considèrent plusieurs fréquences de données (jour, semaine, mois, semestre) sur les mêmes périodes d'estimation.

correctement spécifié. En effet, les modèles univariés de type ARIMA sont adaptatifs c'est-à-dire qu'ils utilisent les variables les plus récentes pour adapter au mieux les prévisions (Pindyck & Rubinfeld, 1998). Granger et Ashluy (1979) et Granger (1996) affirment notamment qu'en périodes d'instabilités fortes sur les marchés (chocs exogènes), les modèles univariés ARIMA peuvent mieux fonctionner que les modèles multivariés pour réaliser des prévisions. Nous décidons de comparer les prévisions issues des modèles VECM estimés dans le chapitre 4 à des prévisions issues de modèles VAR en différence (VARD) et des modèles univariés ARIMA correctement spécifiés.

- Dans le cas où les modèles à correction d'erreur auraient de meilleures performances de prévision que les modèles univariés ARIMA correctement spécifiés, nous aurions démontré que les prix des autres variables sont importants dans la modélisation des dynamiques des prix de référence pétrochimiques.
- Dans le cas où les modèles à correction d'erreur auraient de meilleures performances de prévision que les modèles VARD, nous aurions démontré que les relations de cointégration de long terme sont importantes dans la modélisation des dynamiques des prix de référence pétrochimiques.

Nous utilisons les modèles VECM estimés dans le chapitre 4 que nous avons ré-estimés sur la période plus courte de janvier 2004 à décembre 2010. Nous avons vérifié l'ensemble des tests de spécification sur cette nouvelle période (tests de stationnarité, tests de cointégration, tests sur les résidus) et nous pouvons affirmer que les relations identifiées dans le chapitre 4 se retrouvent sur le nouvel échantillon[112].

Les modèles VARD sont des modèles estimés à partir des mêmes variables utilisées pour estimer les modèles VECM : le prix du plastique, les prix des monomères, les prix du pétrole brut et le taux de change Euro-Dollar. Nous incluons le même nombre de retard ainsi que les mêmes variables indicatrices que dans le modèle VECM afin de réaliser des comparaisons les plus justes possibles.

[112] Dans le chapitre 4 sur le marché du PA6 et du caprolactame en Europe, le test de cointégration nous a permis de rejeter la spécification VECM. Afin de pouvoir faire la comparaison des prévisions, nous estimons un modèle VECM avec une seule relation de cointégration normalisée par rapport à la variable la plus endogène (PA6), l retard (comme le modèle VAR correctement spécifié) et les mêmes variables indicatrices.

Enfin, les modèles ARIMA sont estimés sur le même échantillon à partir des variables stationnarisées en différences premières. Nous retenons les modèles correctement spécifiés selon la méthodologie de Box et Jenkins. Nous avons notamment vérifié la bonne spécification des modèles en effectuant des tests sur les résidus[113]. Dans les cas où nous avons trouvé plusieurs modèles concurrents, nous avons retenu le modèle dont les critères d'information Akaike et Schwarz sont les plus faibles. Les modèles ARIMA sont présentés dans l'Annexe 6 – A et 6 – B.

Pour évaluer les performances des prévisions des quatre séries de prix sur les régions Europe et Asie nous utilisons les critères univariés du RMSFE, MAE, MAPE et coefficient de Theil. En complément, nous réalisons une analyse des signes des prévisions de court terme (1 mois) afin de mettre en évidence la capacité des modèles à prédire correctement le sens des variations des prix.

#### 6.2.2.1. Les prévisions sur les marchés européens de matières premières pétrochimiques

Avant toute analyse des performances de prévision nous souhaitons insister sur le caractère très volatile des marchés des matières pétrochimiques pendant la période étudiée surtout en Europe à cause de la crise des dettes souveraines et de ses répercussions sur l'économie mondiale. L'exercice est cependant très intéressant d'un point de vue empirique et permettra d'alimenter les débats sur les prévisions des prix de matières premières à l'aide de modèles de cointégration.

##### i. L'analyse des signes des prévisions à court terme

Nous effectuons des prévisions dynamiques ex-post avec un échantillon évolutif sur plusieurs horizons (1, 2, 3, 6 et 12 mois). Dans le cadre d'échantillon évolutif nous mettons à jour les coefficients des modèles à l'aide des nouvelles valeurs disponibles des variables. Ainsi les modèles sont réestimés à chaque nouvelle période afin de prendre en compte les évolutions les plus récentes des prix.

Nous commençons par analyser les signes des prévisions des variations des prix à court terme (1 mois) afin de mettre en évidence la capacité des modèles à prédire correctement le sens des variations des prix.

[113] Nous avons vérifié la blancheur (corrélogrammes simples et au carré), la normalité (Test de Jacques–Berra) et l'homoscédasticité (Test de ARCH(1)).

Le tableau 88 présente le « taux de réussite » en pourcentage des modèles dans l'identification des sens de variation des prix. Nous avons calculé pour chaque période la variation entre la prévision du prix au mois t+1 et la vraie valeur du prix en date t. À partir de ces variations, nous avons calculé un taux de réussite qui est égal au nombre de fois où la variation des prix prévue par le modèle est dans le bon sens divisé par le nombre total de prévisions.

Par exemple, le modèle VECM est le plus performant pour prédire les variations des prix de court terme du prix de l'ABS. Sur les 18 périodes d'estimation, le modèle à correction d'erreur a correctement prévu la hausse ou la baisse des prix de l'ABS 12 fois (= 12/18 = 89%). Globalement, nous constatons que le modèle VECM a correctement identifié la baisse ou la hausse des prix dans plus 70% des cas pour trois des quatre matières étudiées. Il est le plus performant parmi les trois familles de modèles pour prédire les variations des prix de l'éthylène (78%), de l'ABS (89%) et du caprolactame (72%). Cependant, le modèle VECM marche relativement moins bien pour le prix du propylène avec un taux de réussite de 67 %.

**Tableau 88: Étude des signes des prévisions à 1 mois des prix européens**

| Modèle | Variables | | | |
|---|---|---|---|---|
| | Propylène | Ethylène | ABS | Caprolactame |
| VARD | 72% | 67% | 83% | 67% |
| VECM | 67% | **78%** | **89%** | **72%** |
| ARIMA | **83%** | 61% | 83% | 61% |

Source : Calcul de l'auteur à partir des prévisions à un horizon de 1 mois.

### ii. Une comparaison des prévisions avec échantillon évolutif

Nous approfondissons à présent notre analyse en évaluant les performances des prévisions des modèles VECM, VARD et ARIMA à l'aide des statistiques univariées du RMSFE, MAE, MAPE et coefficient de Theil. Les critères d'évaluation sont calculés pour chacune des équations des prix du propylène, de l'éthylène, de l'ABS et du caprolactame en Europe. Ils sont présentés dans le tableau 89 suivant.

**Tableau 89: Performances des prévisions des prix en Europe à plusieurs horizons 01/11 - 06/12 (Rolling Sample)**

| Région Europe | | | Mesures de performance | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Variable* | *Type de modèle* | *Horizon de prévision* | *RMSFE* | *MAE* | *MAPE* | *Theil Coef* | *Bias Proportion* | *Variance Proportion* | *Covariance Proportion* |
| Propylène | VAR | 1 | 0,07208 | 0,06009 | 0,868% | 0,00520 | 0,05255 | 0,09568 | 0,85177 |
| | | 2 | 0,12788 | 0,09277 | 1,343% | 0,00922 | 0,02974 | 0,07086 | 0,89939 |
| | | 3 | 0,19787 | 0,16397 | 2,367% | 0,01423 | 0,06501 | 0,08274 | 0,85225 |
| | | 6 | 0,24816 | 0,21129 | 3,068% | 0,01791 | 0,00026 | 0,00866 | 0,99108 |
| | | 12 | 0,24800 | 0,21120 | 3,067% | 0,01790 | 0,00025 | 0,00856 | 0,99120 |
| | VECM | 1 | 0,06523 | 0,05323 | 0,769% | 0,00471 | 0,00225 | 0,03991 | 0,95784 |
| | | 2 | 0,11181 | 0,08262 | 1,197% | 0,00807 | 0,00045 | 0,01965 | 0,97990 |
| | | 3 | 0,17339 | 0,14519 | 2,095% | 0,01250 | 0,01223 | 0,03291 | 0,95486 |
| | | 6 | 0,20985 | 0,18992 | 2,738% | 0,01522 | 0,09335 | 0,00959 | 0,89706 |
| | | 12 | 0,22308 | 0,19982 | 2,886% | 0,01617 | 0,05906 | 0,00213 | 0,93881 |
| | ARIMA (2,1,1) | 1 | 0,05802 | 0,04807 | 0,694% | 0,00419 | 0,00246 | 0,00049 | 0,99704 |
| | | 2 | 0,09847 | 0,07700 | 1,113% | 0,00711 | 0,00348 | 0,01277 | 0,98375 |
| | | 3 | 0,15041 | 0,12671 | 1,834% | 0,01084 | 0,01869 | 0,00180 | 0,97951 |
| | | 6 | 0,19362 | 0,17806 | 2,566% | 0,01402 | 0,05842 | 0,08599 | 0,85559 |
| | | 12 | 0,16469 | 0,14179 | 2,031% | 0,01197 | 0,28573 | 0,30698 | 0,40729 |
| | | | | | | | | | |
| Ethylène | VAR | 1 | 0,07612 | 0,06710 | 0,930% | 0,00525 | 0,05390 | 0,02865 | 0,91745 |
| | | 2 | 0,13355 | 0,09962 | 1,385% | 0,00921 | 0,03993 | 0,02105 | 0,93902 |
| | | 3 | 0,19470 | 0,16091 | 2,229% | 0,01342 | 0,03413 | 0,04124 | 0,92463 |
| | | 6 | 0,16929 | 0,14824 | 2,047% | 0,01174 | 0,07966 | 0,06045 | 0,85989 |
| | | 12 | 0,17844 | 0,15659 | 2,164% | 0,01236 | 0,03922 | 0,02191 | 0,93888 |
| | VECM | 1 | 0,07287 | 0,06562 | 0,909% | 0,00503 | 0,03082 | 0,00846 | 0,96072 |
| | | 2 | 0,12590 | 0,09357 | 1,301% | 0,00869 | 0,02365 | 0,00467 | 0,97168 |
| | | 3 | 0,17520 | 0,14808 | 2,051% | 0,01209 | 0,01672 | 0,01226 | 0,97101 |
| | | 6 | 0,18129 | 0,16073 | 2,220% | 0,01257 | 0,07274 | 0,03792 | 0,88934 |
| | | 12 | 0,16300 | 0,14195 | 1,954% | 0,01133 | 0,23768 | 0,21010 | 0,55222 |
| | ARI (2) | 1 | 0,08072 | 0,06726 | 0,932% | 0,00558 | 0,00516 | 0,00096 | 0,99389 |
| | | 2 | 0,13402 | 0,09880 | 1,373% | 0,00926 | 0,00002 | 0,00094 | 0,99904 |
| | | 3 | 0,15841 | 0,11655 | 1,611% | 0,01096 | 0,02028 | 0,00045 | 0,97927 |
| | | 6 | 0,17069 | 0,14937 | 2,052% | 0,01188 | 0,35003 | 0,18058 | 0,46939 |
| | | 12 | 0,16867 | 0,14208 | 1,947% | 0,01176 | 0,53762 | 0,33312 | 0,12926 |

| Région Europe | | | Mesures de performance | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ***Variable*** | ***Type de modèle*** | ***Horizon de prévision*** | ***RMSFE*** | ***MAE*** | ***MAPE*** | ***Theil Coef*** | ***Bias Proportion*** | ***Variance Proportion*** | ***Covariance Proportion*** |
| ABS | VAR | 1 | 0,01745 | 0,01406 | 0,183% | 0,00114 | 0,00396 | 0,08952 | 0,90652 |
| | | 2 | 0,04630 | 0,03047 | 0,398% | 0,00301 | 0,00487 | 0,09783 | 0,89730 |
| | | 3 | 0,05711 | 0,03813 | 0,498% | 0,00372 | 0,00966 | 0,13642 | 0,85393 |
| | | 6 | 0,08800 | 0,07171 | 0,932% | 0,00574 | 0,24222 | 0,03114 | 0,72664 |
| | | 12 | 0,08614 | 0,07342 | 0,954% | 0,00563 | 0,43049 | 0,00027 | 0,56924 |
| | VECM | 1 | 0,01589 | 0,01319 | 0,172% | 0,00103 | 0,00721 | 0,09084 | 0,90195 |
| | | 2 | 0,02907 | 0,02144 | 0,172% | 0,00189 | 0,00580 | 0,16049 | 0,83371 |
| | | 3 | 0,05463 | 0,03953 | 0,516% | 0,00356 | 0,00014 | 0,19336 | 0,80651 |
| | | 6 | 0,07680 | 0,06304 | 0,820% | 0,00501 | 0,21000 | 0,01396 | 0,77604 |
| | | 12 | 0,07636 | 0,06548 | 0,852% | 0,00498 | 0,29575 | 0,00054 | 0,70371 |
| | ARIMA (1,1,1) | 1 | 0,02041 | 0,01632 | 0,213% | 0,00133 | 0,01315 | 0,25326 | 0,73360 |
| | | 2 | 0,03750 | 0,02925 | 0,382% | 0,00244 | 0,03157 | 0,35911 | 0,60932 |
| | | 3 | 0,06285 | 0,04685 | 0,611% | 0,00409 | 0,01620 | 0,28258 | 0,70121 |
| | | 6 | 0,11797 | 0,10331 | 1,343% | 0,00771 | 0,23733 | 0,13330 | 0,62937 |
| | | 12 | 0,12495 | 0,11424 | 1,484% | 0,00820 | 0,83593 | 0,07366 | 0,09041 |
| | | | | | | | | | |
| Caprolactame | VAR | 1 | 0,02854 | 0,02323 | 0,296% | 0,00181 | 0,08061 | 0,00009 | 0,91930 |
| | | 2 | 0,04235 | 0,03436 | 0,438% | 0,00269 | 0,03271 | 0,04491 | 0,92238 |
| | | 3 | 0,05483 | 0,04016 | 0,512% | 0,00349 | 0,00441 | 0,04068 | 0,95491 |
| | | 6 | 0,07344 | 0,05854 | 0,746% | 0,00467 | 0,01267 | 0,08083 | 0,90650 |
| | | 12 | 0,06662 | 0,05769 | 0,734% | 0,00425 | 0,21674 | 0,00087 | 0,78239 |
| | VECM | 1 | 0,03000 | 0,02385 | 0,304% | 0,00191 | 0,03349 | 0,00000 | 0,96651 |
| | | 2 | 0,04237 | 0,03453 | 0,440% | 0,00269 | 0,00993 | 0,05049 | 0,93958 |
| | | 3 | 0,05486 | 0,03959 | 0,505% | 0,00349 | 0,00000 | 0,03953 | 0,96046 |
| | | 6 | 0,07514 | 0,06020 | 0,767% | 0,00478 | 0,01878 | 0,08377 | 0,89744 |
| | | 12 | 0,07099 | 0,06135 | 0,780% | 0,00453 | 0,22764 | 0,00812 | 0,76424 |
| | ARI(1) | 1 | 0,03158 | 0,02753 | 0,351% | 0,00201 | 0,00159 | 0,14070 | 0,85771 |
| | | 2 | 0,05221 | 0,04027 | 0,513% | 0,00332 | 0,01704 | 0,18809 | 0,79487 |
| | | 3 | 0,07533 | 0,06068 | 0,773% | 0,00480 | 0,03495 | 0,19271 | 0,77234 |
| | | 6 | 0,09952 | 0,08648 | 1,100% | 0,00636 | 0,44079 | 0,08117 | 0,47804 |
| | | 12 | 0,12054 | 0,11402 | 1,448% | 0,00772 | 0,89473 | 0,05401 | 0,05126 |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4) à partir des prévisions réalisées avec les modèles VECM, VARD et ARIMA

Globalement, nous pouvons constater que tous les modèles de prévision fonctionnent beaucoup mieux à court terme qu'à long terme avec des erreurs de prévision significativement réduites au fur et à mesure que l'horizon de prévision diminue. Ce résultat illustre les difficultés que rencontrent les prévisionnistes lors de l'élaboration de prévisions de long terme avec des modèles de séries temporelles.

Nous prenons l'exemple du modèle VECM pour lequel tous les critères d'erreur de prévision sont significativement réduits entre l'horizon d'un mois et celui de douze mois. À court terme (1 mois), les erreurs de prévision sont divisées par plus de 4 pour l'ABS, par plus de 3 pour le propylène et par plus de 2 pour l'éthylène et le caprolactame.

En effectuant une analyse plus détaillée par famille de matière nous pouvons constater que pour le prix du propylène les critères du RMSFE et du MAE sont plus faibles pour le modèle univarié ARIMA de plus de 10% à tous les horizons. Ce résultat tend à confirmer que l'introduction de variables explicatives supplémentaires n'améliore pas significativement la prédictibilité des prix du propylène en Europe. Il conforte l'affirmation de Granger (1996) qui explique qu'en période de forte volatilité des marchés les modèles univariés peuvent avoir des meilleures performances de prévisions que les modèles plus complexes à plusieurs variables.

De plus, tous les critères d'évaluation révèlent que le modèle VECM est plus performant que le modèle VARD pour prédire les prix du propylène à tous les horizons. Les erreurs de prévision du modèle VECM sont plus faibles de plus de 10% à l'horizon d'un mois et de plus de 18% à l'horizon de six mois par rapport au modèle VARD. Ils confirment que dans le cadre d'une modélisation multivariée l'introduction de la cointégration apporte un avantage significatif à la prévision des variables cointégrées.

L'analyse des prévisions des prix de l'éthylène présente des résultats très différents du propylène. Les critères d'erreurs montrent que l'erreur de prévision moyenne est minimisée avec le modèle VECM. L'avantage du modèle VECM par rapport aux modèle VARD et ARIMA est principalement visible à court terme. Pour les prévisions à un et deux mois tous les critères d'erreur sont diminués de 5% par rapport au modèle VARD et de 10% par rapport au modèle univarié ARIMA. À plus long terme (6 mois et 12 mois) le modèle univarié présente un RMSFE et MAE plus

faible mais le Biais proportion est trop important (0,35 à 6 mois et 0,53 à 12 mois). Nos résultats sont donc conformes à ceux de Christoffersen et Diebold (1998). Le terme de correction d'erreur apporte une information valorisable pour les prévisions à un horizon proche (première période) mais pas pour les prévisions à plus long terme.

L'avantage du modèle VECM est également visible pour le prix de l'ABS. Le RMSFE et les autres critères d'erreur sont significativement diminués avec le modèle VECM à tous les horizons. À court terme (1 mois) les critères d'erreur sont diminués de 22% par rapport au modèle ARIMA et de 8% par rapport au modèle VARD. À long terme (12 mois), les critères d'erreur sont réduits de 38% par rapport au modèle ARIMA et de 11% par rapport au modèle VARD. Conformément à notre hypothèse et à la littérature, l'introduction du terme de correction d'erreur dans la modélisation des variables améliore significativement la prédictibilité des variables cointégrées. À la différence du marché de l'éthylène, le gain de précision est plus important pour les prévisions à plus long terme (12 mois) ce qui est contraire aux études de Christoffersen et Diebold (1998) et Zeng et Swanson (1998) qui utilisent les critères d'erreur quadratique.

Le cas du caprolactame est plus particulier. D'après les tests de cointégration le prix du caprolactame en Europe n'est pas cointégré avec les autres variables. Dès lors, la modélisation ECM ne devrait pas améliorer les performances des prévisions par rapport à un modèle VAR. Dans le tableau 89 nous constatons effectivement que le modèle VARD minimise les erreurs de prévision à tous les horizons et suivant tous les critères d'erreur. Avec le modèle VARD, à court terme (1 mois) les erreurs sont diminuées de 10% par rapport au modèle ARIMA et de 5% par rapport au modèle VECM. À long terme (12 mois), les critères d'erreur sont réduits de 44% par rapport au modèle ARIMA et de 6% par rapport au modèle VECM.

Pour conclure, l'analyse des performances des prévisions réalisées à l'aide d'un échantillon évolutif sur plusieurs horizons, confirme que l'utilisation de modèles multivariés VECM et VARD réduit significativement les erreurs de prévision des prix pétrochimiques à l'exception du prix du Propylène. Par rapport à un modèle univarié ARIMA, nous avons montré que les prix des autres variables explicatives sont importants dans la modélisation des dynamiques des prix de référence pétrochimiques. Nous avons également démontré que pour les variables cointégrées (propylène, éthylène et ABS) la modélisation à correction d'erreur VECM permet de

réduire significativement l'erreur de prévision par rapport au modèle VARD qui ne tient pas compte de l'existence de la relation de cointégration. Conformément aux travaux de Christoffersen et Diebold (1998) et de Zeng et Swanson (1998), cet avantage est vérifié sur plusieurs horizons. Sur les marchés européens, la relation de cointégration de long terme est donc importante dans la modélisation des dynamiques de court et long termes des prix de référence pétrochimiques.

#### 6.2.2.2. Les prévisions sur les marchés asiatiques de matières premières pétrochimiques

Dans cette nouvelle sous-partie nous effectuons une analyse des performances des prévisions des prix sur les marchés asiatiques des matières premières pétrochimiques. À la différence du marché européen, nous avons identifié dans les chapitres précédents des relations de cointégration significatives sur les quatre marchés de matières plastiques. La cointégration semble donc jouer un rôle plus important que sur les marchés européens. Nous suivons la même méthodologie afin de vérifier si les modèles à correction d'erreur VECM ont de meilleures performances de prévision que les modèles VARD et ARIMA.

##### i. L'analyse des signes des prévisions à court terme

Le tableau 90 présente l'analyse des prévisions des variations des prix à court terme (1 mois). Nous constatons que les modèles VECM ont correctement identifié la baisse ou la hausse des prix avec un taux de réussite de 72% dans trois modèles sur quatre. Pour le prix de l'ABS le taux de réussite de 67% est cependant très proche.

Le modèle VARD est le modèle le plus performant pour prédire la variation des prix du propylène (78%) et de l'ABS (72%) entre janvier 2011 et juin 2012. Le modèle VECM est le plus performant pour prédire les variations des prix de l'éthylène avec un taux de réussite de 72% et le modèle ARIMA est le plus performant pour prédire les variations de court terme du prix du caprolactame avec un taux de réussite de 83%.

**Tableau 90: Étude des signes des prévisions à 1 mois des prix asiatiques**

| Modèle | Variables | | | |
|---|---|---|---|---|
| | Propylène | Ethylène | ABS | Caprolactame |
| VARD | **78%** | **72%** | **72%** | 67% |
| VECM | 72% | **72%** | 67% | 72% |
| ARIMA | 44% | 61% | 61% | **83%** |

Source : Calcul à partir des prévisions à un horizon de 1 mois. Nous avons calculé pour chaque période la variation entre la prévision du prix au mois t+1 et la vraie valeur du prix en date t. Le taux de réussite est égal au nombre de fois ou la variation des prix prévue est du bon signe divisé par le nombre total de prévisions.

### ii. Une comparaison des prévisions avec échantillon évolutif

Le tableau 91 présente les critères d'évaluation d'erreur des modèles VECM, VARD et ARIMA pour chacune des équations des prix du propylène, de l'éthylène, de l'ABS et du caprolactame en Asie.

Nous remarquons tout d'abord que tous les modèles de prévision fonctionnent mieux à court terme (horizon de 1 mois) qu'à long terme. Comme nous avons pu le constater pour les marchés européens, les critères d'erreur sont significativement augmentés quand l'horizon des prévisions s'éloigne dans le temps.

Plus en détail, sur le marché asiatique du propylène les quatre statistiques confirment que le modèle VECM réduit significativement l'erreur de prévision par rapport au modèle univarié et au modèle VARD. Le gain de précision est observable à tout horizon. À cour terme (1 mois) l'erreur de prévision est réduite de près de 20% par rapport au modèle ARIMA et de 5% par rapport au modèle VARD. À long terme (12 mois), l'erreur de prévision est réduite de plus de 110% par rapport au modèle ARIMA et de plus de 10% par rapport au modèle VARD.

Le modèle univarié ARIMA, qui ne tient pas compte d'autres variables explicatives, est le plus mauvais modèle pour prédire les prix propylène en Asie alors que les modèles multivariés VARD et surtout VECM effectuent des meilleurs prévisions. Nous pouvons en conclure que l'introduction d'autres variables explicatives (les prix des autres produits pétrochimiques) est importante dans la modélisation et la prévision du prix du propylène sur le marché asiatique.

**Tableau 91: Performances des prévisions des prix en Asie à plusieurs horizons 01/11 06/12 (Rolling Sample)**

| Région Asie | | | Mesures de performance | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Variable* | *Type de modèle* | *Horizon de prévision* | *RMSFE* | *MAE* | *MAPE* | *Theil Coef* | *Bias Proportion* | *Variance Proportion* | *Covariance Proportion* |
| Propylène | VAR | 1 | 0,06117 | 0,05163 | 0,712% | 0,00421 | 0,05117 | 0,01246 | 0,93637 |
| | | 2 | 0,09501 | 0,07542 | 1,044% | 0,00654 | 0,05558 | 0,00168 | 0,94274 |
| | | 3 | 0,12809 | 0,10769 | 1,489% | 0,00881 | 0,05826 | 0,05384 | 0,88790 |
| | | 6 | 0,11054 | 0,09142 | 1,262% | 0,00763 | 0,04444 | 0,00280 | 0,95276 |
| | | 12 | 0,13116 | 0,09842 | 1,362% | 0,00903 | 0,00012 | 0,03126 | 0,96862 |
| | VECM | 1 | 0,05849 | 0,05106 | 0,703% | 0,00403 | 0,04435 | 0,04787 | 0,90778 |
| | | 2 | 0,08407 | 0,07158 | 0,986% | 0,00580 | 0,06491 | 0,06455 | 0,87053 |
| | | 3 | 0,08884 | 0,07761 | 1,070% | 0,00613 | 0,04976 | 0,03889 | 0,91135 |
| | | 6 | 0,11517 | 0,09994 | 1,374% | 0,00796 | 0,22378 | 0,12816 | 0,64807 |
| | | 12 | 0,11802 | 0,10340 | 1,420% | 0,00817 | 0,30362 | 0,18742 | 0,50896 |
| | ARIMA (2,1,1) | 1 | 0,07009 | 0,06041 | 0,830% | 0,00484 | 0,27043 | 0,00097 | 0,72860 |
| | | 2 | 0,11330 | 0,09225 | 1,267% | 0,00784 | 0,28454 | 0,00000 | 0,71546 |
| | | 3 | 0,14771 | 0,12155 | 1,668% | 0,01024 | 0,43184 | 0,00000 | 0,56816 |
| | | 6 | 0,22138 | 0,20301 | 2,787% | 0,01547 | 0,84099 | 0,01737 | 0,14164 |
| | | 12 | 0,25617 | 0,23569 | 3,235% | 0,01794 | 0,84653 | 0,01604 | 0,13742 |
| | | | | | | | | | |
| Ethylène | VAR | 1 | 0,06722 | 0,05062 | 0,717% | 0,00474 | 0,05324 | 0,00433 | 0,94242 |
| | | 2 | 0,11889 | 0,07176 | 1,022% | 0,00837 | 0,09336 | 0,00299 | 0,90365 |
| | | 3 | 0,12733 | 0,08390 | 1,190% | 0,00897 | 0,03880 | 0,02232 | 0,93888 |
| | | 6 | 0,09581 | 0,07650 | 1,082% | 0,00676 | 0,01136 | 0,43092 | 0,55772 |
| | | 12 | 0,14857 | 0,12539 | 1,779% | 0,01045 | 0,08473 | 0,04977 | 0,86550 |
| | VECM | 1 | 0,05798 | 0,04452 | 0,631% | 0,00409 | 0,02839 | 0,11746 | 0,85415 |
| | | 2 | 0,09538 | 0,06320 | 0,897% | 0,00672 | 0,05260 | 0,09679 | 0,85061 |
| | | 3 | 0,09124 | 0,06152 | 0,874% | 0,00643 | 0,05158 | 0,11014 | 0,83829 |
| | | 6 | 0,10934 | 0,08407 | 1,191% | 0,00771 | 0,00357 | 0,46507 | 0,53136 |
| | | 12 | 0,10978 | 0,08886 | 1,259% | 0,00774 | 0,01311 | 0,59514 | 0,39175 |
| | ARI (2) | 1 | 0,07552 | 0,05804 | 0,823% | 0,00532 | 0,02601 | 0,03152 | 0,94247 |
| | | 2 | 0,10913 | 0,07213 | 1,027% | 0,00768 | 0,07917 | 0,03359 | 0,88724 |
| | | 3 | 0,09184 | 0,06309 | 0,896% | 0,00648 | 0,01160 | 0,13879 | 0,84961 |
| | | 6 | 0,09106 | 0,07354 | 1,038% | 0,00643 | 0,02025 | 0,55999 | 0,41976 |
| | | 12 | 0,10356 | 0,08967 | 1,268% | 0,00730 | 0,00561 | 0,51309 | 0,48131 |

| Région Asie | | | Mesures de performance | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ***Variable*** | ***Type de modèle*** | ***Horizon de prévision*** | ***RMSFE*** | ***MAE*** | ***MAPE*** | ***Theil Coef*** | ***Bias Proportion*** | ***Variance Proportion*** | ***Covariance Proportion*** |
| ABS | VAR | 1 | 0,03492 | 0,02484 | 0,324% | 0,00228 | 0,24475 | 0,01206 | 0,74319 |
| | | 2 | 0,05602 | 0,03670 | 0,481% | 0,00365 | 0,27116 | 0,00017 | 0,72867 |
| | | 3 | 0,08704 | 0,06345 | 0,834% | 0,00566 | 0,34684 | 0,02479 | 0,62837 |
| | | 6 | 0,08802 | 0,06118 | 0,804% | 0,00573 | 0,27215 | 0,00746 | 0,72039 |
| | | 12 | 0,15730 | 0,11017 | 1,447% | 0,01020 | 0,38397 | 0,03609 | 0,57994 |
| | VECM | 1 | 0,03924 | 0,02841 | 0,371% | 0,00256 | 0,33928 | 0,05427 | 0,60646 |
| | | 2 | 0,05964 | 0,04054 | 0,371% | 0,00388 | 0,33262 | 0,00474 | 0,66264 |
| | | 3 | 0,08780 | 0,06462 | 0,849% | 0,00571 | 0,37430 | 0,02176 | 0,60394 |
| | | 6 | 0,07982 | 0,05657 | 0,743% | 0,00519 | 0,29595 | 0,01628 | 0,68777 |
| | | 12 | 0,15004 | 0,10528 | 1,383% | 0,00973 | 0,39604 | 0,02544 | 0,57852 |
| | ARIMA (1,1,2) | 1 | 0,03840 | 0,03355 | 0,438% | 0,00251 | 0,03728 | 0,00193 | 0,96079 |
| | | 2 | 0,05556 | 0,04198 | 0,549% | 0,00362 | 0,01197 | 0,05971 | 0,92831 |
| | | 3 | 0,07691 | 0,06526 | 0,854% | 0,00501 | 0,04117 | 0,02601 | 0,93282 |
| | | 6 | 0,05593 | 0,04849 | 0,633% | 0,00365 | 0,08190 | 0,46941 | 0,44868 |
| | | 12 | 0,06799 | 0,05259 | 0,689% | 0,00444 | 0,01555 | 0,30289 | 0,68156 |
| | | | | | | | | | |
| Caprolactame | VAR | 1 | 0,07060 | 0,06230 | 0,779% | 0,00440 | 0,06964 | 0,05126 | 0,87910 |
| | | 2 | 0,10443 | 0,08850 | 1,110% | 0,00650 | 0,04357 | 0,04793 | 0,90850 |
| | | 3 | 0,15288 | 0,12752 | 1,599% | 0,00951 | 0,06626 | 0,00691 | 0,92683 |
| | | 6 | 0,14405 | 0,11836 | 1,484% | 0,00898 | 0,00043 | 0,09233 | 0,90724 |
| | | 12 | 0,13678 | 0,11615 | 1,455% | 0,00853 | 0,00470 | 0,19264 | 0,80266 |
| | VECM | 1 | 0,07091 | 0,06164 | 0,771% | 0,00442 | 0,04598 | 0,04316 | 0,91085 |
| | | 2 | 0,10537 | 0,09057 | 1,135% | 0,00657 | 0,01269 | 0,04308 | 0,94422 |
| | | 3 | 0,15141 | 0,13615 | 1,704% | 0,00943 | 0,02151 | 0,00273 | 0,97576 |
| | | 6 | 0,11651 | 0,10175 | 1,268% | 0,00729 | 0,16914 | 0,15095 | 0,67991 |
| | | 12 | 0,12063 | 0,10768 | 1,340% | 0,00755 | 0,22281 | 0,20403 | 0,57317 |
| | ARIMA(2,1,1) | 1 | 0,06629 | 0,05045 | 0,630% | 0,00414 | 0,05734 | 0,02447 | 0,91818 |
| | | 2 | 0,11516 | 0,09074 | 1,131% | 0,00720 | 0,11952 | 0,01019 | 0,87029 |
| | | 3 | 0,16057 | 0,13540 | 1,687% | 0,01005 | 0,14248 | 0,00148 | 0,85604 |
| | | 6 | 0,19850 | 0,17452 | 2,164% | 0,01251 | 0,73330 | 0,02940 | 0,23730 |
| | | 12 | 0,27045 | 0,24426 | 3,026% | 0,01713 | 0,81569 | 0,07418 | 0,11013 |

Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4) à partir des prévisions réalisées avec les modèles VECM, VARD et ARIMA

Sur le marché asiatique de l'éthylène, le modèle VECM est également le meilleur modèle pour minimiser les erreurs de prévision. Par rapport au modèle ARIMA, il permet de réduire l'erreur de prévision de 23% à court terme (1 mois) mais fonctionne moins bien à long terme. Par rapport au modèle VARD, le modèle VECM réduit significativement l'erreur de prévision à tous les horizons, de 13% à 1 mois jusqu'à 30% à 12 mois.

Sur le marché de l'ABS les résultats sont comparables au marché européen du propylène. Le modèle univarié ARIMA fonctionne mieux que les modèles multivariés surtout à long terme. À un horizon de 12 mois les critères de prévision sont réduits de plus de 50% avec le modèle ARIMA. À court terme l'avantage du modèle univarié est plus mitigé. Les erreurs des trois modèles sont très proches selon le critère du RMSFE. Selon la MAE et la MAPE les modèles multivariés VARD et VECM ont des erreurs de prévision inférieures au modèle ARIMA.

Sur le marché asiatique du caprolactame, le modèle VECM minimise l'erreur de prévision moyenne sur tous les horizons. Contrairement au marché européen, la relation de cointégration semble améliorer à la marge les prévisions. À court terme (1 mois) les erreurs des trois modèles sont très proches. C'est surtout à long terme que le modèle VECM permet de réduire significativement les erreurs de prévision, de 10% par rapport au modèle VARD et de plus de 55% par rapport au modèle ARIMA.

Pour conclure sur les marchés asiatiques, nous confirmons que l'utilisation de modèles VECM réduit significativement les erreurs de prévision des prix pétrochimiques asiatiques à l'exception du prix de l'ABS. Par rapport aux modèles univariés ARIMA, nous avons montré que les prix des autres variables explicatives peuvent être importants dans la modélisation des dynamiques des prix de référence pétrochimiques. Nous avons également démontré que pour les variables cointégrées la modélisation à correction d'erreur VECM permet de réduire significativement l'erreur de prévision par rapport aux modèles qui ne tiennent pas compte de l'existence de la relation de cointégration. Sur les marchés asiatiques comme sur les marchés européens, la relation de cointégration de long terme est importante afin d'améliorer les prévisions des prix de référence pétrochimiques.

## 6.3. Choix de la méthodologie de cointégration et prévision à moyen terme des perspectives d'évolution des prix pétrochimiques

Dans la première partie nous avons mis en évidence l'intérêt de la modélisation ECM pour faire des prévisions de variables cointégrées. Il convient à présent de déterminer quelle est la méthode d'estimation de modèles à correction d'erreur la plus performante. Plusieurs auteurs ont soulevé les limites de la méthodologie d'Engle et Granger (1987) pour modéliser les dynamiques de variables cointégrées (Masih & Masih, 1999 ; Ganzalo, 1994 ; Lanza & al, 2005). Ils préfèrent la méthodologie proposée par Johansen (1988). Ayant estimé des modèles à l'aide des deux méthodologies nous allons contribuer à ce débat en comparant dans la première partie les performances de prévisions des modèles issus de chacune des méthodologies. Dans le cadre de prévisions dynamiques hors échantillon des prix de référence pétrochimiques nous vérifierons si une des deux méthodologies est supérieure à l'autre. Dans la deuxième partie, nous ferons des prévisions ex-ante à un horizon de douze mois sur les marchés européens et asiatiques des matières plastiques. Il sera intéressant d'interpréter les tendances identifiées sur les différents marchés et l'impact potentiel sur l'industrie automobile.

### 6.3.1. Comparaison de performances de prévision des modèles d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988)

Les modèles VECM que nous avons estimés dans le chapitre 4 sont des systèmes d'équations autonomes où les variables explicatives dans les équations de court terme sont modélisées par les autres équations du système. Afin de réaliser des prévisions hors échantillon le système utilise les prévisions faites par les autres équations. À l'inverse, les modèles ECM d'Engle et Granger (chapitre 5) sont des systèmes d'une seule équation dans lesquels les variables explicatives sont exogènes. Afin de prévoir la variable dépendante, il est nécessaire de faire des prévisions sur les valeurs futures des variables explicatives ce qui introduit encore plus d'incertitude. (Pindynck & Rubinfeld, 1998).

Pour comparer les performances de prévision des deux types de modèle VECM et ECM dans le cas de prévisions hors échantillon, nous devons donc distinguer deux cadres d'analyse :

- Le cadre de prévisions ex-post inconditionnelles c'est-à-dire lorsque les variables explicatives du modèle ECM sont parfaitement connues. C'est un cadre purement théorique qui ne correspond pas à la réalité des situations des prévisionnistes qui ne connaissent pas les vraies valeurs des variables explicatives.
- Le cadre de prévisions ex-post conditionnelles c'est-à-dire lorsque les variables explicatives du modèle ECM sont inconnues. Cette situation est plus réaliste et permet de réaliser de « vraies » prévisions hors échantillon.

#### 6.3.1.1. Comparaison des prévisions des modèles de cointégration sur les marchés européens

Comme dans la section 1, nous réalisons des prévisions des prix pétrochimiques de référence sur le marché européen. Les prévisions sont dynamiques et ex-post sur la période de janvier 2011 à juin 2012 avec un échantillon évolutif sur plusieurs horizons (1 mois, 6 mois et 12 mois).

Nous présentons les résultats des prévisions des prix des variables cointégrées uniquement : le propylène et l'éthylène. En effet ; le test de cointégration d'Engle et Granger (1987) a montré que les prix de l'ABS et du caprolactame en Europe ne sont pas cointégrés avec les autres variables[114]. De plus nous présentons les deux modèles ECM de modélisation du prix du propylène : dans le premier le propylène est cointégré avec les prix du plastique PP ; dans le deuxième le propylène est cointégré avec les prix du pétrole brut Brent.

##### i. Les performances des prévisions ex-post inconditionnelles

Le tableau 92 présente les critères d'évaluation des erreurs de prévision inconditionnelles des prix du propylène et de l'éthylène avec les modèles ECM et VECM.

Premièrement, nous retrouvons que les prévisions réalisées à court terme (1 mois) par les modèles ECM sont plus performantes que les prévisions de long terme. Ce résultat est valable pour les deux variables. En effet comme nous l'avions expliqué pour les prévisions des modèles VECM, la modélisation à correction d'erreur est surtout

[114] Voir chapitre 5 – Section 5.2 – Partie 5.2.2 – 5.2.2.1 et 5.2.2.2

avantageuse à court terme car la valeur du terme de correction d'erreur est nulle à long terme (Christofferson et Diebold, 1998).

En comparant les deux modèles de cointégration, nous constatons que les modèles ECM font de meilleures prévisions à court terme que les modèles VECM sur les marchés du propylène et de l'éthylène.

Le gain de précision est principalement observable sur le marché du propylène. À court terme (1 mois), le modèle ECM PP est le plus performant, il réduit les critères d'erreur de prévision de près de 40% par rapport au modèle VECM. Le modèle ECM Brent est un peu moins performant, il réduit les erreurs de prévision de près de 10% par rapport au modèle VECM. À long terme (12 mois), le modèle ECM PP permet de réduire les erreurs de prévision de 80% par rapport au modèle VECM alors que les modèles ECM Brent et VECM présentent des performances de prévision similaires.

En comparant les deux modèles ECM, nous constatons que le modèle ECM PP est globalement plus performant que le modèle ECM Brent à tous les horizons. Ce résultat confirme que le prix du pétrole brut influence le prix du propylène à long terme tel que peut l'expliquer la théorie du canal des coûts de production, mais sur la période étudiée la dynamique du prix du propylène a été significativement dominée par l'influence des prix du plastique polypropylène via le canal de la demande.

Sur le marché de l'éthylène, l'avantage du modèle ECM n'est visible que sur les prévisions à 1 mois avec une réduction des critères d'erreur de prévision de seulement 5% par rapport au modèle VECM. À long terme (12 mois), le modèle VECM est plus performant que le modèle ECM. Avec le modèle VECM, les erreurs de prévisions sont réduites de 15% (RMSFE) à 19% (MAE et MAPE) par rapport au modèle ECM mais le critère du biais est élevé (0,237 pour le VECM contre 0, 01 pour l'ECM).

Finalement, il nous semble logique que les modèles ECM réalisent de meilleures prévisions inconditionnelles que les modèles VECM car nous avons utilisé les vraies valeurs des variables explicatives dans les équations des modèles ECM. Selon nous, afin de réaliser une analyse non biaisée des deux types de modèle, il est préférable de

comparer les prévisions des modèles VECM à des prévisions conditionnelles[115] des modèles ECM.

**Tableau 92: Comparaison des performances des prévisions inconditionnelles des modèles ECM et VECM en Europe**

| Europe | | | Mesures de performance | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Variables* | *Type de modèle* | *Horizon de prévision* | *RMSFE* | *MAE* | *MAPE* | *Theil Coef* | *Biais Proportion* | *Variance Proportion* | *Covariance Proportion* |
| Propylène | ECM PP | 1 | 0,03532 | 0,03207 | 0,464% | 0,00255 | 0,00515 | 0,04833 | 0,94652 |
| | | 6 | 0,04875 | 0,03810 | 0,553% | 0,00352 | 0,05547 | 0,00924 | 0,93530 |
| | | 12 | 0,04910 | 0,03831 | 0,556% | 0,00354 | 0,06298 | 0,00543 | 0,93159 |
| | ECM Brent | 1 | 0,05862 | 0,04826 | 0,698% | 0,00423 | 0,03223 | 0,02656 | 0,94121 |
| | | 6 | 0,16707 | 0,14026 | 2,032% | 0,01207 | 0,00368 | 0,00646 | 0,98986 |
| | | 12 | 0,23215 | 0,18944 | 2,758% | 0,01671 | 0,02829 | 0,00806 | 0,96366 |
| | VECM | 1 | 0,06523 | 0,05323 | 0,769% | 0,00471 | 0,00225 | 0,03991 | 0,95784 |
| | | 6 | 0,20985 | 0,18992 | 2,738% | 0,01522 | 0,09335 | 0,00959 | 0,89706 |
| | | 12 | 0,22308 | 0,19982 | 2,886% | 0,01617 | 0,05906 | 0,00213 | 0,93881 |
| Ethylène | ECM | 1 | 0,07265 | 0,06230 | 0,863% | 0,00501 | 0,04722 | 0,02027 | 0,93252 |
| | | 6 | 0,13301 | 0,10338 | 1,418% | 0,00923 | 0,21081 | 0,00310 | 0,78609 |
| | | 12 | 0,18828 | 0,16935 | 2,343% | 0,01299 | 0,01144 | 0,02137 | 0,96720 |
| | VECM | 1 | 0,07287 | 0,06562 | 0,909% | 0,00503 | 0,03082 | 0,00846 | 0,96072 |
| | | 6 | 0,18129 | 0,16073 | 2,220% | 0,01257 | 0,07274 | 0,03792 | 0,88934 |
| | | 12 | 0,16300 | 0,14195 | 1,954% | 0,01133 | 0,23768 | 0,21010 | 0,55222 |

Source : Calculs à partir des prévisions réalisées avec les modèles ECM (Engle et Granger, 1987) et VECM (Johansen, 1988)

### ii. Les performances des prévisions ex-post conditionnelles

Dans le cas des prévisions conditionnelles, plusieurs sortes d'hypothèses peuvent être faites sur les évolutions des variables exogènes pendant la période de prévision. Nous décidons d'utiliser des modèles univariés ARIMA afin de réaliser les prévisions des prix du PP, du pétrole Brent et du taux de change entre les mois de janvier 2011 et juin 2012 (Annexe 6 – C). Nous utilisons les modèles ARIMA car ils permettent de réaliser des prévisions ex-ante très simplement sans utiliser d'autres variables. De plus, Granger et Ashluy (1979) et Granger (1996) ont montré que les modèles ARIMA peuvent donner de bonnes prévisions en période d'instabilité sur les marchés. Le prix du PP est modélisé avec un modèle AR (2), le prix du pétrole Brent avec un modèle AR (1) et le taux de change Euro-Dollar avec un modèle MA (1) (Voir Annexe 6 – C).

[115] Nous rappelons que les prévisions conditionnelles correspondent aux situations où les valeurs futures des variables explicatives ne sont pas connues lors de la réalisation des prévisions (Pindyck & Rubinfel, 1998).

Le tableau 93 présente les critères d'évaluation des prévisions des prix du propylène et de l'éthylène avec les modèles ECM et VECM dans le cadre de prévisions conditionnelles.

Premièrement, nous constatons que les gains importants de précisions identifiés à court terme pour les modèles ECM dans le cas de prévisions inconditionnelles sont fortement réduits lorsque nous ne connaissons pas les vraies valeurs des variables explicatives. Prenons l'exemple du modèle ECM PP, à court terme (1 mois) le RMSFE passe de 0,03532 dans le cas inconditionnel à 0,06115 dans le cas conditionnel soit une augmentation de 73%. Les autres critères d'erreur sont également significativement augmentés (+63% pour le MAE et le MAPE et +73% pour Theil). À long terme, l'augmentation de l'erreur est encore plus importante, le RMSFE passe de 0,04910 à 0,18703 en hausse de 280%. Le MAE et le MAPE augmentent de 330% et le coefficient de Theil de 280%. Comme l'expliquent Pindyck et Runbinfeld (1998), les prévisions sur les valeurs futures des variables explicatives introduisent encore plus d'incertitude dans les prévisions de la variable dépendante.

Dans le cas de prévisions conditionnelles, nous constatons que sur le marché du propylène les deux modèles ECM sont plus performants que le modèle VECM à court terme et à long terme. Le gain de précision est cependant relativement faible.

Plus en détail, nous remarquons qu'à court terme le modèle ECM Brent est le modèle de prévision le plus performant[116]. Le gain de précision par rapport au modèle ECM PP est marginal (4%) et plus important par rapport au modèle VECM (10%). À long terme (12 mois), le modèles ECM PP reste le modèle le plus performant des trois modèles. La réduction des erreurs de prévision est en moyenne de 7% par rapport au modèle ECM Brent et de près de 17% par rapport au modèle VECM.

Sur le marché de l'éthylène, les performances de prévision des modèles ECM et VECM sont pratiquement identiques selon les critères RMSFE, MAE MAPE et coefficient de Theil. Cependant, l'analyse du critère du biais révèle un avantage pour le modèle VECM qui minimise l'écart de la moyenne des prévisions par rapport à la moyenne des vraies valeurs.

[116] Nous faisons remarquer que les prévisions ex-ante conditionnelles à 1 mois du modèle ECM Brent sont les mêmes que les prévisions inconditionnelles. En effet le modèle ECM Brent ne contient que des variables explicatives décalées d'une seule période.

**Tableau 93: Comparaison des performances des prévisions conditionnelles des modèles ECM et VECM en Europe**

| Europe | | | Mesures de performance | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Variables* | *Type de modèle* | *Horizon de prévision* | *RMSFE* | *MAE* | *MAPE* | *Theil Coef* | *Biais Proportion* | *Variance Proportion* | *Covariance Proportion* |
| Propylène | ECM PP | 1 | 0,06115 | 0,05228 | 0,756% | 0,00441 | 0,00169 | 0,02109 | 0,97722 |
| | | 6 | 0,19530 | 0,17520 | 2,529% | 0,01415 | 0,06645 | 0,02096 | 0,91259 |
| | | 12 | 0,18703 | 0,16566 | 2,388% | 0,01356 | 0,10252 | 0,03680 | 0,86068 |
| | ECM Brent | 1 | 0,05862 | 0,04826 | 0,698% | 0,00423 | 0,03223 | 0,02656 | 0,94121 |
| | | 6 | 0,18867 | 0,16552 | 2,392% | 0,01366 | 0,04489 | 0,00980 | 0,94530 |
| | | 12 | 0,20199 | 0,17668 | 2,557% | 0,01461 | 0,02035 | 0,00276 | 0,97689 |
| | VECM | 1 | 0,06523 | 0,05323 | 0,769% | 0,00471 | 0,00225 | 0,03991 | 0,95784 |
| | | 6 | 0,20985 | 0,18992 | 2,738% | 0,01522 | 0,09335 | 0,00959 | 0,89706 |
| | | 12 | 0,22308 | 0,19982 | 2,886% | 0,01617 | 0,05906 | 0,00213 | 0,93881 |
| Ethylène | ECM | 1 | 0,07265 | 0,06230 | 0,863% | 0,00501 | 0,04722 | 0,02027 | 0,93252 |
| | | 6 | 0,17027 | 0,14405 | 1,976% | 0,01185 | 0,37546 | 0,10854 | 0,51601 |
| | | 12 | 0,16990 | 0,14180 | 1,944% | 0,01183 | 0,43355 | 0,13971 | 0,42674 |
| | VECM | 1 | 0,07287 | 0,06562 | 0,909% | 0,00503 | 0,03082 | 0,00846 | 0,96072 |
| | | 6 | 0,18129 | 0,16073 | 2,220% | 0,01257 | 0,07274 | 0,03792 | 0,88934 |
| | | 12 | 0,16300 | 0,14195 | 1,954% | 0,01133 | 0,23768 | 0,21010 | 0,55222 |

Source : Calculs à partir des prévisions réalisées avec les modèles ECM (Engle et Granger, 1987) et VECM (Johansen, 1988)

#### 6.3.1.2. Comparaison des prévisions des modèles de cointégration sur les marchés asiatiques

Nous effectuons à présent une comparaison des prévisions des prix à partir des modèles de cointégration sur les marchés asiatiques. Les prévisions sont dynamiques et ex-post sur la période de janvier 2011 à juin 2012 avec un échantillon évolutif sur plusieurs horizons (1 mois, 6 mois et 12 mois).

Nous souhaitons rappeler qu'à la différence des marchés européens, toutes les variables sont cointégrées en Asie. Par conséquent nous allons comparer quatre modèles VECM à quatre modèles ECM portant sur les prix du propylène, de l'éthylène, de l'ABS et du caprolactame. De plus les tests de causalité de Granger nous ont permis d'identifier dans le chapitre 4 des relations d'interdépendances entre les prix pétrochimiques et les prix du pétrole. Nous pouvons donc considérer que les modèles dynamiques VECM pourraient permettre de mieux modéliser les boucles rétroactives entre les prix. La comparaison des performances de prévision des modèles ECM et VECM devrait nous permettre de vérifier notre hypothèse.

### i. Les performances des prévisions ex-post inconditionnelles

Le tableau 94 présente les critères d'évaluation des erreurs de prévision inconditionnelles des prix des quatre produits pétrochimiques de référence avec les modèles ECM et VECM en Asie.

En premier lieu, nous retrouvons sur les marchés asiatiques qu'en moyenne à tous les horizons les modèles ECM permettent de minimiser les erreurs de prévisions par rapport aux modèles VECM. Cependant, nous constatons que les gains de précision sont les plus importants à long terme.

À court terme l'avantage du modèle ECM est nul sur les marchés des produits de commodités. Pour le prix du propylène et de l'éthylène les modèles dynamiques VECM effectuent de meilleures prévisions à court terme que les modèles ECM. Avec le modèle VECM, le RMSFE est réduit de 2% pour le prix du propylène et de 8% pour le prix de l'éthylène par rapport au modèle ECM.

Pour les matières techniques, les modèles ECM sont les plus performants à court terme, ils réduisent les erreurs de prévision de 38% pour l'ABS et de 35% pour le caprolactame par rapport au modèle VECM.

À long terme (12 mois), les modèles ECM sont plus performants que les modèles VECM à tous les horizons et sur tous les marchés. Tous les critères d'erreur de prévision sont significativement réduits avec les modèles ECM. Le gain de précision est minime pour le prix de l'éthylène (1%), il est plus important pour le prix du propylène (de 7% pour le RMSFE à 24% pour le MAE) et très important pour le prix de l'ABS (75%) et du caprolactame (35%).

Dans le cadre de prévisions inconditionnelles, il nous semble cohérent que les modèles ECM soient plus performants que les modèles VECM à long terme car nous connaissons les vraies valeurs des variables explicatives. Nous remarquons cependant que l'avantage du modèle ECM par rapport au modèle VECM est beaucoup moins important en Asie qu'en Europe.

**Tableau 94: Comparaison des performances des prévisions inconditionnelles des modèles ECM et VECM en Asie**

| Asie | | | Mesures de performance | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Variable* | *Type de modèle* | *Horizon de prévision* | *RMSFE* | *MAE* | *MAPE* | *Theil Coef* | *Bias Proportion* | *Variance Proportion* | *Covariance Proportion* |
| Propylène | ECM | 1 | 0,05977 | 0,04996 | 0,688% | 0,00412 | 0,00907 | 0,12161 | 0,86931 |
| | | 6 | 0,08821 | 0,07315 | 1,009% | 0,00608 | 0,02806 | 0,16005 | 0,81189 |
| | | 12 | 0,10890 | 0,07798 | 1,081% | 0,00749 | 0,03268 | 0,00425 | 0,96308 |
| | VECM | 1 | 0,05849 | 0,05106 | 0,703% | 0,00403 | 0,04435 | 0,04787 | 0,90778 |
| | | 6 | 0,11517 | 0,09994 | 1,374% | 0,00796 | 0,22378 | 0,12816 | 0,64807 |
| | | 12 | 0,11802 | 0,10340 | 1,420% | 0,00817 | 0,30362 | 0,18742 | 0,50896 |
| Ethylène | ECM | 1 | 0,06274 | 0,04511 | 0,641% | 0,00442 | 0,14943 | 0,17483 | 0,67574 |
| | | 6 | 0,07452 | 0,04864 | 0,690% | 0,00525 | 0,02258 | 0,15593 | 0,82149 |
| | | 12 | 0,10860 | 0,08818 | 1,255% | 0,00763 | 0,27034 | 0,34162 | 0,38804 |
| | VECM | 1 | 0,05798 | 0,04452 | 0,631% | 0,00409 | 0,02839 | 0,11746 | 0,85415 |
| | | 6 | 0,10934 | 0,08407 | 1,191% | 0,00771 | 0,00357 | 0,46507 | 0,53136 |
| | | 12 | 0,10978 | 0,08886 | 1,259% | 0,00774 | 0,01311 | 0,59514 | 0,39175 |
| ABS | ECM | 1 | 0,02422 | 0,01949 | 0,254% | 0,00158 | 0,10959 | 0,02819 | 0,86222 |
| | | 6 | 0,04407 | 0,03580 | 0,468% | 0,00288 | 0,17661 | 0,30544 | 0,51795 |
| | | 12 | 0,03385 | 0,02687 | 0,351% | 0,00221 | 0,01714 | 0,14954 | 0,83332 |
| | VECM | 1 | 0,03924 | 0,02841 | 0,371% | 0,00256 | 0,33928 | 0,05427 | 0,60646 |
| | | 6 | 0,07982 | 0,05657 | 0,743% | 0,00519 | 0,29595 | 0,01628 | 0,68777 |
| | | 12 | 0,15004 | 0,10528 | 1,383% | 0,00973 | 0,39604 | 0,02544 | 0,57852 |
| Caprolactame | ECM | 1 | 0,05029 | 0,04419 | 0,555% | 0,00313 | 0,10521 | 0,27794 | 0,61685 |
| | | 6 | 0,07436 | 0,06106 | 0,768% | 0,00463 | 0,03448 | 0,71170 | 0,25382 |
| | | 12 | 0,07884 | 0,06676 | 0,836% | 0,00492 | 0,00183 | 0,70892 | 0,28925 |
| | VECM | 1 | 0,07091 | 0,06164 | 0,771% | 0,00442 | 0,04598 | 0,04316 | 0,91085 |
| | | 6 | 0,11651 | 0,10175 | 1,268% | 0,00729 | 0,16914 | 0,15095 | 0,67991 |
| | | 12 | 0,12063 | 0,10768 | 1,340% | 0,00755 | 0,22281 | 0,20403 | 0,57317 |

Source : Calculs à partir des prévisions réalisées avec les modèles ECM (Engle et Granger, 1987) et VECM (Johansen, 1988)

### ii. Les performances des prévisions ex-post conditionnelles

Afin de pouvoir de réaliser une analyse non biaisée des deux types de modèle, il est préférable de comparer les prévisions des modèles VECM à des prévisions conditionnelles des modèles ECM. Comme nous l'avons fait pour les marchés européens, nous modélisons les variables explicatives introduites dans les modèles ECM asiatiques à l'aide de modèles ARIMA (Voir annexe 6 – C). Le prix du pétrole WTI est modélisé avec un modèle AR(2), le prix de l'acrylonitrile est un ARIMA (1, 1, 1), le styrène un MA(1), le Benzène un ARIMA (2,1, 1) et le PA6 un MA(2).

Le tableau 95 présente les critères d'évaluation des erreurs de prévision des prix des quatre produits pétrochimiques de référence avec les modèles ECM et VECM en Asie dans le cadre de prévisions conditionnelles.

Comme pour les marchés européens, nous constatons en premier lieu qu'en moyenne les performances de prévision des modèles ECM sont significativement réduites à tous les horizons par rapport aux prévisions inconditionnelles réalisées précédemment[117]. Prenons l'exemple du modèle ECM pour le prix du caprolactame, à court terme (1 mois) le RMSFE passe de 0,05029 dans le cas inconditionnel à 0,07343 dans le cas conditionnel soit une augmentation de 46%. Les autres critères d'erreur sont également significativement augmentés (+43% pour le MAE et le MAPE et +46% pour Theil). À long terme, l'augmentation de l'erreur est encore plus importante, le RMSFE passe de 0,07884 à 0,16950 en hausse de 115%, le MAE et le MAPE augmentent de 120% et le coefficient de Theil de 117%. Nous pouvons expliquer ce résultat par les incertitudes supplémentaires introduites par les prévisions des variables explicatives à l'aide des modèles univariés ARIMA (Pindyck & Rubinfeld, 1998).

Concernant les prévisions du prix du propylène, les performances de prévision des deux types de modèles sont très proches. Nous ne pouvons pas identifier de modèle dominant à l'aide des critères d'erreur. À court terme, le RMSFE et le coefficient de Theil du modèle ECM sont légèrement plus élevés de 2% que ceux du VECM. Mais le MAE et le MAPE sont plus importants de 2% que les critères correspondants du VECM. À long terme, nous identifions un léger avantage pour le modèle ECM suivant la statistique MAE qui est réduite de 17% par rapport au modèle VECM.

Sur le marché asiatique de l'éthylène, nous constatons que le modèle le plus performant à tous les horizons est le modèle VECM. À court terme, le RMSFE et le coefficient de Theil sont réduits de 8% par rapport au modèle ECM. Les valeurs du MAE et du MAPE sont très proches pour les deux modèles. À long terme, le gain de précision avec le modèle VECM est plus important, en moyenne les critères d'erreur sont réduits de 8% (MAE et MAPE) à 10% (RMSFE et Theil) par rapport au modèle ECM. Nous pouvons en conclure que les modèles VECM permettent de tenir compte

[117] Ici aussi les prévisions à 1 mois des modèles ECM pour le prix du propylène et de l'éthylène sont les mêmes que les prévisions inconditionnelles car les modèles ECM ne contiennent que des variables explicatives à retard décalées d'une seule période.

des interdépendances entre les prix des produits qui ont été mises en évidence à l'aide des tests de causalité de Granger. La modélisation dynamique VECM de Johansen (1998) permet donc d'améliorer à la marge les performances de prévisions des prix de l'éthylène.

Sur le marché de l'ABS le modèle ECM est le plus performant en matière de prévision à tous les horizons. À court terme, la statistiques RMSFE et le coefficient de Theil montrent une réduction de l'erreur de prévision de 14% par rapport au modèle VECM. Inversement, le MAE et le MAPE sont légèrement plus élevés pour le modèle ECM (2%) que pour le modèle VECM. C'est à long terme que le gain de précision réalisé avec le modèle ECM est le plus visible. Les critères d'erreur sont tous significativement réduits dans le cadre du modèle ECM. Le RMSFE et le coefficient de Theil sont réduits de 53% alors que le MAE et le MAPE sont réduits de 45% par rapport au modèle VECM. Nous pouvons enfin remarquer que le modèle ECM présente des performances de prévision très comparables au meilleur modèle univarié ARIMA (1,1, 2) présenté dans la partie précédente (Tableau 91). À court terme, le modèle ECM est même un peu plus performant que le modèle ARIMA avec des erreurs de prévision réduites de 12% (RMSFE et Theil) à 14% (MAE et MAPE). Ce résultat confirme que la modélisation à correction d'erreur permet de réduire significativement les erreurs de prévision à court terme des prix pétrochimiques asiatiques y compris pour le prix de l'ABS dans le cadre de la méthodologie d'Engle et Granger (1987).

Pour terminer notre analyse du tableau 95, nous remarquons que sur le marché du caprolactame le modèle le plus performant à tous les horizons est le modèle VECM comme pour le prix de l'éthylène. À court terme, les statistiques d'erreur sont réduites en moyenne de 3 à 4% par rapport au modèle ECM. À long terme, le gain de précision est plus important. Les critères d'erreur du modèle VECM sont réduits significativement de 40% en moyenne par rapport au modèle ECM. Il semble que la modélisation dynamique VECM valorise les relations d'interdépendance existantes entre le prix du caprolactame et les prix des autres produits pétrochimiques et pétroliers.

**Tableau 95: Comparaison des performances des prévisions conditionnelles des modèles ECM et VECM en Asie**

| Asie | | | Mesures de performance | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| *Variable* | *Type de modèle* | *Horizon de prévision* | *RMSFE* | *MAE* | *MAPE* | *Theil Coef* | *Biais Proportion* | *Variance Proportion* | *Covariance Proportion* |
| Propylène | ECM | 1 | 0,05977 | 0,04996 | 0,688% | 0,00412 | 0,00907 | 0,12161 | 0,86931 |
| | | 6 | 0,09172 | 0,07852 | 1,083% | 0,00632 | 0,01228 | 0,28396 | 0,70376 |
| | | 12 | 0,11795 | 0,08501 | 1,178% | 0,00811 | 0,03256 | 0,00101 | 0,96643 |
| | VECM | 1 | 0,05849 | 0,05106 | 0,703% | 0,00403 | 0,04435 | 0,04787 | 0,90778 |
| | | 6 | 0,11517 | 0,09994 | 1,374% | 0,00796 | 0,22378 | 0,12816 | 0,64807 |
| | | 12 | 0,11802 | 0,10340 | 1,420% | 0,00817 | 0,30362 | 0,18742 | 0,50896 |
| Ethylène | ECM | 1 | 0,06274 | 0,04511 | 0,641% | 0,00442 | 0,14943 | 0,17483 | 0,67574 |
| | | 6 | 0,08087 | 0,05382 | 0,765% | 0,00570 | 0,01157 | 0,27589 | 0,71254 |
| | | 12 | 0,12189 | 0,09599 | 1,367% | 0,00856 | 0,23367 | 0,40443 | 0,36190 |
| | VECM | 1 | 0,05798 | 0,04452 | 0,631% | 0,00409 | 0,02839 | 0,11746 | 0,85415 |
| | | 6 | 0,10934 | 0,08407 | 1,191% | 0,00771 | 0,00357 | 0,46507 | 0,53136 |
| | | 12 | 0,10978 | 0,08886 | 1,259% | 0,00774 | 0,01311 | 0,59514 | 0,39175 |
| ABS | ECM | 1 | 0,03377 | 0,02898 | 0,379% | 0,00220 | 0,01720 | 0,03705 | 0,94575 |
| | | 6 | 0,05976 | 0,05325 | 0,695% | 0,00391 | 0,13363 | 0,25747 | 0,60890 |
| | | 12 | 0,07077 | 0,05727 | 0,750% | 0,00462 | 0,00437 | 0,10959 | 0,88604 |
| | VECM | 1 | 0,03924 | 0,02841 | 0,371% | 0,00256 | 0,33928 | 0,05427 | 0,60646 |
| | | 6 | 0,07982 | 0,05657 | 0,743% | 0,00519 | 0,29595 | 0,01628 | 0,68777 |
| | | 12 | 0,15004 | 0,10528 | 1,383% | 0,00973 | 0,39604 | 0,02544 | 0,57852 |
| Caprolactame | ECM | 1 | 0,07343 | 0,06345 | 0,794% | 0,00458 | 0,00176 | 0,16191 | 0,83633 |
| | | 6 | 0,14870 | 0,13252 | 1,642% | 0,00934 | 0,58780 | 0,22252 | 0,18968 |
| | | 12 | 0,16950 | 0,14888 | 1,842% | 0,01066 | 0,63542 | 0,26376 | 0,10082 |
| | VECM | 1 | 0,07091 | 0,06164 | 0,771% | 0,00442 | 0,04598 | 0,04316 | 0,91085 |
| | | 6 | 0,11651 | 0,10175 | 1,268% | 0,00729 | 0,16914 | 0,15095 | 0,67991 |
| | | 12 | 0,12063 | 0,10768 | 1,340% | 0,00755 | 0,22281 | 0,20403 | 0,57317 |

Source : Calculs à partir des prévisions réalisées avec les modèles ECM (Engle et Granger, 1987) et VECM (Johansen, 1988)

### 6.3.2. Prévision des prix pétrochimiques de référence utilisés dans l'industrie automobile

Les tests et les analyses que nous avons effectués précédemment nous ont permis d'identifier les modèles les plus performants en matière de prévision des prix. Nous réalisons à présent deux séries de prévision dynamiques ex-ante des prix pétrochimiques et plastiques à partir des modèles VAR, VECM et ECM (Sims, 1980 ; Engle et Granger, 1987 ; Johansen, 1988).

- des prévisions ex-ante inconditionnelles à court terme entre les mois de juillet 2012 et décembre 2012 avec les modèles VECM et VAR estimés dans le chapitre 4. Les prévisions ainsi effectuées sont parfaitement autonomes sans hypothèses sur les variables explicatives.

- des prévisions ex-ante conditionnelles à moyen terme des prix du propylène et de l'éthylène en Europe et en Asie avec les modèles ECM estimés dans le chapitre 5. Nous comparerons trois scénarios d'évolution des prix du pétrole brut entre juillet 2012 et décembre 2013 construits à partir des prévisions mensuelles de court terme de l'EIA (US Energy Information Administration) et d'hypothèses personnelles.

À partir des tendances identifiées sur les marchés, nous discuterons des impacts que peuvent avoir les variations des prix sur le secteur automobile notamment en matière de stratégie industrielle et de gestion du risque prix matières première.

#### 6.3.2.1. Les perspectives d'évolution des prix des plastiques à court terme

Avant d'effectuer les prévisions, nous devons réestimer les modèles VECM et VAR sur la nouvelle période de janvier 2004 à juin 2012 afin de tenir compte des dernières évolutions des prix sur les marchés. Pour le faire, nous suivons la même méthodologie que dans le chapitre 4.

Nous créons une nouvelle variable indicatrice « crise dettes » qui prend la valeur 1 pour le mois de juin 2012 et 0 sinon. Elle est introduite dans les modèles VECM du PP et du PE européen et asiatique. Elle tient compte de la baisse des prix du pétrole et d'autres matières pétrochimiques en juin 2012 suite aux grandes incertitudes sur la résolution de la crise des dettes souveraines européennes. Lors de la procédure de ré-estimation, nous constatons que tous les résultats présentés dans le chapitre 4 sont valables sur la nouvelle période d'estimation à l'exception du modèle VECM PP en Europe (voir paragraphe suivant). Les tests de validation appliqués sur les résidus confirment les bonnes spécifications des modèles ré-estimés sur la nouvelle période (blancheur, normalité, autocorrélation, effet ARCH et hétéroscédasticité).

##### i. Prévisions inconditionnelles à 6 mois des prix en Europe

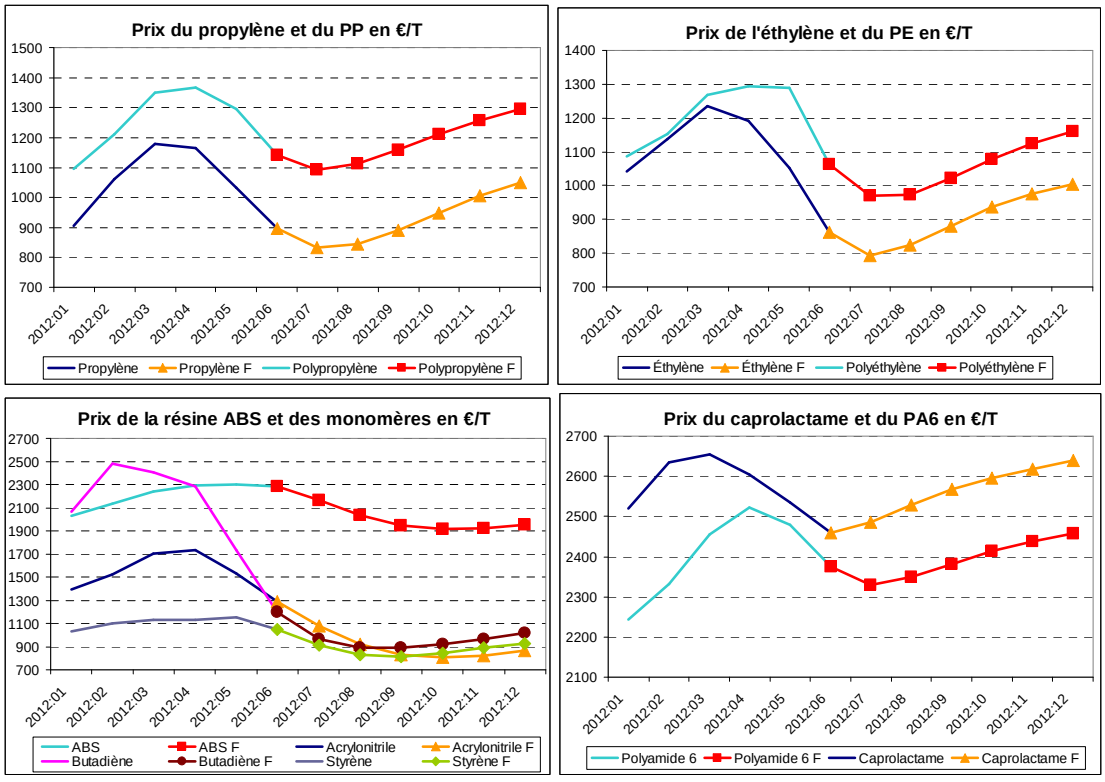
Lors de la mise à jour des modèles multivariés, nous identifions un unique changement pour le prix du PP et du propylène en Europe. Sur la période de janvier 2004 à juin 2012, le test de cointégration de Johansen (1998) identifie deux relations de cointégration significatives à 5% sur le marché du PP (Annexe 6 – D – Tableau

27). La première relation de cointégration représente la relation de long terme qui lie le prix du C3 et le prix du pétrole Brent. La deuxième représente la relation de long terme entre le prix du plastique PP et le prix du pétrole Brent. L'estimation du modèle VECM (Annexe 6 – D – Tableau 28) nous permet de représenter les relations de court terme entre les variables. Enfin, les tests de validation appliqués sur les résidus du nouveau modèle confirment la bonne spécification du modèle estimé sur la nouvelle période.

Les deux relations de cointégration identifiées sur la période plus récente semblent confirmer que l'influence de long terme du pétrole brut sur les prix du C3 et du PP est dominante. Ce résultat n'est pas contradictoire avec les résultats du chapitre 4. En effet, dans un contexte de stagnation de l'économie européenne et de demande réduite, le poids des coûts de production dans la dynamique des prix du propylène et du plastique PP semble être devenu prépondérant. Nous confirmons ici le résultat du test de cointégration bivarié d'Engle et Granger (1987) effectué dans le chapitre 5.

Les prévisions que nous avons effectuées sur les marchés européens de matières plastiques sont présentées dans les graphiques ci-dessous (Graphique 43).

**Graphique 43: Prévisions inconditionnelles des prix de référence en Europe**




Source : Calcul des prévisions à partir de modèles VECM et VAR entre le 07/2012 et le 12/2012(Eviews 3)

À très court terme (1 mois), nous prévoyons une baisse des prix sur tous les marchés de matières plastiques pour le mois de juillet 2012. Nos prévisions confirment donc la tendance baissière des prix des matières premières observée depuis le printemps 2012 sur les marchés européens suite au ralentissement économique. Seul le prix du caprolactame augmenterait très faiblement (+1%) au mois de juillet alors que le prix du plastique PA6 baisserait de 1,9%.

Après la baisse du premiers mois, nous prévoyons une remontée progressive des prix au quatrième trimestre 2012 sur les quatre marchés de matières plastiques. À long terme (6 mois), les niveaux de prix devraient cependant rester en dessous de leurs valeurs hautes du printemps 2012.

La remontée des prix est observable sur tous les marchés à partir du mois d'août 2012 à l'exception de celui de l'ABS. Nous constatons que la baisse des prix sur le marché de l'ABS est plus longue que sur les trois autres marchés de matières plastiques. D'après nous prévisions les prix de l'ABS devrait baisser jusqu'au mois de novembre 2012 avant de remonter entre le mois de novembre et décembre 2012.

Les variations des prix des plastiques sont principalement causées par les fortes fluctuations de prix des inputs utilisés pour les produire. En effet, nous avons expliqué précédemment que la transmission des variations des prix du pétrole via le canal des coûts de production peut entrainer des variations des prix des produits le long de la chaîne de transformation pétrochimique.

Dans nos prévisions, les prix du PP et du propylène devraient augmenter en moyenne sur 6 mois de 13,3% et de 17%. Le prix du PE devrait augmenter en moyenne de 9% tirée par la hausse du prix de l'éthylène de 16,5%. Le prix du PA6 est prévu en hausse moyenne de 3,5% sur 6 mois influencé par l'augmentation de 7,3% du prix du caprolactame. Enfin, la diminution de 14,3% sur 6 mois des prix de l'ABS s'explique essentiellement par les baisses importantes des prix de l'acrylonitrile (-33,2%), du butadiène (-14,9%) et du styrène (-11,8%).

**Tableau 96: Synthèse des prévisions des variations des prix en Europe**

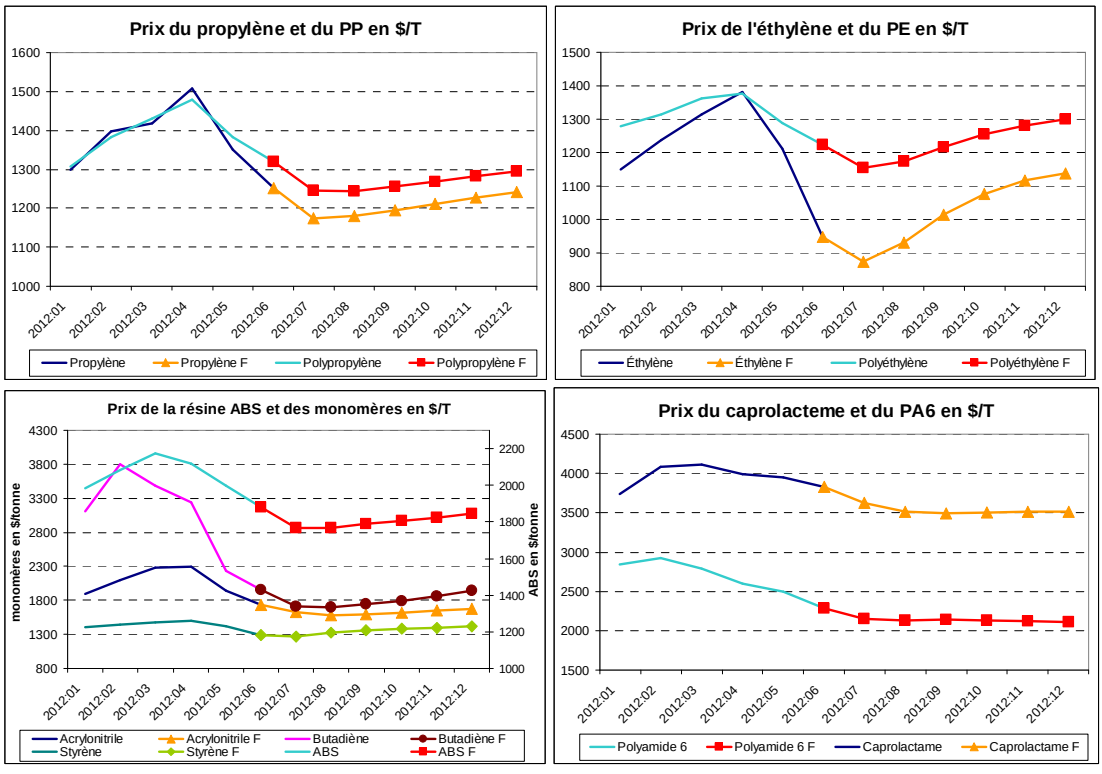
| Variables | Variation sur 1 mois en % | Variation sur 3 mois en % | Variation sur 6 mois en % | Variation mensuelle moyenne en % |
|---|---|---|---|---|
| Propylène | -7,1 | -0,8 | 17,0 | 2,7 |
| PP | -4,4 | 1,5 | 13,3 | 2,1 |
| Éthylène | -8,0 | 2,1 | 16,3 | 2,5 |
| PE | -8,8 | -3,9 | 9 | 1,4 |
| Acrylonitrile | -16,3 | -35,8 | -33,2 | -6,5 |
| Butadiène | -19,3 | -25,9 | -14,9 | -2,7 |
| Styrène | -13,4 | -22,7 | -11,8 | -2,1 |
| ABS | -5,3 | -16,1 | -14,3 | -2,5 |
| Caprolactame | 1,0 | 4,4 | 7,3 | 1,2 |
| PA6 | -1,9 | 0,3 | 3,5 | 0,6 |

Source : Calcul à partir des prévisions réalisées avec les modèles VECM et VAR

### ii. Prévisions inconditionnelles à 6 mois des prix en Asie

Les prévisions que nous avons effectuées sur les marchés asiatiques des matières plastiques sont présentées dans les graphiques ci-dessous (Graphique 44). Dans le graphique en bas à gauche, le prix de la résine ABS est représenté sur l'échelle de droite et les prix des trois monomères sur l'échelle de gauche.

**Graphique 44: Prévisions inconditionnelles des prix de référence en Asie**




Source : Calcul des prévisions à partir des modèles VECM entre le 07/2012 et le 12/2012 (Eviews 3)

Comme nous l'avions prévu sur les marchés européens, nous projetons pour le mois de juillet une baisse des prix pétrochimiques de référence sur tous les marchés asiatiques. La baisse s'explique largement par une chute des prix du pétrole et donc

des inputs de production pendant le mois de juin 2012. La crise en Europe a négativement influencé les marchés pétroliers et plus largement le niveau de l'activité économique mondiale. À court terme, les prix des monomères sont les plus volatiles (Tableau 97) avec des baisses des prix plus prononcées pour le propylène (-6,3%), pour l'éthylène (-7,7%) et pour le butadiène (-12,4%). Concernant les prix des matières plastiques de base, les modèles VECM anticipent des baisses des prix oscillant entre 5,5% à 6% sur le premier mois de prévision.

Après les baisses de court terme, les modèles VECM entrevoient une remontée progressive sur tous les marchés pétrochimiques à l'exception du marché du PA6 et du caprolactame. Les niveaux de prix devraient cependant rester en dessous de leurs valeurs hautes du printemps 2012.

Dans le chapitre 4, nous avons expliqué que sur les marchés asiatiques les variations des prix des produits se transmettent le long de la chaîne pétrochimique via le canal des coûts de production. Les variations des prix des plastiques sont donc principalement causées par les fortes fluctuations de prix des inputs utilisés pour les produire.

En moyenne sur le long terme (6 mois), le prix du plastique PE devrait subir l'unique augmentation (+6,2%) principalement expliquée par la hausse soutenue du prix de l'éthylène (+20%). Le prix du plastique PP devrait baisser en moyenne de 1,8% entre juin et décembre 2012 tiré par le prix du propylène en baisse de 0,9% sur 6 mois. Le prix de l'ABS devrait diminuer de 1,7% sur la fin de l'année 2012. L'augmentation du prix du styrène de 10,3% ne semble pas compenser les baisses des prix des autres monomères d'acrylonitrile (-3,3%) et de butadiène (-0,9%). Enfin, le prix du PA6 devrait baisser de 7,6% essentiellement à cause de la baisse du prix du caprolactame de 8,3%.

**Tableau 97: Synthèse des prévisions des variations des prix en Asie**

| Variables | Variation sur 1 mois en % | Variation sur 3 mois en % | Variation sur 6 mois en % | Variation mensuelle moyenne en % |
|---|---|---|---|---|
| Propylène | -6,3 | -4,5 | -0,9 | -0,1 |
| PP | -5,6 | -4,8 | -1,8 | -0,3 |
| Éthylène | -7,7 | 6,9 | 20,0 | 3,1 |
| PE | -5,5 | -0,4 | 6,2 | 1,0 |
| Acrylonitrile | -6,0 | -8,4 | -3,3 | -0,6 |
| Butadiène | -12,4 | -10,9 | -0,9 | -0,1 |
| Styrène | -1,4 | 5,7 | 10,3 | 1,6 |
| ABS | -5,8 | -4,8 | -1,7 | -0,3 |
| Caprolactame | -5,3 | -8,6 | -8,3 | -1,4 |
| PA6 | -6,0 | -6,6 | -7,6 | -1,3 |

Source : Calcul de l'auteur à partir des prévisions réalisées avec les modèles VECM

#### 6.3.2.2. Scénarios d'évolution des prix pétrochimiques à moyen terme

Dans cette dernière partie nous allons effectuer des prévisions conditionnelles des prix du propylène et de l'éthylène en Europe et en Asie à partir des modèles ECM estimés dans le chapitre 5. Les modèles ECM permettent de construire des scénarios d'évolution des prix pour les variables explicatives. Nous souhaitons plus particulièrement étudier l'impact des évolutions des prix du pétrole sur les prix des deux principaux produits pétrochimiques : le propylène et l'éthylène.

##### i. Présentation des scénarios d'évolution des prix du pétrole brut

Pour effectuer nos prévisions conditionnelles à l'aide des modèles ECM, nous avons retenu trois scénarios d'évolution des prix du pétrole brut Brent et WTI. Un des scénarios est construit à partir des prévisions mensuelles de court terme des prix du pétrole publiées par l'EIA[118] (US Energy Information Administration).

Nous avons construit les deux autres scénarios à partir de l'évolution historique des prix du pétrole brut au cours des dernières années. Pour le taux de change Euro-Dollar nous décidons d'utiliser les prévisions réalisées à partir du modèle univarié MA(1) (pour le détail des trois scénarios voir l'Annexe 6 – D – Tableau 29).

- *Scénario 1 - EIA* : Ce scénario est calculé à partir des prévisions de court terme de l'EIA.

En juillet 2012, l'EIA a publié ses prévisions du prix mensuel du pétrole. Le prix du WTI (Brent) est prévu en moyenne à 92,83$ (106,31$) le baril en 2012 et 88,5$ (98,25 $) le baril en 2013. Les hypothèses de calcul retiennent notamment une croissance mondiale du PIB de 2,9% en 2012 et 2,9% 2013.

En août 2012, l'EIA a revu à la hausse ses projections par rapport au mois de juillet. Le prix du WTI (Brent) est prévu en moyenne à 93,90$ (108,07$) le baril en 2012 et 90,25$ (100$) le baril en 2013. Les hypothèses de calcul retiennent une croissance mondiale du PIB de 2,8% en 2012 et 2,9% en 2013.

[118] Pour plus d'informations sur le modèle de prévision de cout terme de l'EIA vous pouvez consulter les rapports complets de Juillet et Août 2012. Disponible sur : http://www.eia.gov/forecasts/steo/report/

- *Scénario 2 - Niveau 2011* : Nous avons imaginé ce scénario à partir de l'évolution des prix du pétrole constatée pendant l'année 2011.

Plus précisément, nous retenons comme hypothèse que sur le deuxième semestre de l'année 2012, le prix du Brent est prévu à 103$ et le WTI à 89,65$ comme dans le scénario EIA d'août 2012.

En 2013, nous prenons l'hypothèse que les prix du WTI et du Brent augmentent progressivement pour retrouver leurs niveaux de 2011 et atteindre un prix moyen annuel de 95$ pour le WTI et 111,25$ pour le Brent.

- *Scénario 3 - Haut* : Dans ce scénario, nous faisons l'hypothèse d'une forte remontée des prix du pétrole pendant l'année 2013.

Plus précisément, nous faisons l'hypothèse que sur le deuxième semestre de l'année 2012, le prix du Brent est prévu à 103$ et le WTI à 89,65$ comme dans le scénario EIA d'août 2012.

En 2013, les prix du WTI et du Brent augmentent progressivement et fortement pour atteindre un prix moyen annuel de 108,5$ pour le WTI et 120$ pour le Brent.

### ii. Les marchés européens du propylène et de l'éthylène

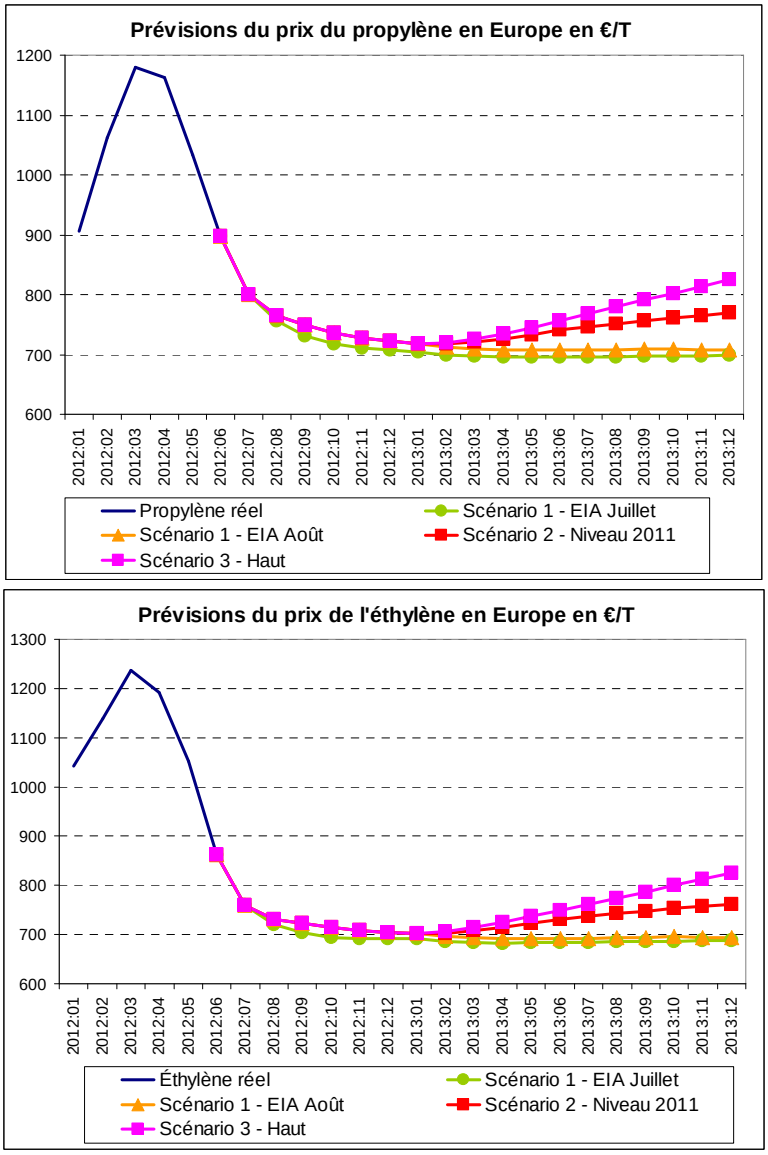
Les prévisions ex-ante conditionnelles des prix du propylène et de l'éthylène en Europe sont présentées dans le graphique 45.

En premier lieu, nous constatons que les scénarios 1 - EIA juillet 2012 et août 2012 prévoient des évolutions des prix pétrochimiques qui sont très proches. Logiquement, la révision à la hausse des prix du pétrole brut en août se répercute sur le niveau des prévisions des prix des monomères. Par exemple pour l'année 2013, nous prévoyons un prix moyen du propylène à 697€/T avec le scénario 1 de juillet et de 709€/T avec le scénario 1 du mois d'août soit une différence de 12€/T.

L'analyse du graphique 45 nous permet de constater que les deux scénarios 1 - EIA prévoient une baisse du prix du propylène jusqu'au mois de juillet 2013. Le prix devraient atteindre son niveau le plus bas avec 695€/T (scénario EIA juillet) et 707€/T (scénario EIA août) avant de se stabiliser sur le fin de l'année 2013. Le prix de l'éthylène devrait également baisser jusqu'en avril 2013 et atteindre le niveau le plus bas de 683€/T (scénario 1 - EIA juillet) et 692€/T (scénario 1 - EIA août). Le prix se

stabilise à partir du mois de mai 2013 pour atteindre 688€/T (scénario 1 - EIA juillet) et 694€/T (scénario 1 - EIA août) en décembre 2013.

**Graphique 45: Comparaison des prévisions des prix européens**




Source : Calculs effectués à partir des modèles ECM et des prévisions de prix du pétrole de l'EIA (Juillet et Août 2012)

Dans le cadre du scénario 2 de retour au prix du pétrole de 2011, la hausse plus forte du prix du pétrole pendant l'année 2013 favorise une remontée des prix du propylène et de l'éthylène à partir du mois de février 2013. Les prix du propylène et de l'éthylène devraient atteindre respectivement 770€/T et 762€/T en décembre 2013. Pour l'ensemble de l'année 2013, nous prévoyons un prix moyen du propylène de 742€/T et un prix moyen de l'éthylène de 732€/T.

Enfin, dans le scénario 3 - Haut la forte augmentation des prix du pétrole pendant l'année 2013, favorise une remontée plus rapide des prix du propylène et de l'éthylène

à partir du mois de février 2013. Le propylène et l'éthylène devraient atteindre respectivement 826€/T et 825€/T en décembre 2013. Pour l'ensemble de l'année 2013, nous prévoyons un prix moyen du propylène de 767€/T et un prix moyen de l'éthylène de 758€/T.

En conclusion, le scénario 1 central basé sur les prévisions du prix du pétrole de l'EIA anticipe un risque baissier sur les prix du propylène et de l'éthylène en Europe pour la fin de l'année 2012 et une stagnation des prix en 2013. Nous remarquons cependant, qu'à plus long terme, les perspectives d'évolution des prix dépendent largement des hypothèses retenues sur les variations des prix du pétrole brut. L'EIA met en garde contre le risque de forte volatilité des prix dans un contexte économique très incertain[119]. La situation économique en Europe peut se détériorer et entrainer une baisse plus importante que prévue de la demande de pétrole et des prix. Inversement, l'élaboration de plans de relance dans les économies motrices de croissance et des risques persistants sur l'offre de pétrole pourraient entrainer les prix à la hausse.

### iii. Les marchés asiatiques du propylène et de l'éthylène

Les prévisions ex-ante conditionnelles des prix du propylène et de l'éthylène en Asie sont présentées dans le graphique 46.

Comme sur les marchés européens, la révision à la hausse des prix du pétrole WTI entre juillet et août par l'EIA se répercute marginalement sur les prévisions des prix. En 2013, le prix moyen du propylène devrait être de 1451$/T (scénario 1 - EIA juillet) et 1454$/T (scénario 1 - EIA août) et le prix de l'éthylène de 927$/T (scénario 1 - EIA juillet) et 942$/T (scénario 1- EIA août).

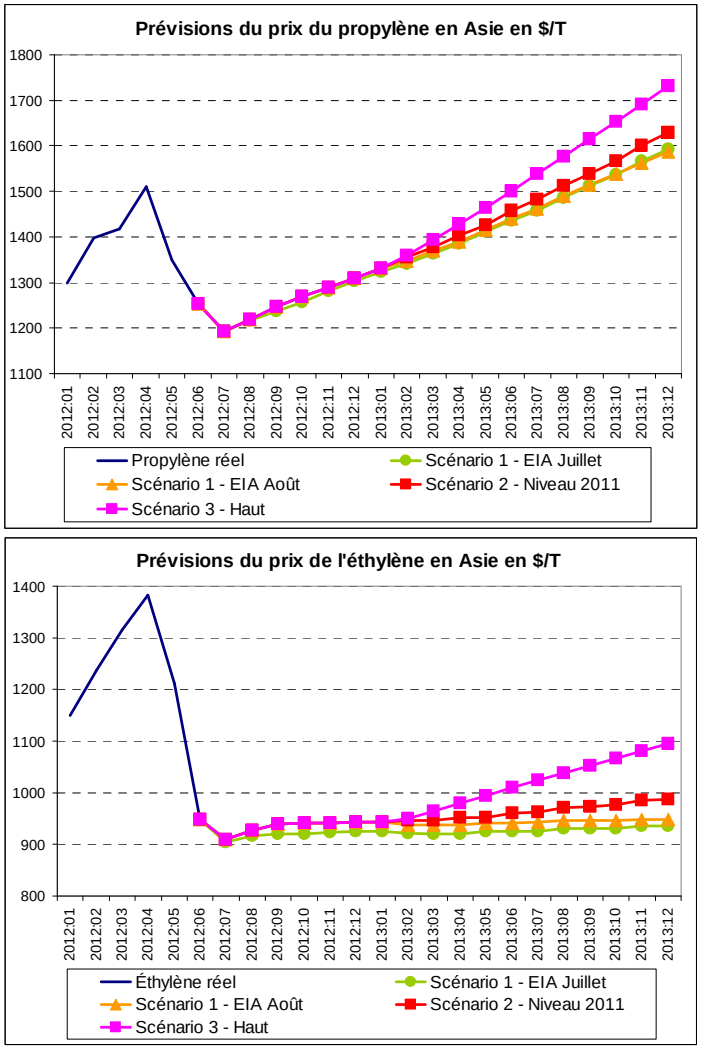
Plus en détail, nous constatons dans le graphique 46 qu'après une baisse au mois de juillet 2012, le prix du propylène devrait augmenter fortement[120] jusqu'en décembre 2013 pour atteindre 1590$/T dans le cadre des scénarios 1 - EIA et 1628$/T dans le cadre du scénario 2 - niveau 2011. Sur le marché de l'éthylène, la hausse des prix à partir du mois d'août 2012 devrait être beaucoup plus raisonnable. Le prix de

[119] Selon l'EIA, au 2 août 2012 le prix moyen (sur 5 jours) à terme du WTI pour livraison en novembre 2012 est de 89$ le baril. La volatilité implicite est de 32% avec un intervalle de confiance à 95% de [67$ ; 119$].

[120] D'un point de vue économétrique, la forte croissance du prix du propylène en Asie s'explique par la présence d'une constante significative à 5% dans le modèle ECM. Un test de Wald appliqué sur le coefficient de la constante nous permet de rejeter l'hypothèse de nullité du coefficient avec une probabilité critique de 0,037 (Chi-deux = 4,319).

l'éthylène devrait atteindre 936$/T (scénario 1 - EIA juillet), 947$/T (scénario 1 - EIA août) et 988$/T au maximum (scénario 2 - Niveau 2011) en décembre 2013.

**Graphique 46: Comparaison des prévisions des prix asiatiques**




Source : Calculs effectués à partir des modèles ECM et des prévisions de prix du pétrole de l'EIA (Juillet et Août 2012)

Comme nous l'avons expliqué pour les marchés européens, la hausse plus importante des prix du pétrole WTI dans le scénario 2 - Niveau 2011 et le scénario 3- Haut, favorise une augmentation plus soutenue des prix pétrochimiques en 2013. Dans le scénario 2, le prix moyen du propylène en 2013 est prévu à 1473$/T et l'éthylène à 963$/T. Dans le scénario 3 le prix moyen du propylène est prévu à 1523$/T et l'éthylène à 1017$/T pour l'année 2013.

Finalement, contrairement aux marchés européens il n'y a pas de risque baissier sur les prix des marchés asiatiques pétrochimiques entre juillet 2012 et décembre 2013. Les modèles ECM anticipent une remontée des prix dès le mois d'août 2012 et la hausse pourrait être beaucoup plus importante sur le marché du propylène.

À plus long terme, nous avons déjà expliqué que les perspectives d'évolution des prix pétrochimiques dépendent de l'évolution du prix du pétrole qui reste très incertaine. Le ralentissement économique constaté en Asie à partir du mois de juin pourrait se prolonger si la crise en Europe se répercute durablement sur la croissance chinoise qui reste le principal moteur de hausse des prix. D'un autre coté, la probabilité d'un plan de relance chinois au second semestre 2012 et des risques persistants du coté de l'offre de pétrole pourraient tirer les prix du pétrole à la hausse et donc favoriser une hausse des prix pétrochimiques. Comme pour toute prévision, il faut donc rester très prudent vis-à-vis de nos résultats.

## 6.4. Conclusion

Nous avons réalisé une analyse approfondie des performances de prévision de différents modèles économétriques (ARIMA, VARD, ECM, VECM) (voir le tableau de synthèse 98). Cette analyse a mis en évidence les réductions des erreurs quadratiques de prévision que peuvent apporter les modèles à correction d'erreur dans la prévision de court et long termes des variables cointégrées. Les deux méthodologies de cointégration (Engle & Granger, 1987 et Johansen, 1988) présentent des performances de prévision très similaires surtout dans le cadre de « vraies » prévisions ex-post conditionnelles sur les prix pétrochimiques. Comme nous pouvons le constater dans le tableau de synthèse 99 présenté ci-dessous, les modèles ECM et VECM permettent de réaliser des gains de précision variables suivant l'horizon de prévision.

**Tableau 98: Synthèse des gains de précision avec les modèles à correction d'erreur par région et par matière**

| Variables | Gain de précision des prévisions | Europe | | Asie | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | À court terme (1 mois) | À long terme (12 mois) | À court terme (1 mois) | À long terme (12 mois) |
| Propylène | ECM / ARIMA | -1% | -18% | 17% | 117% |
| | ECM / VAR | **23%** | 23% | 2% | 11% |
| | VECM / ARIMA | -11% | -26% | 20% | 117% |
| | VECM / VAR | 11% | 11% | 5% | 11% |
| Ethylène | ECM / ARIMA | 11% | -1% | 20% | -15% |
| | ECM / VAR | 5% | 5% | 7% | 22% |
| | VECM / ARIMA | 11% | 3% | **30%** | -6% |
| | VECM / VAR | 4% | 9% | 16% | 35% |
| ABS | ECM / ARIMA | - | - | 14% | -4% |
| | ECM / VAR | - | - | 3% | **122%** |
| | VECM / ARIMA | 28% | 64% | -2% | -55% |
| | VECM / VAR | 10% | 13% | -11% | 5% |
| Caprolactame | ECM / ARIMA | - | - | -10% | 60% |
| | ECM / VAR | - | - | -4% | -19% |
| | VECM / ARIMA | 5% | 70% | -7% | **124%** |
| | VECM / VAR | -5% | -6% | 0% | 13% |

Note : Pour effectuer les calculs du gain de précision en % nous avons utilisé les critères d'évaluation RMSFE présentés des les tableaux 1 à 8 précédents. Gain = (RMSFE modèle ARIMA ou VAR - RMSFE du modèle à correction d'erreur)/RMSFE modèle à correction d'erreur

À court terme, la réduction de l'erreur de prévision avec les modèles à correction d'erreur peut atteindre au maximum 30% par rapport au modèle ARIMA et 23% par rapport au modèle VAR. À long terme, la réduction de l'erreur de prévision avec les modèles à correction d'erreur peut atteindre 124% par rapport au modèles ARIMA et 122% par rapport au modèle VAR. Toutefois, dans certain cas les modèles univariés ARIMA sont plus performants que les modèles multivariés pour prévoir les prix des

produits pétrochimiques cointégrés. Nous ne pouvons donc pas dégagés de résultats généralisables à l'ensemble des marchés. Comme l'ont montré Lin et Tsay (1996) dans leur travaux, dans le cas empirique l'hypothèse de cointégration améliore les prévisions dans certain cas mais pas dans d'autres. Nous pouvons en conclure qu'il faut différencier chaque marché et être prudent dans l'utilisation de la cointégration pour faire des prévisions de long terme.

Enfin, la réalisation de prévisions ex-ante à l'aide des modèles ECM, a révélé que les hypothèses effectuées sur le niveau des variables explicatives (prix du pétrole et taux de change) influencent significativement le niveau des prévisions. Nous avons retenu trois scénarios possibles d'évolution des prix du pétrole entre le second semestre 2012 et le mois de décembre 2013. Le tableau 99 ci-dessous présente la synthèse des variations des prix moyens sur cette période pour les prix du propylène et de l'éthylène en Europe et en Asie suivant les différents scénarios.

En Europe comme en Asie, les variations des prix des inputs sont transmises vers les prix des plastiques via le canal des coûts de production. De manière générale, une augmentation des prix du pétrole à long terme devrait se traduire par une augmentation des prix de référence pétrochimiques et donc par augmentation des prix des plastiques automobiles. Par exemple, dans le cas du *scénario 3 - Haut*, la hausse des prix du pétrole Brent de 17% entre S2-2012 et 2013 devrait engendrer selon nos modèles ECM une augmentation des prix moyens en Europe du propylène de 2% et de l'éthylène de 5%. De même, une hausse du prix du WTI de 22% devrait entraîner une hausse des prix moyen du propylène en Asie de 21% et des prix de l'éthylène de 9%. De manière générale, les perspectives d'évolution des prix en Europe et en Asie divergent substantiellement dans les trois scénarios surtout pour le propylène. Cela pourrait s'expliquer par des perspectives économiques contraires sur les deux régions dans un contexte de récession en Europe et de croissance soutenue de l'activité en Asie.

**Tableau 99: Synthèse des variations des prix entre S2-2012 et 2013**

| Scénarios | Pétrole | | Propylène | | Éthylène | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Brent | WTI | Europe | Asie | Europe | Asie |
| Scénario 1 - EIA août 2012 | -3% | 0% | -5% | 16% | -4% | 1% |
| Scénario 2 - niveau 2011 | 8% | 6% | -1% | 17% | 1% | 3% |
| Scénario 3 - haut | 17% | 22% | 2% | 21% | 5% | 9% |

Source : Calcul des variations des prix entre le 07/2012 et le 12/2013 à partir des prévisions des figures 32 et 33

# *Conclusion générale*

Les fortes instabilités des prix des matières premières ont ouvert, dans l'industrie automobile et plus largement à l'ensemble du secteur industriel, sur un enjeu stratégique que représentent les matières premières et le risque que ces consommations intermédiaires peut engendrer dans les entreprises (Huang & al, 1996 ; Tufano, 1998 ; Bartram, 2005 ; Sadorsky, 2004 et 2008 ; Elyasiani & al, 2011). L'élaboration d'une bonne stratégie de gestion interne du risque nécessite d'identifier les facteurs de risque et d'élaborer des outils de planification et de prévision (Harland et al, 2003). L'objectif principal de cette thèse était, dans cette optique, de construire des outils d'analyse des dynamiques et des perspectives d'évolution des prix pétrochimiques afin de réaliser des prévisions des prix des principales matières de référence utilisées dans l'industrie automobile pour indexer les prix des matières plastiques.

L'intérêt opérationnel de nos travaux est avant tout de répondre au relatif manque d'instruments disponibles pour les industriels afin d'étudier les comportements des prix des matières pétrochimiques et plastiques. Les modèles économétriques d'analyse et de prévision des prix que nous avons proposés doivent concourir à une réduction du risque de prix matières premières en permettant d'optimiser les stratégies de couverture et les budgets prévisionnels des acteurs engagés sur les marchés pétrochimiques et plastiques (Alexander, 1999 ; Alexander & al, 2001 ; Harland & al, 2003 ; Masih & al, 2010 ; Westgaard & al, 2011).

Sur un plan théorique, nos travaux contribuent à enrichir les études académiques, peu nombreuses, réalisées sur les relations entre les prix pétroliers et les prix des matières pétrochimiques et plastiques et qui sont situées en aval de la chaîne de production des matières premières industrielles. L'application des méthodologies de cointégration (Engle & Granger, 1987 ; Johansen, 1988) que nous avons réalisée dans cette thèse, doit également alimenter le débat lancé par Granger et Ashley (1979) sur le gain de précision que peuvent apporter les modèles de cointégration pour faire des prévisions des variables cointégrées.

Dans le chapitre 1 nous avons expliqué la dépendance de l'industrie automobile à la consommation de matières plastiques dont les variations des prix font peser un risque

important sur les performances économiques des constructeurs généralistes et des équipementiers automobiles. La forte concurrence entre les constructeurs et la pression permanente sur le niveau des coûts de production limitent les possibilités de transfert et de partage du risque de variation des prix de matières premières entre les constructeurs, les équipementiers et les fournisseurs de matières plastiques. L'externalisation et l'internalisation des activités ont également complexifié la chaîne d'approvisionnement en matières premières et produits de bases ce qui a accru les sources de risques potentiels (Clemons, 2000 ; Ritchie & Brindley, 2000 ; Harland et al, 2003). Au niveau microéconomique, les variations des prix des matières premières affectent le flux de trésorerie disponible, puis les dividendes, les réserves et les prix des actions des entreprises automobiles (Huang et al, 1996). Au niveau macroéconomique, les variations des prix des matières premières ont une incidence sur l'offre des entreprises via le canal des coûts de production (Barro, 1985 ; Bruno & Sachs, 1985 ; Brown & Yücel, 1999 ; Abel & Bernanke, 2001) et la demande des entreprises via le canal de la demande de produits (Lee & Ni, 2002 ; Jiménez-Rodriguez, 2008 ; Kilian, 2008 ; Fukunaga & al, 2009).

Avant d'estimer nos modèles économétriques nous avons présenté, dans le chapitre 2, une analyse économique détaillée des mécanismes fondamentaux qui sont à l'origine de la formation des prix des matières pétrochimiques et plastiques. L'industrie pétrochimique est concentrée au sein de grandes zones géographiques et composée de grands groupes privés et publics verticalement intégrés et qui contrôlent le plus souvent une bonne partie de la chaîne de valeur. L'influence des pouvoirs publics, via les politiques industrielles et énergétiques, est prépondérante dans l'industrie pétrochimique en raison du rôle déterminant qu'elle joue dans le développement économique et industriel. De plus, la pétrochimie est une industrie très capitalistique où les technologies et les techniques de production jouent un rôle très important dans l'économie de la filière. En Europe et en Asie, la production est largement dominée par des technologies qui reposent sur l'utilisation de pétrole brut créant une véritable dépendance vis-à-vis des prix pétroliers. D'autre part, l'essor des pays en développement au cours des dix dernières années a entrainé une mutation du secteur qui se traduit par un déplacement du centre gravité de l'industrie vers les pays en développement. La région européenne, spécialisée dans la production et l'exportation de produits pétrochimiques et plastiques à forte valeur ajoutée, a vu sa position

dominante concurrencée par de nouveaux pays. En 2010, la région Asie est devenue la première zone de production et de consommation de matières pétrochimiques et plastiques dans le monde. De plus, grâce à leur richesse en hydrocarbures, les pays du Golfe se sont spécialisés dans la production et l'exportation de produits pétrochimiques de base et de plastiques à faible valeur ajoutée. L'augmentation du nombre de participants sur les marchés pétrochimiques a contribué au phénomène de « commoditisation » et d'augmentation de la volatilité des prix. Ce processus de « commoditisation » fait partie du cycle de vie d'une matière pétrochimique, mais nous assistons plus récemment à un déplacement du phénomène vers des matières plastiques situées plus bas dans la chaîne de valeur. Comme les produits pétroliers, les produits pétrochimiques et plastiques sont devenus des commodités que connaissent des fortes variations des prix mais à la différence des autres commodités, ils ne disposent pas de marchés organisés établis qui servent de prix de référence lors des échanges ou qui permettent de se couvrir contre le risque de variations des prix.

Pour réaliser nos modèles de prévision des prix, nous avons présenté dans le chapitre 3 la modélisation dynamique VAR proposée par Sims (1980) et les techniques de cointégration d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988). Nous avons retenu ces méthodologies car elles sont pertinentes pour étudier les dynamiques des prix de court et long termes et de mettre en évidence des relations purement statistiques sans a priori économique (Lucas, 1976 ; Sims, 1980 ; Fève, 2006). Les modèles à correction d'erreur qui tiennent compte des relations de cointégration doivent également fournir de meilleures prévisions des variables cointégrées (Granger et Ashley, 1979 et Granger, 1996). Au vu des fortes relations qui lient les produits pétrochimiques dans le processus de production et de leur dépendance au prix du pétrole, il nous a semblé plausible qu'une ou plusieurs relations de long terme puissent exister entre ces produits. Nous avons donc décidé d'appliquer aux prix pétrochimiques et plastiques les méthodologies de cointégration d'Engle et Granger (1987) et de Johansen (1988, 1991). Enfin, nous avons évalué et comparé les performances de prévision de plusieurs modèles d'estimation (ECM, VECM, VAR, ARIMA) afin d'identifier les meilleurs modèles de prévision des prix pétrochimiques.

Les principaux résultats obtenus à partir de nos analyses économétriques ont confirmé l'existence de relations de cointégration significatives entre les prix du pétrole et des

produits pétrochimiques le long de la chaîne de valeur pétrochimique. Dans le chapitre 4, nous avons démontré, à l'aide des tests de Johansen (1988), que sur la majorité des marchés européens et asiatiques de matières plastiques automobiles, les relations d'équilibre de long terme traduisent le mécanisme de transmission des variations des coûts de production (inputs) sur le prix des produits situés en aval du processus productif. Les relations de court terme confirment également l'importance du canal des coûts de production dans les dynamiques des prix des matières premières pétrochimiques et plastiques. Ces mécanismes sont expliqués par le rôle des grands groupes pétrochimiques intégrés qui en contrôlant l'ensemble de la chaîne de valeur sont en mesure de transférer les variations des prix des produits intermédiaires de bases (essentiellement pétrole et monomères) sur les prix des matières plastiques, ces dernières étant devenues pour partie des commodités sans différenciation possible de la qualité des produits (commoditisation).

Plus en détails, nous avons identifié des différences importantes dans les dynamiques des prix et dans le rôle des prix du pétrole sur les marchés européens et asiatiques ce qui a justifié le traitement séparé des deux régions dans nos analyses. En Europe, l'analyse des dynamiques des prix a révélé que le prix du pétrole était la variable la plus exogène, c'est-à-dire que le prix du pétrole n'était pas significativement impacté par les variations sur les marchés pétrochimiques. Ce résultat nous a semblé logique dans le sens ou l'industrie pétrochimique et plastique consomme moins de 10% du pétrole extrait[121] et que la production pétrochimique et plastique en Europe a progressivement diminué au cours des dernières années. Inversement, en Asie nous avons pu constater que le prix du pétrole brut était faiblement endogène à court terme par rapport aux relations de cointégration sur la majorité des marchés. Nos résultats ont ainsi confirmé que sur les marchés de taille suffisamment importante, les prix pétrochimiques et plastiques peuvent avoir une influence significative sur les marchés pétroliers à court terme par le biais du canal de la demande. Cependant, à long terme, les prix du pétrole brut restent relativement exogènes confirmant leur statut de prix « leader » au sein de la dynamique des prix de la chaîne de production pétrochimique (Masih & al, 2010).

[121] Donnée de Plasticseurope, disponible sur http://www.plasticseurope.fr/plastique-et-dev-durable/economies-denergie.aspx.

Dans le chapitre 5, la méthodologie d'Engle et Granger (1987) a confirmé les résultats obtenus avec les tests de Johansen (1988). De la sorte, nous avons pu remarquer une autre différence dans les comportements des prix pétrochimiques de référence entre les régions européenne et asiatique. En Europe, les tests de cointégration ont identifié la présence de relations de cointégration entre les prix pétrochimiques de référence et les prix pétroliers sur les marchés des produits de commodité uniquement (propylène et éthylène). En Asie, nous avons identifié des relations de cointégration significatives entre les prix de la chaîne pétrochimique sur l'ensemble des marchés, y compris les marchés des produits techniques (ABS et caprolactame). Nous avons expliqué ces différences par le mécanisme de commoditisation qui n'est visible pour l'instant que sur les marchés européens de commodité alors qu'en Asie la commodisation semble s'être propagé à l'ensemble des marchés de matières plastiques sous l'effet d'un dynamisme économique sans commune mesure dans les autres zones géographiques. De plus, l'absence de relation de cointégration sur les marchés des plastiques techniques en Europe montre une certaine indépendance à long terme par rapport aux autres marchés de matières premières. En effet, bien que constituant des matières plastiques dont les prix sont liés aux variations des prix du pétrole, les producteurs essayent de différencier leurs produits afin de valoriser au maximum leur production, de conserver une certaine maîtrise des prix et d'être moins sensibles aux variations des coûts des monomères (Hinterhuber ; 2004). Ces résultats confirment pleinement l'analyse effectuée dans le chapitre 2, dans laquelle nous avons montré que les producteurs européens de matières pétrochimiques se sont spécialisés dans la production et l'exportation de produits à plus forte valeur ajoutée afin de conserver une certaine maîtrise des prix et de réduire leur exposition aux variations des coûts de production. Inversement, la forte croissance du nombre de producteurs et de consommateurs sur les marchés asiatiques a favorisé une accélération du mouvement de « commoditisation » des marchés pétrochimiques et plastiques qui se traduit par l'existence de relations de cointégration et d'interdépendances entre les prix des produits le long de la chaîne de production.

### *Interprétations des résultats et recommandations*

Les résultats que nous avons obtenus dans cette thèse en matière d'analyse des dynamiques des prix et de cointégration sont une source d'informations et

d'orientation dans les méthodes d'analyse très importante pour les acteurs de marché qui consomment ou produisent des produits pétrochimiques et plastiques.

Premièrement, nous confirmons que l'analyse de cointégration effectuée sur les marchés pétrochimiques et plastiques peut servir de base à l'élaboration de stratégies de couverture sur les marchés financiers contre les variations des prix. D'après Schmidt (2008), l'outil statistique fondamental utilisé traditionnellement pour optimiser les portefeuilles est l'analyse de corrélation des rendements des actifs (Markowitz, 1959 ; Sharpe, 1964 ; Lintner, 1965 ; Black, 1972). Mais Alexender et Dimitriu (2002) ont prouvé que les techniques classiques de corrélation ne sont applicables que pour les variables stationnaires. Par la suite, Alexander (1999) et Alexander et al. (2002) ont confirmé que les techniques de cointégration peuvent répondre aux limites des méthodes classiques de corrélation pour analyser les co-mouvements des prix des actifs et optimiser les stratégies de couverture. Si les prix de deux actifs sont cointégrés, la différence de prix (spread price) devrait être stationnaire à long terme et le principe de retour à l'équilibre permet de détecter des opportunités d'arbitrage (Westgaard et al, 2011). Alexander et al (2002) proposent un exemple de stratégie short/long basée sur la cointégration d'actifs financiers. Vidyamurthy (2004) et Schmidt (2008) présentent des stratégies de « Pair Trading »[122] basées sur la technique de cointégration.

Selon nos résultats, pour les matières de commodité (éthylène et propylène) en Asie et en Europe, l'existence de relations de cointégration significatives avec les prix du pétrole brut justifie l'élaboration de stratégies de couverture des coûts de production en achetant par exemple des contrats à terme du pétrole WTI et du Brent (Masih & al, 2010). Néanmoins, comme l'ont déjà remarqué Maslyuck et Smyth (2009) et Westgaard et al (2011) lors de l'élaboration des stratégies de couverture à l'aide de la cointégration, il est nécessaire de tenir compte de l'existence des chocs exogènes qui peuvent faire dévier les prix de leur relation d'équilibre de long terme pendant plusieurs années, comme ce fut le cas pendant la crise économique et financière de 2008 et 2009.

[122] Le « Pairs trading » est une stratégie d'arbitrage statistique de hedge funds conçue pour exploiter les écarts à court terme par rapport à une relation d'équilibre de long terme entre les prix de deux titres financiers. (Schmidt, 2008).

Deuxièmement, les prix de l'ABS et du caprolactame sur les deux régions ne sont pas liés à long terme aux prix du pétrole brut. L'absence de relation de cointégration entre les prix des produits techniques et le prix du pétrole brut WTI ou Brent limite donc les possibilités de couverture contre le risque de variation des prix des inputs à l'aide de contrats à terme sur le pétrole brut. Les entreprises automobiles doivent alors imaginer d'autres stratégies pour atténuer l'impact des variations des prix et minimiser leur exposition aux matières premières. Nous pouvons citer comme exemple la « communalisation » des achats des matières premières entre plusieurs entreprises[123] qui permet de renforcer le pouvoir de négociation des acheteurs face aux grands groupes producteurs et donc de faciliter le partage du risque de prix entre les acteurs de marché. La communalisation doit s'accompagner de la création de spécifications techniques communes pour les grades de matières plastiques consommées, afin de profiter d'un effet-volume important et de faciliter la substitution des matières premières. Dans cette logique, les entreprises automobiles peuvent également développer le « flexible sourcing » qui permet de changer immédiatement les matières premières utilisées pour fabriquer une pièce si les prix des matières d'origine deviennent non compétitifs. La réduction de la dépendance doit également passer par une optimisation des processus de conception et de production afin d'économiser des matières premières en réduisant les quantités consommées dans les pièces et les déchets de production. Enfin, les entreprises automobiles peuvent élargir leurs sources d'approvisionnement en produisant en interne des matières recyclées. Dans ce cas, elles doivent développer des filières de collecte de déchets et de véhicules hors d'usage (VHU) et des procédés de production de matières premières recyclées.

Troisièmement, grâce à l'identification de relation de cointégration sur un certain nombre de marchés de matières pétrochimiques, nous avons été en mesure d'estimer des modèles à correction d'erreur qui doivent produire, selon Granger (1996), de meilleures prévisions à court terme et à long terme des prix cointégrés. Dans le chapitre 6, nous avons par conséquent réalisé une évaluation et une comparaison des

[123] Suite à la création de l'Alliance Renault-Nissan en 1999, les deux constructeurs ont crée en 2001 "Renault-Nissan Purchasing Organisation" (RNPO) afin de développer des synergies d'achat entre les deux groupes. Dès 2009, 100 % des achats de Renault et de Nissan étaient couverts par RNPO. Source : http://www.renault.com/fr/groupe/l-alliance-renault-nissan/pages/cooperations-et-synergies.aspx

performances de prévisions de différents modèles économétriques (ARIMA, VAR, ECM, VECM). Cette analyse a mis en évidence les réductions des erreurs de prévision que peuvent apporter les modèles à correction d'erreur dans la prévision de court et long termes des variables cointégrées. Les deux méthodologies de cointégration (Engle & Granger, 1987 et Johansen, 1988) présentent des performances de prévision très similaires surtout dans le cadre de « vraies » prévisions ex-post conditionnelles sur les prix pétrochimiques. Suivant les critères d'erreur quadratique, nous avons pu calculer que les modèles ECM et VECM permettent de réduire les erreurs de prévision de 11% à 124% par rapport aux modèles univariés ARIMA et de 2% à 122% par rapport au modèle VAR suivant l'horizon de prévision et suivant les marchés étudiés. Toutefois, dans certains cas, les modèles univariés ARIMA sont plus performants que les modèles multivariés pour prévoir les prix des produits pétrochimiques. Comme l'ont montré Lin et Tsay (1996), l'hypothèse de cointégration améliore les prévisions dans certain cas seulement, mais non pas systématiquement. Nous pouvons en conclure qu'il faut différencier chaque marché et être prudent dans l'utilisation de la cointégration pour faire des prévisions de long terme.

Enfin, dans la dernière partie du chapitre 6 nous avons réalisé de prévisions ex-ante à l'aide des modèles ECM entre le mois de juillet 2012 et de décembre 2013. Nos résultats ont révélé que les hypothèses effectuées sur le niveau des variables explicatives (prix du pétrole et taux de change) influencent significativement le niveau des prévisions. Dans la thèse, nous avons démontré, qu'en Europe comme en Asie, les variations des prix des inputs sont transmises vers les prix des plastiques via le canal des coûts de production. Nous avons retenu trois scénarios possibles d'évolution des prix du pétrole entre le second semestre 2012 et le mois de décembre 2013, qui nous ont permis d'identifier qu'une augmentation des prix du pétrole à long terme devrait se traduire par une augmentation des prix de référence pétrochimiques et donc par une augmentation des prix des plastiques automobiles. Cependant, l'incertitude importante qui pèse sur les prévisions des prix du pétrole dans un contexte économique très instable limite la précision des prévisions des prix pétrochimiques à long terme. Cette forte instabilité sur les marchés nécessite donc de mettre à jour régulièrement les modèles de prévision afin de pouvoir identifier des ruptures de tendance et le cas échéant de les intégrer dans les prévisions des prix. Elle

justifie encore une fois l'intérêt de notre démarche et la nécessité de disposer au sein des entreprises industrielles d'outils d'analyse et de prévision rapidement mobilisables pour tenir compte des événements les plus récents sur les marchés des matières premières.

Plus généralement, les fortes instabilités que nous avons identifiées sur les marchés et le risque haussier sur les prix des plastiques à long terme si les prix du pétrole continuent d'augmenter, confortent la nécessité de poursuivre les politiques que nous avons mentionnées précédemment de réduction de la dépendance aux matières premières dans les entreprises industrielles[124]. Nous résultats confirment aussi l'intérêt de développer les marchés financiers de produits dérivés pour les matières pétrochimiques et plastiques. Les faibles volumes d'échanges constatés sur les marchés existants CME/NYMEX[125] sans parler de l'échec des contrats de matières plastiques sur le LME[126], pourraient s'expliquer plus par le « coût d'entrée » important que nécessitent ces outils en matière de compréhension, formation et utilisation opérationnelle, que par une absence réelle de besoin chez les utilisateurs potentiels.

### *Les pistes d'approfondissement et de prolongement envisagées*

Assez récemment, de nouvelles techniques de modélisation des prix cointégrés ont été proposées dans la littérature pour tenir compte d'éventuel « effet de seuil » dans les dynamiques de court et long terme des prix pétroliers. Les techniques de modélisation à effet de seuil (Threshold Autoregressive - TAR) cherchent à montrer que dans les modèles à correction d'erreur, la vitesse d'ajustement des variables cointégrées peut être différente selon que l'écart par rapport à la relation d'équilibre de long terme dépasse certains seuils spécifiques. La méthodologie la plus largement utilisée a été proposée par Enders et Grangers (1998) puis Enders et Siklos (2001). Enders et Granger (1998) modifient le test standard de cointégration de Dickey-Fuller afin de tenir compte de l'éventualité que l'ajustement à l'équilibre de long terme soit

[124] La communalisation des achats, création de spécifications communes, flexible sourcing, économie de consommation, recyclage des déchets et de VHU.
[125] Voir chapitre 2 – Section 2.2 – Partie 2.2.2.1 – ii.
[126] Le LME a créé en 2005 un marché à terme réglementé pour les principaux thermoplastiques de base, cependant après cinq années d'existence les cotations ont été interrompues le 29 avril 2011 faute de volumes d'échange suffisants. Voir : http://www.lme.com/plastics/index.asp

asymétrique. Dans ce cas, les tests classiques ADF sur le résidu de la relation de long terme est mal spécifié. Ils proposent alors de le remplacer par une représentation TAR du résidu. Cette nouvelle procédure permet d'identifier des déviations positives et négatives par rapport à l'équilibre de long terme qui sont « corrigées » à des vitesses différentes (asymétrie) (Chen & al, 2005).

Les techniques de cointégration à effet de seuil sont principalement utilisées dans la littérature récente pour traiter de l'ajustement asymétrique des prix, c'est-à-dire des différences dans la vitesse de transmission des chocs de prix sur les marchés (Chen & al, 2005 ; Grasso & Manera, 2005 ; Ewing & al, 2008 ; Lin & Liang, 2011). Les causes de l'asymétrie peuvent être multiples. Si nous nous focalisons sur la transmission verticale des prix dans la chaîne de production, en général, l'asymétrie est expliquée par un fonctionnement non concurrentiel des marchés (Peltzman, 2000). L'asymétrie peut être également expliquée par des coûts d'ajustement prohibitifs ou à cause de modes de fixation des prix (Subervie, 2011). Nous pourrions, par exemple, utiliser les techniques de cointégration à effet de seuil pour déterminer si des prix sont non cointégrés dans une bande de fluctuation et cointégrés en dehors (Goodwin & Holt, 1999 ; Goodwin & Harper, 2000 ; Goodwin & Piggot, 2001). Enfin, ces techniques ont également été utilisées dans les cas où des chocs structurels sur les marchés ont modifié durablement les mécanismes de transmission des prix (Subervie, 2011).

Dans la thèse nous avons montré que les marchés pétrochimiques et plastiques remplissent un certain nombre de caractéristiques qui pourraient justifier l'utilisation de ces techniques de cointégration à effet de seuil. En effet, la présence d'asymétries dans les dynamiques des prix pétrochimiques et plastiques de court et long termes pourrait être expliquée :

i) par la structure de marché verticalement et géographiquement concentrée (chapitre 2) ;

ii) par le fonctionnement non concurrentiel des marchés dans certaines régions du monde où des entreprises d'État dominent le marché (chapitre 2) ;

iii) par les modes d'indexation des prix des plastiques à l'aide des prix directeurs, de prix de référence et des bandes de fluctuation (chapitre 2) ;

iv) par la présence de chocs exogènes significatifs sur les marchés des principales matières plastiques automobiles (chapitre 4 et 5).

En conclusion, nous avons présenté ici des pistes de réflexion pour de futures recherches qui devraient permettre d'améliorer la compréhension des comportements des prix pétrochimiques et plastiques dans un environnement économique qui restera certainement très instable.

# *Bibliographie*

## *Articles de périodique*

Adochi H. & Yanaga H. (1966), "The development of Japan's petrochemical industry". In Untited Nations (ed), Studies in Petrochemicals (vol2), New York, United Nations, 780-2.

Adrangi B. Chatrath A. Raffiee K. & Ripple R.D. (2001), "Alaska North Slope crude oil price and the behaviour of diesel prices in California", Energy Economics 23, 29–42.

Allayannis G. & Ihrig. J. E. (2001), "Exposure and markups", The Review of Financial Studies 14 (3): 805-835.

Allexander C. (1999), "Correlation and cointegration in energy markets", In: Managing Energy Price Risk, 2nd edition, RISK Publication, p 291-304.

Allexander C. Gablin I. & Weddington III W. (2002), "Cointegration and asset allocation: an new active hedge fund strategy", Financial Risk and Financial risk Management, 16, 65-89.

Angerer G. Nordbeck R. & Sartorius C. (2008), "Impacts on industry of Europe's emerging chemical Policy REACh", Journal of Environmental Management 86 (2008) 636–647.

Askari H. (1990), "Saudi Arabia's Economy: Oil and the Search for Economic Development". Greenwich, CT: JAI Press.

Askari H. & Jaber M. (1999), "Oil-exporting countries of the Persian Golf: What happened to all that money?", Journal of Energy-Finance and development 4 (1999), 185-218.

Asche F. Gjolberg O. & Völker T. (2003), "Price relationships in the petroleum market. An analysis of crude oil and refined product prices", Energy Economics 25, 289– 301.

Auty R.M. (1988), "State enterprise and resource based industry in oil exporting country", Resources Policy vol. 14, issue 4, pages 275-287.

Ayouz M. & Reymondon O. (2008), « Les fondamentaux du marché pétrolier ont-ils changé depuis la crise financière de l'été 2007 », Diagnostic n°8, Revue de COE Rexecode, Juillet.

Baker G. Gibbons R.S. & Murphy K.J. (1997), "Relational contracts and the theory of the firm", NBER Working Paper 6177.

Baffes J. (2007), "Oil spills on other commodities", Resources Policy 32, 126-134.

Bartram S.M. (2004), “Linear and nonlinear foreign exchange rate exposures of German nonfinancial corporations”, Journal of International Money and Finance 23 {4): 673-699.

Bartram S.M. (2005), “The impact of commodity price risk on firm value: An empirical analysis of corporate commodity price exposures”, Multinational Finance Journal, 2005, vol 9, no 3/4. p 161-187.

Bartram S.M. Brown G.W. & Fehle F.R. (2009), “International Evidence of Financial Derivatives Usage”, Financial Management, Vol. 38, No. 1, pp. 185-206.

Barsky R.B. & Lutz Kilian L. (2004), “Oil and Macroeconomy since the 70s”, Journal of Economic Perspectives, Volume 18, Number 4, Fall 2004, 115–134.

Black F. (1972), “Capital Market Equilibrium and Restricted Borrowing”, Journal of Business 45, 444-454.

Brown S.P.A. et M.K. Yücel (1999) : « Oil Prices and US Aggregate Economic Activity », Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review, n° QII, pp. 16-23.

Brown S.P.A. & Yücel M.K. (2002), “Energy prices and aggregate economic activity: An interpretative study”, Quarterly Review of Economics and Finance, 42, 193–208.

Brown S.P.A. Yücel M.K. & Thompson J. (2008), “Business cycles: the role of energy prices” (2004), The Energy Journal, 29:2, 45-60.

Bund B. J. (1980), “Manage Risk in industrial pricing”, Harvard Business Review, July August 1980, p 121-133.

Campbell L. (1983), “An Assessment of the relative effect of certain Federal Regulations on the International Competitiveness of the US Petrochemical Industry, Washington, DC: US Department of Commerce, Bureau of Industrial Economics.

Cashin P. & McDermott J. (2002), “The long-run behavior of commodity prices: small trends and big variability”, IMF Staff Papers, Vol. 49, No.2, International Monetary Fund, Washington

Cashin P. McDermott J. & Scott A. (2002), “Booms and slumps in world commodity prices”, Journal of Development Economics, vol. 69:1, 277-296.

Cashin P. Mc Dermott J. & Scott A. (1999), “The myth of commoving commodity prices”, IMF Working Paper, December 1999, International Monetary Fund, Washington.

Chan K. H. Hayya J. C. & Ord J. K. (1977), “A note on trend removal methods: the case of polynomial regression versus variate differencing”, Econometrica, 45.

Chen L.H. Finney M. & Lai K.S. (2005), “A Threshold Cointegration Analysis of Asymmetric Price Transmission from Crude Oil to Gasoline Prices”, Economics Letters 89, 233-239.

Chidamharan N. K. Fernando C. S. & Spindt P. A. (2001), "Credit enhancement through financial engineering: Freeport McMoRan's gold-denominated depositary shares", Journal of Financial Economics 60: 487-528.

Choksy S. (1991), "Aluminium Price behaviour, A decade on the LME", Resources Policy Vol 17 Issue1, p 13-21.

Christoffersen P.F. & Diebold F.X. (1998), "Cointegration and Long-Horizon Forecasting", Journal of Business & Economics Statistics, Vol 16 No 4, 450-458.

Chu W.W. (1994), "Import substitution and Export-Led Growth: a study of Taiwan's Petrochemical industry", World Development 22 n°5, pp 781-794.

Clem A. (1985), "Commodity price volatility: Trends during 1975–1984", Monthly Labor Review 108 (6), 17– 21.

Clements M.P. & Hendry D.F. (1995), "Forecasting in cointegrated systems", Journal of applied econometrics, vol 10, 127-146.

Cooper J.C.B. (2003), "Price Elasticity of Demand for Crude Oil: Estimates for 23 Countries," OPEC Review 27(1), pp. 1-8.

Coppola A. (2008), "Forecasting Oil Price Movement: Exploiting the information in the Futures Market", The Journal of Futures Markets, Vol. 28, No. 1, 34–56.

Crocker K.J. & Masten S.E. (1988), "Mitigating contractual hazards: unilateral options and contract length", Rand Journal of Economics 19, 327–343.

Crocker K.J. & Masten S.E. (1991), « Pretia ex machina? Prices and process in long-term contracts », Journal of Law and Economics 34, 69–99.

Crowson P. (2001), "Mining industry profitability?", Resources Policy, vol. 27:1, 33-42.

Culp C. L. & Miller M. H. (1994), "Hedging a flow of commodity derivatives with futures: Lessons from Metallgesellschaft", Derivatives Quarterly 1(1): 7-15.

Dahl C.A. (1993), "A Survey of Oil Demand Elasticities for Developing Countries,"OPEC Review 17 (Winter), pp. 399-419.

Dahl C. & Sterner T. (1991), "Analysing Gasoline Demand Elasticities: A Survey," Energy Economics 13, pp. 203-210.

Defeuilley C. & Meunier G. (2006), « La gestion du risque d'une commodité non stockable : les limites d'une couverture financière », Working Paper, LARSEN, Novembre 2006.

Dickey D.A. & Fuller W.A. (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", Journal of the American Statistical Association 74, 427-431.

Dickey D. A. & Fuller W. A. (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root", Econometrica, 49, 4, 1057-1072.

Diebold F.X. & R.S. Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy", Journal of Business and Economic Statistics, 13, 253-263.

Du X. Lu C.L. & Hayes D.J. (2011), "Speculation and volatility spillover in the crude oil and agricultural commodity markets: A Bayesian analysis", Energy Economocs 33 (2011), 497-503.

Edwards F. R. & Canter M. S. (1995), "The collapse of Metallgesellschaft: Unhedgable risks, poor hedging strategy, or just bad luck?", Bank of America Journal of Applied Corporate Finance 8(1):86-105.

Enders W. & Granger C. (1998), "Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates", Journal of Business and Economic Statistics 16, 304–311.

Enders W. & Siklos P. (2001), "Cointegration and threshold adjustment", Journal of Business and Economic Statistics 19, 166–176.

Engle R. & Granger C. (1987), "Co-integration and error correction: representation,estimation and testing", Econometrica 55, 251–276.

Engle R. & Yoo B.S. (1987), "Forecasting and testing in cointegrated systems", Journal of Econometrics 35(1987), 143-159.

Elyasiani E. Mansur I. & Odusami B. (2011), "Oil price shocks and industry stock returns", Energy Economics, 33, 966-974.

Ewing B.T. Hammoudeh S.M. & Thompson M.A. (2008), "Threshold cointegration analysis of Crude Oil Benchmarks", The Energy Journal 29, No 4, 79-95.

Ewing B. T. & Harter C. L. (2000), "Co-movements of Alaska north slope and UK Brent crude oil prices", Applied Economics Letters, 7, 553-558.

Ewing B.T. Malik F. & Ozfidan O. (2002), "Volatility transmission in the oil and natural gas markets", Energy Economics 24(2002), 525-538.

Fan J.P.H. (2000), "Price uncertainty and vertical integration: an examination of Petrochemical Firms", Journal of Corporate Finance 6 (2000), 345-376.

Ferderer J.P. (1996), "Oil price volatility and the Macroeconomy", Journal of Macroeconomics, 18 (1), 1 –26.

Fève P. (2006) «La Modélisation Macro-économétrique Dynamique» Revue d'économie politique, 2006/2 - Vol. 116, pages 147 à 197

Fleming J. & Ostdiek B. (1999), "The impact of energy derivatives on the crude oil market", Energy Economics, 21 (2), 135–167.

Frigant V & Lung Y, (2002), “Geographical proximity and supplying relationships in modular production “, International Journal of Urban and Regional Research, 26.4, p742-755

Fukunaga I. Hirakata N. & Sudo N. (2009), “The effect of oil prices changes on the industry level production and prices in the US and Japan.”, Discussion Paper No 2009 E 24, IMES Bank of Japan.

Garfinkel J.A. & Hankins K.W. (2011), “The Role of risk management in mergers waves”, Journal of Financial Economics 101,515-532.

Ghertman M. (2003), « Oliver Williamson et la théorie des coûts de transaction », Revue française de gestion, 2003/1 no 142, p. 43-63.

Ghouri S. S. (2006), “Forecasting natural gas prices using cointegration technique”; OPEC Review, December 2006, 249-269.

Girma, P. & Paulson A. (1999), “Risk arbitrage opportunities in petroleum futures spreads”, Journal of Future Markets 19, 931–955.

Gjolberg O. & Johnsen T. (1999), “Risk management in the oil industry: can information on long –run equilibrium prices be utilized?”, Energy Economics 21 (1999), 517-527.

Goodwin B.K. & Harper D.C. (2000), “Price transmission, threshold behavior, and asymmetric adjustment in the U.S. pork sector”, Journal of Agricultural and Applied Economics 32 (03), 543–553.

Goodwin B. & Holt M. (1999) “Price transmission and asymmetric adjustment in the U.S. Beef Sector”, American Journal of Agricultural Economics 81, 630–637.

Goodwin, B. & Piggott N. (2001), “Spatial market integration in the presence of threshold effects”, American Journal of Agricultural Economics 83 (2), 302–317.

Goldberg V.P. & Erickson J.R. (1987), “Quantity and price adjustment in long-term contracts: a case study of petroleum coke”, Journal of Law and Economics 30, 369–398.

Gonzalo J. (1994), “Five alternative methods of estimating long run equilibrium relationships”, Journal of Econometrics 60, 203–233.

Granger C. W. J. & Ashley R. (1979), “Time series analysis of residual from the St. Louis model”, Journal of Macroeconomics, 1, 373-394.

Granger C.W.J (1986), “Development in the study of cointegrated Economic Variables”, Oxford Bulletin of Economics and statistics, 48, 3(1986), 213-228.

Granger C. W. J. & Swanson N. (1996), “Further developments in the study of cointegrated variables”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 58, 537-554.

Granger C W J (1996), "Can we improve the perceived quality of economic forecasts?", Journal of Applied Econometrics, Vol. 11, No. 5, Special Issue: Econometric Forecasting (Sep. - Oct., 1996), pp. 455-473.

Grasso M. & Manera M. (2005), "Asymmetric error correction models for the oil-gasoline price relationship", Energy Policy 35, 156-177.

Gregory A. W. & Hansen B. E. (1996), "Residual-based Tests for cointegration in models with regime shifts", Journal of Economics 70, 99-126.

Hamilton J.D. & Herrera A.M. (2001), "Oil shocks and aggregate Macroeconomic behavior: the role of monetary policy", Mimeo, Department of Economics, University of California, San Diego, July.

Hamilton J.D. (2009), "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08", NBER Working Paper No. 15002, May 2009.

Hamilton J.D. (2008), "Understanding Crude Oil Prices", NBER Working Paper No. 14492, Nov 2008.

Hamilton J.D. (1983), "Oil and the macroeconomy since World War II", Journal of Political Economy 91: 228-248.

Hansen F. H. (1976),"Trends in the cost of ethylene production", Chemistry and industry, 6 December, 1005-1008.

Harland C. Brenchley R. &Walker H. (2003), "Risk in supply networks", Journal of Purchasing and Supply Management 9, 217-224

Haugh D. Mourougane A. & Chatal O. (2010), "The automobile industry in and beyond the crisis", OECD, Economic Department, Working Paper n°745, January 2010.

Haushalter D.G. (2000), "Financing policy, basis risk, and corporate hedging: Evidence from oil and gas producers", Journal of Finance, 55, 107–152.

Hartley P. R. Medlock III K. B. & Rosthal J. E. (2008), "The relationship of natural Gas ti oil prices", The Energy Journal, 29, 3, 47-65.

He J. & Ng L. K. (1998), "The foreign exchange exposure of Japanese multinational corporations", Journal of Finance 53 (2): 733-753.

Hicks B. & Kilian L. (2009), "Did Unexpectedly Strong Economic Growth Cause the Oil Price Shock of 2003-2008?", C.E.P.R. Discussion Papers, CEPR Discussion Papers 01/2009.

Hinterhuber A. (2004) "Towards value based pricing: an integrative framework for decision making ", Industrial Marketing Management, 33 (2004) 765-778

Hobijn B. (2008), "Commodity Price Movements and PCE Inflation", Federal Reserve Bank of New York, Vol 14, Number 8, November 2008.

Hoffman D.L. & Rasche R.H. (1996), "Assessing Forecast Performance in a cointegrated system", Journal of applied econometrics, vol 11, 495-517.

Huang R.D. Masulis R.W. & Stoll H.R. (1996), "Energy shocks and financial markets", Journal of Futures Markets 16 (1), 1–27.

Humphrey J. & Memedocic O. (2003), "The global Automotive Value chain: What prospects for upgrading by developing countries", Sectoral Study series, UNIDO Vienne 2003.

Hudson R. & Schamp E. (1995), "Towards new map of automobile manufacturing in Europe? New production concepts and spatial restructuring", Springer Verlag, Berlin, 269 pages.

Indjehagopian J. P. Lantz F. & Simon V. (2000), "Dynamics of heating oil market prices in Europe", Energy Economics 22, 225-252.

Jackson B.B. (1980), "Manage risk in industrial pricing", Harvard Business Review, July-August 1980, 121-133.

Ji Q. & Fan Y. (2012), "How does oil price volatility affect non-energy commodity markets?" Applied Energy 89 (2012), 273-280.

Jimenez-Rodriguez R. (2008)," The impact of oil price shocks: evidence from the industries of six OECD countries" , Energy Economics, 30, 3085-3108.

Johansen S. (1988), "Statistical analysis of cointegrating vectors", Journal of Economic Dynamics and Control 12, 231–254.

Johansen S. & Juselius K. (1990), "Maximum Likelihood estimation and the demand for money inference on cointégration with application", Owford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 169-210.

Johansen S. (1991), "Estimation and hypothesis testing of cointégration vectors in Gaussian verctor autoregressive Models", Econometrica, 59, 6 , 1551-1580.

Johensen S. (1992b), "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis", Journal of Econometrics, vol 52, pp 389-402.

Johansen S. & Juselius K. (1992), "Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK", Journal of Econometrics, Elsevier, vol. 53(1-3), pages 211-244.

Kellard N. Newbold P. Rayner A. & Ennew C. (1999), "The relative efficiency of commodity futures markets", Journal of Futures Markets, 19, 413–432.

Kilian L. (2008a), "The Economic Effects of Energy Price Shocks" Journal of Economic Literature 2008, 46:4, 871–909.

Kilian L. (2009), "Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market", American Economic Review; 99:3, 1053-1069.

Kilian L. (2010),“ Explaining Fluctiations in Gasoline Prices: A joint Model of Global oil Market and the US Retail Gasoline Market”, The Energy Journal, 31, 2, 103-127.

Klein B. & Murphy K.J. (1997), “Vertical integration as a self-enforcing contractual arrangement”, AmericanEconomics Review 87, 415–420.

Kwiatkowski D. Phillips P. Schimdt P. & Shin Y. (1992), “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root”, Journal of econometrics, 54, 159-178.

Lanza A. Manera M. & Giovannini M. (2005), “Modeling and forecasting cointegrated relationships among heavy oil and products prices”, Energy Economics 27 (2005), 831-848.

Larson A. (2002), “The development and regional significance of the automotive industry: Suppliers parks in Western Europe”, International Journal of Urban and Regional Research, vol 26-4, December 2002, p 767-784.

Lee C.C. & Lee J.D. (2009), “Energy Prices, Multiple Structural Breaks and Efficient Market hypothesis”, Applied energy 86 (2009), 466-479.

Lee C.F. Lin S. J. & Lewis C. (2008), “Analysis of the impacts of combining carbon taxation and emission trading on different industry sectors”, Energy Policy 36 (2008) 722–729.

Lee T.K. & Zyren J. (2007), “Volatility relationship between crude oil and petroleum products”, Atlantic Economic Journal, 35:97-112.

Lee K. & Ni S. (2001), “On the dynamic effects of oil price shocks: a study using industry level data”, Journal of monetary Economics 49, 823-852.

Lee J. & Strazicich M. (1999), “Minimum LM Unit Root Test with One Structural Breaks”, Discussion paper 9932, Department of Economics, University of Central Florida, US.

Lee J. Strazicich M.C. (2003), “Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks”, Review of Economics and Statistics 85, 1082–1089.

Lescaroux F. & Migon V. (2008), “Déterminants du prix du pétrole et impact sur l’économie”, Revue française d’économie vol 23, n°23-2, p 179-214.

Lieberman M.B. (1991), “Determinants of vertical integration: an empirical test”, Journal of Industrial Economics39, 451–466.

Lin J.B & Liang C.C (2010), “Testing for threshold cointegration and error correction: evidence in the petroleum futures market”, Applied Economics 42, 2897-2907.

Lin J-L. & Tsay R.S. (1996), “Co-integration constraint and forecasting: An empirical examination”, Journal of applied econometrics, vol 11, 519-538.

Lintner J. (1965) “The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risk Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets”, Review of Economics and Statistics 4, 13-37.

Lucas R. E. J. (1975), “A Model of Macroeconomic Activity”. Volume I. The Theoretical Model. by Ray C. Fair, Journal of Economic Literature, Vol. 13, No. 3. (Sep., 1975), pp. 889-890.

Lucas R. E. J. (1976), “Econometric policy evaluation : a critique”, Canergie Rochester Conference Series on Public Policy, K. Brunner et A. Meltzer (eds), pp. 19-46.

Luckachan G.E. & Pillai C. K. S. (2011), “Biodegradable Polymers, a review on recent trends and emerging perspectives”; Journal of Polymers and the Environment, 2011, 19, p 637-676.

Lund P. (2007), “Impacts of EU carbon emission trade directive on energy-intensive industries- Indicative micro-economic analyses” Ecological Economics 63, 799-806.

Manera M. Longo C. Markandya A. & Scarpa E. (2007), “Evaluating the Empirical Performance of Alternative Econometric Models for Oil Price Forecasting”, Working Papers 69, Fondazione Eni Enrico Mattei, January 2007.

Masih A. M. M. & Masih R. (1999), “Are Asian stock market fluctuations due mainly to intra-regional contagion effects? Evidence based on Asian emerging stock markets”, Pacific-Basin Finance Journal 7 (1999), 251–282.

Masih M. Algahtani I. DeMello L. (2010), “Price Dynamics of crude oil and the regional ethylene markets”, Energy Economics 32, 1435-1444.

Masih A. M. M. Albinali K. & DeMello L. (2010), “Price dynamics of natural gas and the regional methanol markets”, Energy Economics 38, 1372-1378.

Masih M. Eid A. Ripple R. D. & DeMello L. (2008), “Price Dynamics of Plastics and its Feedstock’s: a look at the Asian and North West European Markets”, CIM (KFUPM) Working Paper series.

Maslyuk S. & Smyth R. (2008), “Unit Root Properties of crude oil spot futures prices”, Energy Policy 36, 2591-2600.

Maslyuk S. & Smyth R. (2009), “Cointegration between oil spot and future prices of the same and different grades in the presence of structural change”, Energy Policy 37, 1687-1693.

McPhail L. L. (2011), “Assessing the impact of US ethanol on fossil fuel market: A structural VAR approach”, Energy Economics 33 (2011), 1177-1185.

Mello A. S. & Parsons J. E. (1995a), “Maturity structure of a hedge matters: Lessons from the Metallgesellschaft debacle”, Bank of America Journal of Applied Corporate Finance 8(1): 106-120.

Mello A. S. & Parsons J. E. (1995b), “Rolling the dice”, Risk 8 (5): 49-50.

Murat A. & Tokat E. (2009), "Forecasting oil price movement with crack spread futures", Energy Economics 31 (2009), 85-90.

Narayan P. K. & Smith R. (2005), "Cointegration of stock markets between New-Zealand, Australia and the G7 economies: searching for co-movement under structural change, Australian Economic Paper, September 2005, 232-247.

Nelson C. R. & Plosser C. I. (1982), "Trends and random walks in macroeconomics time series: some evidence and applications", Journal of Monetary Economics, 10, 139-162.

Peltzman S. (2000) "Prices rise faster than they fall", Journal of Political Economy 108, 466–502.

Petersen M. A. & Thiagarajan S. R. (2000), "Risk measurement and hedging", Financial Management 29 (4): 5-30.

Perron P. (1988), "Trends and random walks in macroeconomics time series" Journal of economics dynamics and control, 12, 297-332.

Perron P. (1989), "The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", Econometrica 57, 6, 1361-1401.

Perron P. & Rodriguez G. (2003), "GLS Detrending, efficient unit root tests and structural change", Journal of Econometrics, 115(1), 1-27.

Pesaran M.H. & Shin Y. (2002), "Long-run structural modeling", Econometric Reviews 21, 49–87.

Phillips P. & Perron P. (1988), "Testing for unit root in time series regression", Biometrika, 75.

Phillips, P.C.B & Loretan M. (1991), "Estimating long run economic equilibria", Review of Economic Studies 58, 407-436.

Pindyck R. S. & Rotemberg J.J. (1990), "The excess co-movement of commodity prices", The Economic Journal, Vol. 100, No. 403, pp. 1173-1189.

Plourde A. & Watkins G. (1998), "Crude oil prices between 1985 and 1994: How volatile in relation to other commodities?", Resource and Energy Economics 20 (3), 245– 262.

Quan J. (1992), "Two Step Testing Procedure for Price Discovery Role of Futures Prices", The Journal of Futures Markets, 12(2), 139-149.

Ramberg D. J. & Parsons J. E. (2012), "The weak tie between natural gas and oil prices", The Energy Journal 33, 2, pp 1335.

Regnier E. (2006), "Oil and energy price volatility", Energy Economics, 29, 405-427

Ritchie B. & Brindley C. (2000), "Disintermediation, disintegration and risk in the SME global supply chain", Management Decision 38 (8), 575–583.

Sadorsky P. (2000), “The empirical relationship between energy futures prices and exchange rates”, Energy Economics, 22, 253-266.

Sadorsky P. (2004), “Stock Markets and Energy Prices”, Encyclopedia of Energy, vol. 5. Elsevier, New York, pp. 707–717.

Sadorsky P. (2008), “Assessing the impact of oil prices on firms of different sizes: Its tough being in the middle” Energy Policy, 36(2008) 3854-3861.

Sharpe W. (1964), “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk”, Journal of Finance 19, 425-442.

Schwarz T. V. & Szakmary A. C. (1994), “Price discovery in petroleum market: arbitrage, cointegration and the time interval of analysis”, The Journal of Futures Markets, Vol. 14, No. 2, 147-167.

Siliverstovs B. Engsted T. & Haldrup N. (2004), “Long-run Forecasting in multicointegrated systems”, Journal of Forecasting, 23, 5, 315-335.

Sims C.A. (1980), “Macroeconomics and reality”, Econometrica, Vol 48, N°1, 1-80.

Serletis A. (1994), “A integration analysis of petroleum futures prices”, Energy Economics 16, 93– 97.

Slade M. E. (1991), “Market structure, marketing method, and price instability”, The Quarterly Journal of Economics, 106 (4), 1309– 1340.

Subervie J. (2011), “Producer price adjustment to commodity price shocks: An application of threshold cointegration”, Economic Modeling 28, 2239-2246.

Tufano P. (1998), “The determinants of stock price exposure : Financial Engineering and the gold mining industry”, The Journal of Finance, Vol LII no3, p 1015-1052.

Vernon R. (1966), “International Investment and International Trade in the Product Cycle”, The Quarterly Journal of Economics, Vol. 80, No. 2, pp. 190-207.

Wang S. & Li D. (2011), “The spillover effects on Petrochemical industrial concentration of International Oil Price”, Energy Procedia 5(2011), 2444-2448.

Weinhagen J. C. (2006), “Price transmission: from crude petroleum to plastics products”, Monthly Labor Review, December 2006, 46-55.

Westgaard S. Estenstad M. Seim M. & Frydenberg S. (2011), “Co-integration of ICE Gas oil and crude oil futures”, Energy Economics 33 (2011) 311-320.

Williamson O.E. (1971), “The vertical integration of production: market failure consideration”, AmericanEconomic Review, 61, 112–123.

Williamson O.E. (1979), “Transaction cost economies: the governance of contractual relations”, Journal of Lawand Economics 22, 233–261.

Zeng T. & Swanson N. R. (1998), "Predictive Evaluation of econometrics forecasting models un commodity Futures Markets", Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, 2(4),159-177.

Zivot E. & Andrews W. K. (1992), " Further evidence on the great crash, the oil Price shock and the unit root hypothesis" Journal of Business & Economics statistics, 10,3, 251-270.

Zsidisin G. A. (2003), "A grounded definition of supply risk", Journal of Purchasing and Supply Management 9, 217-224

*Livres et ouvrages :*

Abel A.B. & B.S. Bernanke (2001), "Macroeconomics", Addison Wesley Longman Inc.

Barro R.J. (1984), "Macroeconomics", John Wiley & Sons, 867 pages.

Bourbonnais R. (2004), « Econometrie », Dunod, Paris, 5ème édition, 330 pages.

Bourbonnais R. & Terraza M. (2010), « Analyse des séries temporelles », Dunod , Paris, 3ème édition, 338 pages.

Braber P. (1966), "Technical and economics changes in, ethylene manufacture", In United Nation, Studies in Petrochemicals (vol 1), UN, New York, 301-310.

Bruno M. & Sachs J. (1985), "Economics of Worldwide Stagflation", Harvard University Press, Cambridge MA.

Chapman K. (1991), "The International Petrochemical Industry, Evolution and Location ", Basil Blackwell, Oxford, UK & Cambridge USA, 322 pages.

Hudson R. & Schamp E. (1995), "Towards new map of automobile manufacturing in Europe? New production concepts and spatial restructuring", Springer Verlag, Berlin, 269 pages.

Labys W.C. (2006), "Modeling and forecasting Primary commodity Prices", Ashgate, Hampshire, 239 pages.

Lamming R. (1993), "Beyond partnership – Strategies for innovation and lean supply", Prentice Hall, New York, 299 pages.

Lutkepohl H. &Kratzing M. (2004), "Applied time series econometrics", Cambridge University Press, Cambridge 323 p.

Mackinnon J. G. (1991), "Critical values for cointégration Tests", chapitre 13 in Long –run Economics Relationships: Reading in cointegration, R F Engle et C W J Granger éditeurs, Oxford University Press.

Markowitz H. (1959), "Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments", John Wiley & Sons, New York.

Perron P. (1994), "Trend unit root and structural change in macroeconomics time series" In: Bhaskara Rao, B. (Ed), Cointegration for the Applied Economist. MacMillan Press.

Perry M. K. (1989), "Vertical Integration: Determinants and Effects", in Schmalensee, R. and Willig, R. (eds.). Handbook of Industrial Organization (North Holland).

Pindyck R. S. & Rubinfeld D. L. (1998), "Econometric models and economics forecasts", Irwin/McGraw-Hill, 1998, 634 pages.

Rao B. B. (2007), "Cointegration for the Applied Economist", Palgrave MacMillan, Londres, 2nd edition, 260 pages.

Saadi H. (2005), « L'économie des matières premières », l'Harmattan, Paris, 362 pages.

Schumpeter J. A. (1942), "Capitalism, Socialism and Democracy", Harper and Row, New York.

Simon Y. & Lautier D. (2006), « Marchés Dérivés et Matières premières », Economica, Paris, 3ième édition , 550 pages.

Spitz P.H. (1988), "Petrochemicals: Rise of an industry, Wiley, New York.

Stock J. & Watson M. (1991), "Testing for common trends", In Engle, R F, Granger C WJ (Eds), Long-run Economic Relationships, Oxford University Press, Oxford, pp 267-276.

Vidyamurthy G. (2004), "Pairs Trading, Quantitative Methods and Analysis", John Wiley & Sons, Canada.

Williamson O.E. (1975), "Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications", Free Press, New York.

Womack J.P. Jones D.T. & Roos J. (1990), "The machine that changed the world", Rawson associates, New York, 323 pages.

Zivot E. & Wang J. (2006), "Modeling Financial Time Series with S-Plus", 2nd edition, Springer, New York, 998 pages.

*Rapports et autres documents:*

ACC Plastics Industry Producers' Statistics Group, "Annual Major Markets Report", as compiled by Veris Consulting, Inc, 2010 American Chemistry Council.

Artus P. D'Autume A. Chalmin P. & Chevalier J-M. « Les effets d'un prix du pétrole élevé et volatil », Conseil d'Analyse Economique, Paris, 2010.

CEFIC (2011), "Facts anf Figures 2011: The European chemical industry in a worldwide perspective", Disponible sur: http://www.cefic.org/Facts-and-Figures/

Chalmin P. « Rapport Cyclope 2009, les marchés mondiaux », Economica, Paris, 2009.

Chevalier J-M. (2010), « Rapport du groupe de travail sur la volatilité du pétrole » sous la présidence de Jean- Marie Chevallier, Ministère de l'économie de l'industrie et de l'emploi, Février 2010

Clemons E. (2000), "Gauging the power play in the new economy", Financial Times, June 13.

Comité des Constructeurs Français d'Automobiles (2012), « Analyses et Statistiques 2012, l'industrie automobile française », CCFA, Disponible sur : http://www.ccfa.fr/Edition-2012

Duval C. « Plastiques et automobiles, d'hier à aujourd'hui », Technique de l'ingénieur AM 3 590.

Ernest M. « Synthèse des polymères », Procédés chimiques et unitaires, Technique de l'ingénieur, J 5830a.

Fédération des Industries des Equipements pour Automobiles (2011), « Chiffres clés (Edition 2011) », La FIEV, Disponible sur: http://www.fiev.fr/article-librairie.php?id=204&thid=4

Fontanille M. & Vairon J-P. « Polymérisation », Technique de l'ingénieur, Traité Plastiques et Composites ; A 3 040.

Futures Industry Association, "Annual Volume survey" 2010, 2011. Disponible sur: http://www.futuresindustry.org/volume-.asp

"Impacts on Competitiveness from EU ETS, An Analysis of the Dutch industry", De Bruyn et al (2008), CE delft Report, June 2008.

Institu Fraçais du Pétrole, « Raffinage : situations contrastées selon les régions », Panorama 2011, IFP. Disponible sur : http://www.ifpenergiesnouvelles.fr/publications/notes-de-synthese-panorama/panorama-2011

Jusko J. (2009), "Raw Material Risks, Manufacturers must remain vigilant and agile in the face of volatile costs and possible supply squeezes", Industry Week, November 2009, 33-36

Perlitz U. (2008), "World Chemical market: Asia Gaining ground", Deutsche Bank Research, by July 28 2008.

Plasticseurope (2008), "Business Data and Charts 2007", by Plasticseurope Market Research Group (PEMRG), september 2008.

Plasticseurope (2010), "The compelling facts about plastics 2009: An analysis of European plastics production, demand and recovery for 2008·", PlasticsEurope, Brussels, 2010.

Potter T. (2011), “Middle East Petrochemicals: a giant still growing or running out of gas?”, CMAI Middle East and India, May 26, 2011, Japan. Disponible sur: http://www.apic-online.org/downloads.aspx.

Sako M. & Murray F. M. (2000), “Modules in design, production and use: Implications for the global automotive industry”, 8ème Colloque GERPISA, Paris 8-10 Juin 2000.

Schmidt A.D. (2008), “Pair Trading: A cointegration Approach”, Finance Honours Thesis, University of Sydney.

SESSI (2007), « Enquête annuelle d’entreprise », Disponible sur : http://www.insee.fr/sessi/enquetes/eae/eae.htm

United Nation Conference on Trade And Development (1998), “A survey of commodity price risk management instruments”, , UNCTAD secretariat, 6 avril 1998.

US Energy Information Administration (2012), “Short term energy outlook”, EIA September 2011. Disponible sur: http://www.eia.gov/forecasts/steo/pdf/steo_full.pdf

*Bases de données:*

CEPII, « Comptes Harmonisés sur les Echanges et l'Economie Mondiale – Commerce International (CELEM-CIN) »,
Disponible sur : http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/chelem.htm

Commission Européenne, « Eurostat database »,
Disponible sur :
http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database

INSEE, « Indices et séries chronologiques »,
Disponible sur : http://www.insee.fr/fr/bases-de-donnees/

United Nation, « United Nations Commodity Trade Statistics Database (UN Comtrade) »,
Disponible sur : http://comtrade.un.org/

## *Glossaire des termes techniques*[127]

*Acrylonitrile :*

L'Acrylonitrile est un monomère intermédiaire produit à partir du propylène et de l'ammoniac. Il est principalement utilisé dans la production des fibres acryliques, de l'ABS (acrylonitrile-butadiène-styrène), du SAN (styrène-acrylonitrile) et du NBR (nitrile-butadiène-caoutchouc).

*Acrylonitrile-butadiène-styrène (ABS) :*

L'ABS est un thermoplastique dur, résistant à la chaleur et résistant aux chocs. L'acrylonitrile fournit la résistance à la chaleur, le styrène donne la rigidité et le butadiène la résistance aux chocs. Il est largement utilisé pour fabriquer des boîtiers d'appareils électriques et téléphoniques, des bagages, des casques sportifs, des raccords de tuyauterie et de pièces automobiles.

*Aromatiques :*

Les aromatiques, appelés ainsi à cause de leur odeur caractéristique et parfumée, sont un groupe d'hydrocarbures, comprenant surtout, le benzène, le toluène et les xylènes. Ce sont des produits chimiques de base utilisés comme matières premières pour produire un large éventail de produits pétrochimiques plus complexes. Presque tous les composés aromatiques proviennent du reformage catalytique du pétrole brut, même si de petites quantités sont fabriquées à partir de charbon.

*Benzène :*

Le benzène est le composé aromatique le plus simple, avec un anneau de six atomes de carbone et six atomes d'hydrogène. C'est un liquide incolore qui se trouve naturellement dans les matières premières fossiles telles que le pétrole brut et le charbon. Il est produit au cours du reformage catalytique des fractions pétrolières issues du raffinage du pétrole.

*Butadiène (C4) :*

C'est une oléfine gazeuse et inflammable constituée de quatre atomes de carbone. Il est utilisé dans la fabrication de caoutchoucs synthétiques et de certaines matières plastiques (ABS).

*Caprolactame :*

Monomère qui est utilisé comme ingrédient pour la synthèse du nylon 6 ou du polyamide 6. Le caprolactame est fabriqué à partir de phénol et du cyclohexane.

*Charbon :*

Matière combustible, solide, de couleur noire ou brun noir, riche en substance de carbone formée par la décomposition partielle de la matière végétale qui n'a pas accès à l'air. Le charbon est l'un des plus importants combustibles fossiles primaires. Il est indispensable à la vie et constitue la principale source d'énergie de l'humanité.

[127] L'essentiel des définitions est issu du site internet de l'APPE : http://www.petrochemistry.net/

*Compound :*

Au sens large, un compound est une combinaison de deux ou plusieurs éléments chimiques (atomes) maintenues ensemble par des liaisons chimiques. Dans l'industrie plastique, un « compound » est composé de polymères et d'autres matières chimiques (additifs, colorants, charges…) mélangées suivant une formulation précise afin de modifier et d'améliorer les propriétés physiques et chimiques des résines polymères de base.

*Craqueur :*

Unité de raffinerie qui permet de « craquer » c'est-à-dire transformer par l'action d'un catalyseur les fractions lourdes du pétrole brut en fractions plus légères nécessaires à la fabrication des essences et gazole. Le « craquage » est une deuxième étape de transformation de fractions issues des raffineries. Il consiste à casser les molécules des hydrocarbures fractionnées pour obtenir des produits plus légers. Plus spécifiquement nous pouvons identifier deux procédés de craquage : le vapocraquage et le reformage catalytique.

*Cyclohexane :*

Le cyclohexane est un composé aromatique dérivé du benzène. Il est utilisé comme produit intermédiaire pour produire le monomère de caprolactame.

*Éthane :*

Hydrocarbure sous forme gazeuse, c'est le second constituant le plus important du gaz naturel, il est également présent dans des huiles de pétrole et comme sous-produit du raffinage du pétrole brut et de la carbonisation du charbon. L'éthane est une matière première importante pour l'industrie pétrochimique, qui produit des plastiques et un très grand nombre d'autres produits chimiques.

*Éthylène (C2) :*

L'éthylène est le membre le plus simple de la série des hydrocarbures oléfiniques et l'une des principales matières premières de l'industrie chimique organique. Il est composé de deux atomes de carbone. Il se produit à partir du pétrole et du gaz naturel, mais l'essentiel de l'éthylène industriel est produite par vapocraquage d'hydrocarbures supérieurs. L'éthylène peut être polymérisé en matières plastiques de polyéthylène, mis en réaction avec l'oxygène pour donner de l'oxyde d'éthylène, ou avec du benzène pour donner l'éthylbenzène.

*Gaz naturel :*

Hydrocarbure gazeux incolore, hautement inflammable constitué principalement de méthane, d'éthane et de petites quantités de composés d'hydrocarbures gazeux plus lourds comme le propane. Il est produit généralement en association avec le pétrole brut.

*Monomère :*

Les monomères sont des molécules de base, qui peuvent se combiner avec d'autres molécules pour former des polymères. Les plus courants sont l'éthylène, le propylène, le butadiène, et le benzène.

*Naphta :*

Le naphta est un distillat de pétrole contenant principalement des hydrocarbures aliphatiques. Il est la principale source à partir de laquelle sont dérivés les produits pétrochimiques.

*Oléfines :*

Les oléfines sont des produits de base dérivés de la pétrochimie fabriqués par craquage des fractions issus du raffinage du gaz naturel et du pétrole brut.
Nous pouvons distinguer les oléfines inférieures qui sont composés de chaînes courtes avec seulement deux, trois ou quatre atomes de carbone, comme l'éthylène. Les oléfines supérieures ont des chaînes pouvant aller jusqu'à vingt atomes de carbone. Les plus répandus sont les oléfines d'éthylène (C2 car deux atomes de carbone), de propylène (C3 car trois atomes de carbone), de butadiène (C4 car 4 atomes de carbone). Ils sont utilisés pour la production de plastiques, comme produits chimiques intermédiaires et, dans certains cas, comme solvants industriels.

*Pétrochimie:*

C'est une branche de l'industrie chimique lourde qui englobe la production de matières premières synthétiques, principalement issues du raffinage du pétrole et du gaz naturel. Il existe près de 200 produits pétrochimiques qui peuvent être ainsi décrits et ils comprennent les hydrocarbures simples (par exemple le méthane, l'éthane, les oléfines), les hydrocarbures aromatiques (par exemple benzène, toluène) et plusieurs autres produits dérivés plus complexes (monomères, polymères).

Plus généralement « l'industrie chimique » englobe un large champ d'activités qui peuvent être séparées en sous-secteur[128] : ***La chimie lourde, la chimie de spécialité et la chimie fine.***

***La chimie lourde*** **:** Elle se caractérise par des cycles de fabrication courts, des installations à marche continue et automatisée, de gros tonnages, des prix relativement bas et une faible valeur ajoutée unitaire. Elle comprend, entre autres, la fabrication de produits de chimie minérale (chlore, soude…), d'engrais, de grands intermédiaires de la chimie organique (éthylène, propylène…) et de matières plastiques de base (polyéthylène, polypropylène…). L'impact des matières premières et de l'énergie y est prépondérant.

***La chimie de spécialités :*** Elle se distingue de la chimie lourde par des prix plus élevés, une valeur ajoutée plus importante, des tonnages plus restreints, des séries plus nombreuses et davantage de flexibilité. Elle se rapporte à des gammes de produits très élaborés, aux performances spécifiques, comprenant notamment la fabrication de produits technologiques divers pour les industries et procédés industriels.

***La chimie fine :*** Elle se rapproche de la chimie de spécialités puisqu'elle répond aux mêmes critères. Elle est présente à travers des matières actives de base pour produits phytosanitaires ou pharmaceutiques, des arômes synthétiques ou des colorants.

[128] Source : Cahiers de l'industrie n°68, Juin 2001, « La chimie de base ».
www.industrie.gouv.fr/accueil.htm

*Pétrole :*

Mélange d'hydrocarbures liquides relativement volatiles qui se forme dans la croûte terrestre et est extraite pour servir de combustible et de matière de base aux productions de produits pétroliers divers. Typiquement, le pétrole brut contient, dans des pourcentages divers un mélange de naphta, de kérosène, de distillats moyens et d'huiles combustibles.

*Plastique :*

Les matières plastiques sont des matières de synthèse créées grâce à l'emploi des polymères. Pour simplifier, elles sont issues du mélange d'une résine de base – le polymère – à laquelle on ajoute des adjuvants ainsi que des additifs. Parmi les adjuvants et les additifs présents dans les matières plastiques on trouve des plastifiants, des lubrifiants, des pigments pour colorer, des solvants ainsi que des fongicides ou des ignifugeants pour protéger les matières plastiques contre les bactéries et le feu.

*Polymère :*

Un polymère est une macromolécule, organique ou inorganique, constituée de l'enchaînement répété d'un même motif, le monomère, reliés les uns aux autres par des liaisons covalentes (liaison chimique par l'intermédiaire des électrons).
Le polymère peut être naturel ou entièrement synthétisé par une réaction de polymérisation. De nos jours, l'essentiel des polymères utilisés sont synthétisé chimiquement à partir de produits chimiques intermédiaires– les monomères. Les monomères sont des molécules de base, de masse molaire inférieure. Les plus courants sont l'éthylène, le propylène, le butadiène, et le benzène.

*Polyamide 6 (PA6) :*

Également appelé Nylon 6, le PA6 est un thermoplastique produit à partir du monomère de caprolactame. Il a de bonnes propriétés mécaniques à haute température et une forte résistance aux fluides industriels. Sous forme de résines plastiques, les PA 6 sont utilisés dans l'industrie automobile pour les applications sous capot ou destinés au transport de fluides. Sous forme de fibre, le nylon est largement utilisé dans l'industrie textile.

*Polyéthylène (PE) :*

Regroupe toutes les matières thermoplastiques qui sont des polymères de l'éthylène. C'est une matière plastique résistante aux produits chimiques et à l'humidité, de bonnes propriétés isolantes, et qui est utilisée en particulier dans l'emballage et l'isolation.

*Polypropylène (PP) :*

Regroupe toutes les matières thermoplastiques qui sont des polymères de propylène. Le PP est largement utilisé dans tous les secteurs industriels : Il peut être transformé en fibres, où il est un constituant majeur dans les tissus d'ameublement tels que les tissus d'ameublement et tapis ; de nombreuses utilisations industrielles comprennent corde et cordage, tissus synthétique jetables pour les couches et les applications médicales. Sous forme de résine plastique, le polypropylène est moulé en bouteilles

pour les aliments et les produits cosmétiques, en boîtiers d'appareils, en récipients alimentaires, en jouets, en pièces automobiles et en meubles d'extérieur.

*Propane :*

Hydrocarbure sous forme gazeuse et incolore. Il est séparé en grandes quantités à partir de gaz naturel, du pétrole brut léger et des gaz de raffinerie et est disponible dans le commerce en tant que propane liquéfié ou en tant que constituant majeur du gaz de pétrole liquéfié (GPL). Comme l'éthane, le propane est une matière première importante pour l'industrie pétrochimique.

*Propylène (C3) :*

Également appelé Propène, le propylène est un hydrocarbure gazeux incolore et inflammable, obtenu à partir du pétrole. Il est composé de trois atomes de carbone. Comme l'éthylène il fait parti des oléfines et est l'une des principales matières premières de l'industrie pétrochimique. De grandes quantités de propylène sont utilisées dans la fabrication des résines, des fibres et des matières plastiques et de nombreux autres produits chimiques.

*Raffinerie (raffinage) :*

Conversion du pétrole brut en produits pétroliers utiles, tels que le naphta, matière première la plus importante pour l'industrie pétrochimique. Chaque raffinerie commence par séparer le pétrole brut préalablement chauffé dans un four à 385 degrés, en différentes fractions lors d'une phase appelée « distillation ». Les fractions sont ensuite traitées afin de les convertir en d'autres produits plus utiles, par divers procédés tels que le craquage, le reformage…

*Résine :*

Au sens large, le terme résine englobe tout composé organique naturel ou synthétique constitué d'une substance non cristalline ou liquide et visqueuse. Les résines naturelles sont des substances organiques qui sont transparentes ou translucides, formées dans les sécrétions de plantes. Les résines synthétiques constituent une classe importante de produits synthétiques qui ont certaines des propriétés physiques des résines naturelles, mais qui sont différentes chimiquement. La plupart des résines synthétiques sont des polymères. Le terme de résine remonte aux premières années de l'industrie des plastiques, il fait référence aux solides amorphes d'origine naturelle tels que la gomme laque et la colophane.

*Styrène :*

C'est un monomère liquide clair, incolore, qui est dérivé du propylène et de l'éthylène. Le styrène est utilisé pour créer des matières plastiques comme le polystyrène (PS), et l'ABS.

*Thermoplastique :*

Une matière plastique qui est solide à froid, mais modelable à la chaleur. Elles peuvent être définies par opposition aux matières plastiques thermodurcissables qui prennent leur forme finale dès le premier refroidissement et de façon irréversible.

## Annexe 1. La dépendance aux matières premières plastiques

**Tableau 1: La composition matières premières des différents segments de véhicules**

| Matières | Segment A | | | Segment B | | | Segment C | | | Segment D | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Kg/véh | Coûts en euros | en % du coût matières total | Kg/véh | Coûts en euros | en % du coût matières total | Kg/véh | Coûts en euros | en % du coût matières total | Kg/véh | Coûts en euros | en % du coût matières total |
| **Acier plat** | **645** | **492 €** | **35%** | **779** | **594 €** | **36%** | **808** | **617 €** | **31%** | **901** | **687 €** | **34%** |
| **Acier long** | **106** | **105 €** | **7%** | **154** | **152 €** | **9%** | **164** | **162 €** | **8%** | **196** | **194 €** | **10%** |
| **Fer** | 120 | 52 € | 4% | 120 | 52 € | 3% | 120 | 52 € | 3% | 120 | 52 € | 3% |
| **Aluminium** | **81** | **142 €** | **10%** | **62** | **108 €** | **7%** | **122** | **215 €** | **11%** | **104** | **184 €** | **9%** |
| Cuivre | 9 | 58 € | 4% | 13 | 78 € | 5% | 17 | 105 € | 5% | 14 | 89 € | 4% |
| Plomb | 1 | 13 € | 1% | 8 | 13 € | 1% | 12 | 20 € | 1% | 12 | 20 € | 1% |
| Autres métaux | 11 | | 0% | 0 | | 0% | 1 | | 0% | 1 | | 0% |
| **Pastiques** | **110** | **199 €** | **14%** | **143** | **257 €** | **16%** | **214** | **387 €** | **19%** | **210** | **379 €** | **19%** |
| Elastomères | 52 | 174 € | 12% | 46 | 156 € | 10% | 52 | 174 € | 9% | 47 | 160 € | 8% |
| Verre | 24 | | 0% | 40 | | 0% | 25 | | 0% | 33 | | 0% |
| Peintures | 15 | 112 € | 8% | 15 | 112 € | 7% | 15 | 112 € | 6% | 15 | 112 € | 6% |
| Autres matériaux | 6 | | 0% | 85 | | 0% | 67 | | 0% | 24 | | 0% |
| | *Troz/véh* | | | *Troz/véh* | | | *Troz/véh* | | | *Troz/véh* | | |
| Platine | 0,028 | 36 € | 3% | 0,064 | 83 € | 5% | 0,101 | 130 € | 7% | 0,077 | 99 € | 4,95% |
| Palladium | 0,065 | 36 € | 2% | 0,049 | 27 € | 2% | 0,042 | 23 € | 1% | 0,037 | 20 € | 1,01% |
| Rhodium | 0,024 | 7 € | 0% | 0,002 | 4 € | 0% | 0,001 | 2 € | 0% | 0,001 | 2 € | 0,10% |
| | *gr/véh* | | | *gr/véh* | | | *gr/véh* | | | *gr/véh* | | |
| Terres rares | 0,340 | 0 € | 0% | 2,912 | 0 € | 0% | 0,049 | 0 € | 0% | 142,425 | 4 € | 0% |
| **Total** | **1149** | **1 425 €** | **100%** | **1610** | **1 636 €** | **100%** | **1881** | **1 999 €** | **100%** | **2082** | **2 002 €** | **100%** |

Note : 1 Troz = 31,1 grammes. Source : Calcul DCV interne Renault pour prix matières Q2-2012

**Tableau 2: Immatriculations mondiales 2010-2011**

| Région | Voitures particulières | | | | Voitures utilitaires | | | | Total | | Variation |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 2010 | | 2011 | | 2010 | | 2011 | | 2010 | 2011 | 2010/2011 |
| | milliers | % | milliers | % | milliers | % | milliers | % | milliers | | % |
| Europe | 16 463 | 29,4 | 17 145 | 29,5 | 2 447 | 12,7 | 2 791 | 13,7 | 18 910 | 19 936 | +5,4 |
| Dont : Europe Occidentale | 12 975 | 23,2 | 12 802 | 22 | 1 712 | 8,9 | 1 872 | 9,2 | 14 687 | 14 674 | -0,1 |
| Europe centrale et orientale | 3 489 | 6,2 | 4 343 | 7,5 | 735 | 3,8 | 919 | 4,5 | 4 223 | 5 262 | +24,6 |
| Amérique | 11 099 | 19,8 | 11 925 | 20,5 | 8 475 | 44,1 | 9 545 | 46,8 | 19 574 | 21 470 | +9,7 |
| Dont : ALENA | 6 829 | 12,2 | 7 357 | 12,7 | 7 373 | 38,4 | 8 239 | 40,4 | 14 202 | 15 596 | +9,8 |
| Etats-Unis | 5 635 | 10,1 | 6 089 | 10,5 | 6 137 | 31,9 | 6 951 | 34,1 | 11 772 | 13 041 | +10,8 |
| Amérique du Sud | 4 270 | 7,6 | 4 568 | 7,9 | 1 102 | 5,7 | 1 307 | 6,4 | 5 372 | 5 874 | +9,3 |
| Asie-Océanie | 27 450 | 49,1 | 28 028 | 48,3 | 7 896 | 41,1 | 7 640 | 37,4 | 35 346 | 35 668 | +0,9 |
| Dont : Chine | 14 159 | 25,3 | 14 927 | 25,7 | 4 130 | 21,5 | 3 837 | 18,8 | 18 289 | 18 765 | +2,6 |
| Corée du Sud | 1 308 | 2,3 | 1 316 | 2,3 | 248 | 1,3 | 251 | 1,2 | 1 556 | 1 567 | +0,7 |
| Japon | 4 203 | 7,5 | 3 509 | 6 | 753 | 3,9 | 701 | 3,4 | 4 956 | 4 210 | -15,1 |
| Autre Asie-Océanie | 7 779 | 13,9 | 8 276 | 14,3 | 2 765 | 14,4 | 2 850 | 14 | 10 545 | 11 126 | +5,5 |
| Afrique | 922 | 1,6 | 976 | 1,7 | 407 | 2,1 | 425 | 2,1 | 1 328 | 1 401 | +5,5 |
| **Total** | **55 934** | **100** | **58 074** | **100** | **19 225** | **100** | **20 401** | **100** | **75 159** | **78 476** | **+4,4** |
| Variation 2009/2010 | | | +3,8 | | | | +6,1 | | | +4,4 | |

*ALENA : Canada, Etats-Unis, Mexique. Source : CCFA Analyse et statistiques 2012

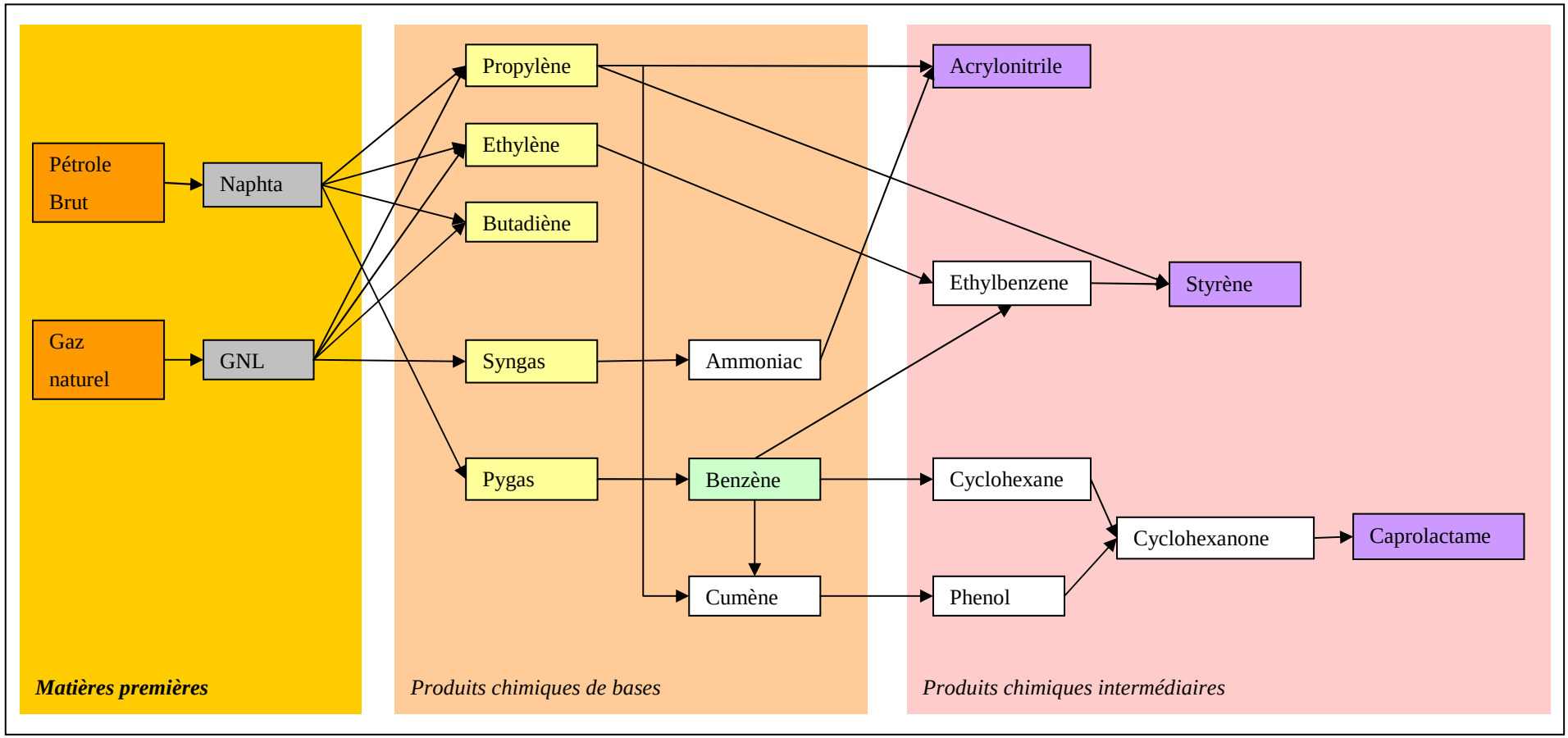
**Table 1 : Summary Statistics of Derivatives Use**

The table shows summary statistics of derivatives use by country, region, industry and for all firms. In particular, it presents the number of firms and the percentage of firms using derivatives. The percentage of firms using derivatives in general and a particular instrument (forward, swap, option) is shown separately for foreign exchange rate derivatives, interest rate derivatives and commodity price derivatives. Statistics for Forwards include Futures; Options include Caps, Floors, Collars and Swaptions.

| | | | Foreign Exchange Derivatives | | | | Interest Rate Derivatives | | | | Commodity Price Derivatives | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Firms | User | General | Forward | Swap | Option | General | Forward | Swap | Option | General | Forward | Swap | Option |
| Australia | 305 | 66.6 | 51.5 | 47.9 | 8.5 | 17.7 | 42.3 | 3.6 | 39.0 | 15.1 | 14.1 | 9.8 | 3.6 | 4.9 |
| Canada | 599 | 59.9 | 45.4 | 33.4 | 8.2 | 7.8 | 27.2 | 0.3 | 24.2 | 3.0 | 18.7 | 8.7 | 5.3 | 6.2 |
| Germany | 413 | 47.0 | 39.2 | 27.1 | 11.1 | 12.8 | 24.2 | 1.9 | 18.2 | 9.7 | 4.6 | 2.4 | 0.5 | 0.5 |
| Japan | 368 | 81.3 | 75.5 | 71.2 | 33.4 | 18.2 | 60.6 | 0.5 | 59.5 | 14.4 | 9.8 | 6.3 | 1.9 | 1.6 |
| United Kingdom | 886 | 64.2 | 54.5 | 48.8 | 17.2 | 7.9 | 36.6 | 0.6 | 31.9 | 10.8 | 3.8 | 2.7 | 1.4 | 0.8 |
| United States | 2,231 | 64.9 | 37.7 | 30.7 | 6.4 | 7.2 | 40.4 | 0.6 | 35.8 | 6.9 | 16.3 | 8.6 | 5.2 | 3.3 |
| Other countries | 2,517 | 53.4 | 44.4 | 35.8 | 11.2 | 10.5 | 23.0 | 1.6 | 19.3 | 5.4 | 5.0 | 2.3 | 1.5 | 1.3 |
| US & Canada | 2,830 | 63.8 | 39.3 | 31.3 | 6.7 | 7.3 | 37.6 | 0.6 | 33.3 | 6.0 | 16.8 | 8.6 | 5.2 | 3.9 |
| Europe | 2,530 | 61.4 | 50.9 | 42.1 | 15.5 | 12.6 | 32.4 | 1.9 | 27.1 | 9.3 | 5.0 | 2.7 | 1.4 | 1.0 |
| Asia & Pacific | 1,743 | 51.2 | 44.1 | 39.3 | 12.3 | 9.2 | 27.3 | 1.0 | 25.7 | 7.2 | 6.0 | 3.4 | 1.7 | 1.5 |
| Africa/Middle East | 127 | 78.0 | 74.8 | 57.5 | 5.5 | 15.7 | 22.0 | 0.0 | 18.1 | 3.9 | 7.9 | 7.1 | 0.0 | 1.6 |
| Latin Amer./Carib. | 89 | 71.9 | 51.7 | 32.6 | 15.7 | 9.0 | 37.1 | 1.1 | 30.3 | 5.6 | 18.0 | 6.7 | 6.7 | 7.9 |
| OECD | 6,133 | 64.3 | 47.3 | 39.4 | 12.2 | 11.0 | 37.4 | 1.3 | 32.9 | 8.5 | 11.4 | 6.1 | 3.4 | 2.7 |
| Non-OECD | 1,186 | 39.6 | 34.6 | 27.3 | 5.8 | 3.6 | 10.8 | 0.3 | 9.0 | 1.8 | 3.0 | 1.3 | 0.9 | 0.7 |
| Non-US | 5,088 | 58.3 | 48.5 | 40.3 | 13.3 | 10.9 | 29.9 | 1.4 | 26.1 | 7.6 | 7.3 | 3.9 | 2.0 | 1.9 |
| Automobiles | 159 | 72.3 | 61.6 | 49.7 | 19.5 | 11.9 | 42.1 | 0.6 | 40.9 | 8.2 | 5.0 | 3.1 | 0.6 | 0.0 |
| Chemicals | 177 | 78.5 | 68.9 | 63.3 | 17.5 | 15.8 | 48.6 | 0.6 | 46.3 | 9.0 | 16.9 | 9.0 | 4.5 | 4.0 |
| Clothing | 133 | 69.2 | 55.6 | 42.1 | 8.3 | 12.8 | 33.8 | 0.8 | 27.1 | 5.3 | 6.8 | 4.5 | 2.3 | 0.8 |
| Construction | 443 | 58.0 | 42.0 | 33.0 | 14.0 | 8.1 | 35.9 | 1.4 | 30.2 | 8.1 | 7.0 | 2.7 | 2.7 | 1.1 |
| Consumer Goods | 281 | 52.0 | 43.4 | 37.7 | 14.9 | 15.7 | 31.0 | 2.8 | 27.0 | 7.8 | 3.6 | 2.1 | 0.0 | 1.4 |
| Durables | 225 | 59.6 | 53.8 | 47.6 | 8.9 | 13.8 | 30.7 | 1.8 | 25.8 | 4.0 | 5.3 | 1.8 | 1.3 | 0.0 |
| Fabricated Products | 56 | 75.0 | 62.5 | 53.6 | 23.2 | 7.1 | 42.9 | 0.0 | 39.3 | 12.5 | 10.7 | 7.1 | 0.0 | 1.8 |
| Food | 358 | 67.3 | 52.0 | 43.9 | 18.4 | 12.0 | 43.6 | 3.1 | 40.2 | 10.3 | 16.5 | 14.0 | 2.5 | 3.1 |
| Machinery | 929 | 68.7 | 60.6 | 52.9 | 9.3 | 13.3 | 30.1 | 0.9 | 25.9 | 6.0 | 3.3 | 1.6 | 0.5 | 0.1 |
| Mines | 241 | 58.9 | 41.5 | 34.9 | 5.0 | 10.8 | 20.3 | 0.4 | 17.0 | 5.4 | 35.7 | 28.2 | 2.9 | 16.6 |
| Miscellaneous | 2,881 | 50.8 | 36.6 | 29.4 | 7.7 | 7.1 | 26.1 | 0.6 | 22.5 | 6.8 | 2.8 | 1.1 | 0.7 | 0.4 |
| Oil | 276 | 71.4 | 38.4 | 30.8 | 11.2 | 9.4 | 38.4 | 1.1 | 34.1 | 5.1 | 50.4 | 19.6 | 25.4 | 12.0 |
| Retail | 403 | 60.0 | 37.7 | 31.0 | 9.9 | 7.2 | 37.7 | 1.0 | 32.3 | 7.7 | 3.2 | 1.7 | 0.2 | 0.5 |
| Steel | 164 | 73.2 | 60.4 | 52.4 | 16.5 | 12.2 | 43.3 | 1.8 | 38.4 | 9.1 | 30.5 | 18.9 | 3.7 | 3.7 |
| Transportation | 350 | 69.1 | 52.9 | 43.1 | 17.4 | 12.0 | 47.4 | 1.7 | 43.7 | 10.9 | 17.1 | 5.4 | 8.9 | 3.7 |
| Utilities | 243 | 84.0 | 43.6 | 31.3 | 26.7 | 9.5 | 61.7 | 3.3 | 57.2 | 13.2 | 44.4 | 23.9 | 18.1 | 15.6 |
| All firms | 7,319 | 60.3 | 45.2 | 37.4 | 11.2 | 9.8 | 33.1 | 1.1 | 29.0 | 7.4 | 10.0 | 5.3 | 3.0 | 2.4 |

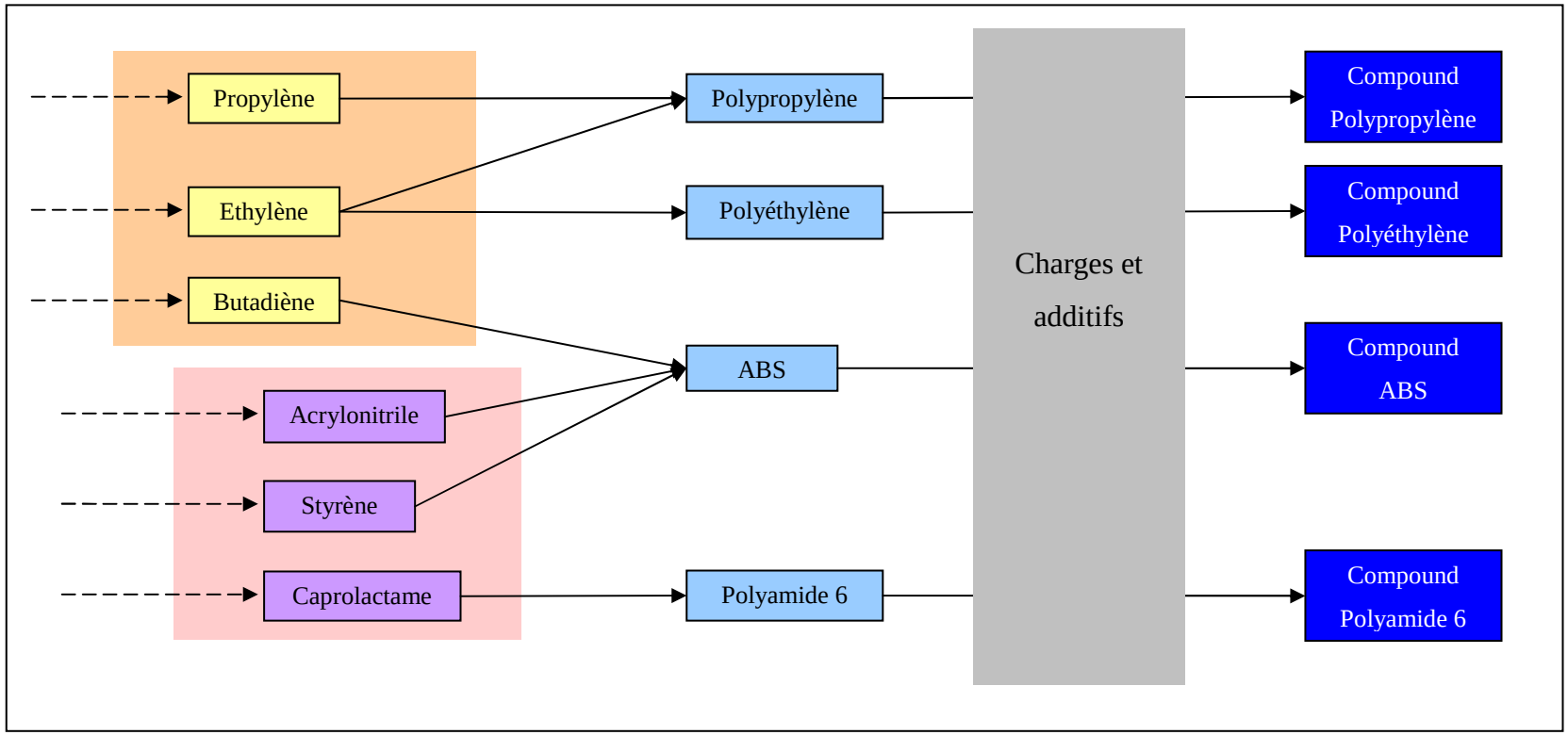
*Source : Bartram, Brown et Fehle (2009)*

## Annexe 2- A. La chaîne de production des principaux monomères




Source : http://www.plasticseurope.org/plastics-sustainability/eco-profiles/

## Annexe 2- B. La chaîne de production des principaux plastiques




Source : http://www.plasticseurope.org/plastics-sustainability/eco-profiles/

## Annexe 3. Tests d'hypothèses jointes dans le cadre ADF

Pour les tests ADF il suffit d'adapter les calculs présentés pour les tests DF simples de la façon suivante :

- Pour le modèle 5 : $(1-\phi_1 B)(x_t-\mu)=z_t$

On peut réécrire le modèle de la façon suivante : $\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^{\rho} \Phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + a_t$ ,

avec $a_t \rightarrow i.i.d.(0;\sigma_a^2)$

Le test d'hypothèse jointe devient $H_0^4 : (c;\rho) = (0\ ;\ 0)$ contre $H_1^4$

On calcule alors la statistique empirique : $F_4 = \dfrac{(SCR_C - SCR_5)/2}{SCR_5/(n-(\rho-1)-2)}$

Avec $SCR_c$ = somme des carrés des résidus du modèle 5 contraint sous $H_0^4$

Avec $SCR_5$ = somme des carrés des résidus du modèle 5 non contraint

Avec n = nombre d'observations utilisées pour estimer les paramètres du modèle

Avec ρ = nombre de retard optimal

Dickey et Fuller (1981) ont tabulé les valeurs critiques de la distribution empirique et asymptotique de la statistique $F_4$ qui suit une loi de Fisher.

Si $F_4 > \Phi^{\alpha}_{2;n-\rho-1}$ lu dans la table à un seuil α, on rejette l'hypothèse $H_0^4$ à un seuil α

- Pour le modèle 6 : $(1-\phi_1 B)(x_t-\alpha-\beta t)=z_t$

Nous pouvons réécrire le modèle de la façon suivante :

$\Delta x_t = \rho x_{t-1} - \sum_{j=2}^{\rho} \Phi_j \Delta x_{t-j+1} + c + bt + a_t$ , avec $a_t \rightarrow i.i.d.(0;\sigma_a^2)$

Les tests de deux hypothèses jointes suivantes sont :

$H_0^5 : (c;b;\rho) = (0;\ 0;\ 0)$

$H_0^6 : (c;b;\rho) = (c;\ 0;\ 0)$

On calcule alors les deux statistiques empiriques :

Pour $H_0^5$ : $F_5 = \dfrac{(SCR_C - SCR_6)/3}{SCR_6/(n-(\rho-1)-3)}$

Si $F_5 > \Phi^{\alpha}_{2;n-\rho-2}$ lu dans la table à un seuil α, on rejette l'hypothèse $H_0^5$ à un seuil α

Pour $H_0^6$ : $F_6 = \dfrac{(SCR_D - SCR_6)/2}{SCR_6/(n-(\rho-1)-3)}$

Avec $SCR_D$ = somme des carrés des résidus du modèle 6 contraint sous $H_0^6$

Avec $SCR_6$ = somme des carrés des résidus du modèle 6 non contraint

Avec n = nombre d'observations utilisées pour estimer les paramètres du modèle

Si $F_6 > \Phi^{\alpha}_{2;n-\rho-2}$ lu dans la table à un seuil α, on rejette l'hypothèse $H_0^6$ à un seuil α.

## Annexe 4- A. Le marché du Polypropylène (PP)

**Graphique 1 : Les variables en niveau (log)**

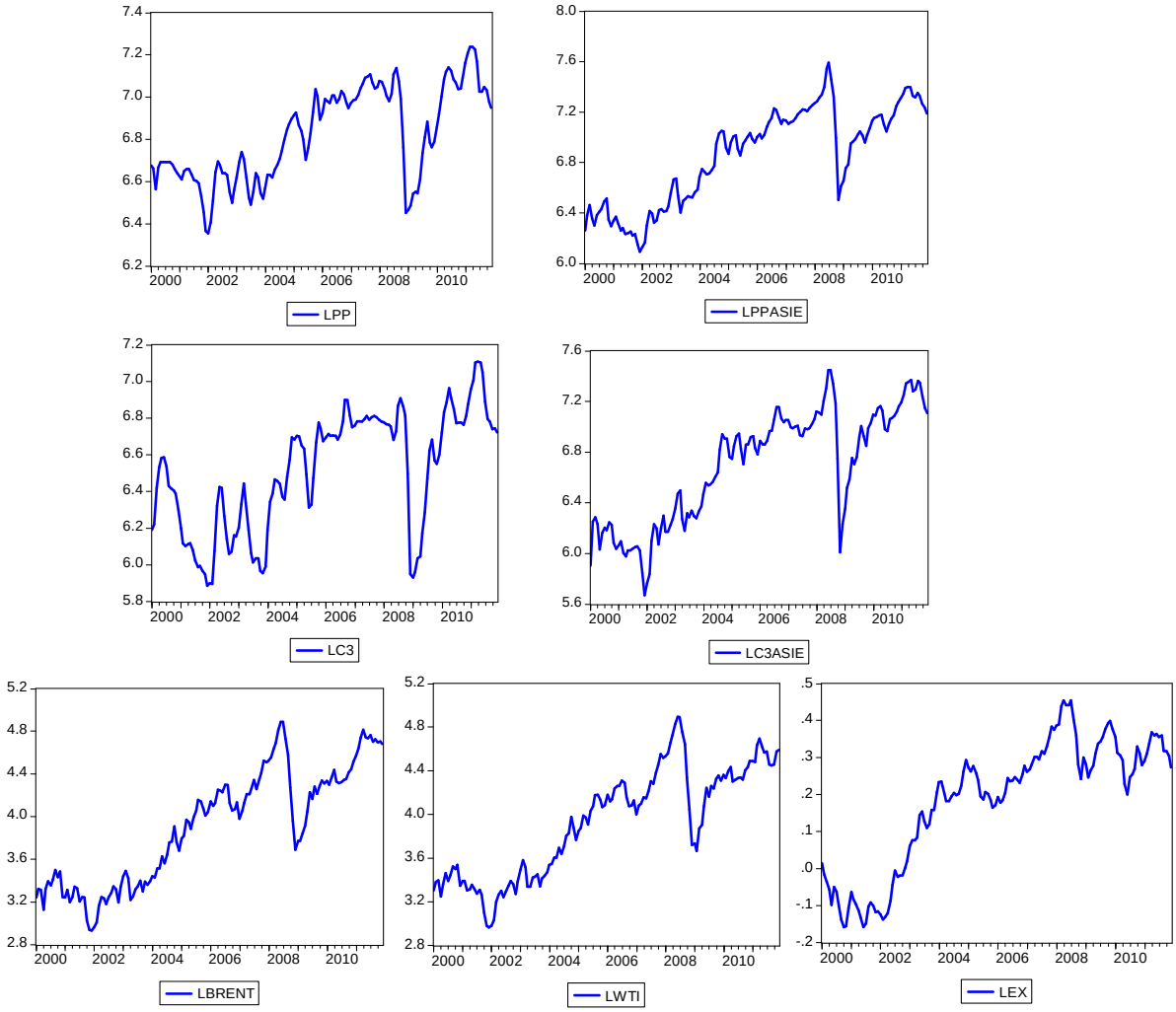



**Tableau 3: Les statistiques descriptives des variables mensuelles entre 2000 et 2011**

| | LPP | LPPASIE | LC3 | LC3ASIE | LBRENT | LWTI | LEX |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 6.820152 | 6.855066 | 6.509817 | 6.691403 | 3.906014 | 3.925805 | 0.181467 |
| Median | 6.804662 | 6.978752 | 6.586062 | 6.848264 | 3.989243 | 4.040029 | 0.235111 |
| Maximum | 7.240148 | 7.590499 | 7.109529 | 7.447576 | 4.888242 | 4.896944 | 0.454827 |
| Minimum | 6.353500 | 6.092666 | 5.884118 | 5.670226 | 2.929058 | 2.964757 | -0.159582 |
| Std. Dev. | 0.220991 | 0.383903 | 0.326199 | 0.449186 | 0.539234 | 0.498384 | 0.172868 |
| Skewness | -0.032634 | -0.288396 | -0.339769 | -0.329657 | -0.001941 | -0.071683 | -0.621966 |
| Kurtosis | 1.810363 | 1.802634 | 1.919672 | 1.852005 | 1.736823 | 1.781661 | 2.165762 |
| Jarque-Bera | 8.516978 | 10.59824 | 9.773286 | 10.51553 | 9.573781 | 9.029431 | 13.45993 |
| Probability | 0.014144 | 0.004996 | 0.007547 | 0.005207 | 0.008338 | 0.010947 | 0.001195 |
| 144 observations sur la période 01/2000 -12/2011 | | | | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

**Tableau 4: Matrices des corrélations simples**

| Région Europe | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | LPP | LC3 | LBRENT | LEX |
| LPP | 1 | | | |
| LC3 | 0.949 | 1 | | |
| LBRENT | 0.867 | 0.831 | 1 | |
| LEX | 0.675 | 0.660 | 0.870 | 1 |

| Région Asie | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | LPPASIE | LC3ASIE | LWTI | LEX |
| LPPASIE | 1 | | | |
| LC3ASIE | 0.989 | 1 | | |
| LWTI | 0.964 | 0.946 | 1 | |
| LEX | 0.907 | 0.883 | 0.882 | 1 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

## Tableau 5: Statistiques descriptives en sous-périodes

| | LPP | LPPASIE | LC3 | LC3ASIE | LBRENT | LWTI | LEX |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 6.605353 | 6.383730 | 6.187388 | 6.150605 | 3.276065 | 3.336098 | -0.031691 |
| Median | 6.632327 | 6.391395 | 6.147250 | 6.180528 | 3.306862 | 3.351126 | -0.060021 |
| Maximum | 6.740165 | 6.675949 | 6.587394 | 6.496021 | 3.500741 | 3.578786 | 0.206852 |
| Minimum | 6.353500 | 6.092666 | 5.884118 | 5.670226 | 2.929058 | 2.964757 | -0.159582 |
| Std. Dev. | 0.089255 | 0.136314 | 0.198844 | 0.172540 | 0.136436 | 0.140711 | 0.103067 |
| Skewness | -1.115570 | -0.007902 | 0.401447 | -0.556292 | -0.858907 | -1.045192 | 0.714906 |
| Kurtosis | 3.776044 | 2.525381 | 2.040870 | 3.310179 | 3.573092 | 4.084283 | 2.308868 |
| Jarque-Bera | 11.16047 | 0.451025 | 3.129137 | 2.668109 | 6.558646 | 11.09076 | 5.044054 |
| Probability | 0.003772 | 0.798107 | 0.209178 | 0.263407 | 0.037654 | 0.003905 | 0.080297 |
| 48 observations sur la période 01/2000 – 12/2003 | | | | | | | |

| | LPP | LPPASIE | LC3 | LC3ASIE | LBRENT | LWTI | LEX |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 6.927115 | 7.075856 | 6.668143 | 6.935805 | 4.116739 | 4.146668 | 0.270501 |
| Median | 6.978020 | 7.068432 | 6.707681 | 6.938716 | 4.127215 | 4.128904 | 0.250676 |
| Maximum | 7.137914 | 7.590499 | 6.910252 | 7.447576 | 4.888242 | 4.896944 | 0.454827 |
| Minimum | 6.566532 | 6.684237 | 6.187891 | 6.467543 | 3.429461 | 3.535437 | 0.164582 |
| Std. Dev. | 0.145200 | 0.203996 | 0.170364 | 0.210328 | 0.359111 | 0.336998 | 0.082125 |
| Skewness | -0.872752 | 0.151790 | -1.019592 | 0.044951 | 0.154121 | 0.344514 | 0.874494 |
| Kurtosis | 2.770711 | 3.019025 | 3.113103 | 3.398422 | 2.670522 | 2.780184 | 2.744047 |
| Jarque-Bera | 7.231843 | 0.215886 | 9.732490 | 0.389253 | 0.474996 | 1.220520 | 7.290429 |
| Probability | 0.026892 | 0.897679 | 0.007702 | 0.823142 | 0.788599 | 0.543210 | 0.026116 |
| 56 observations sur la période 01/2004 – 08/2008 | | | | | | | |

| | LPP | LPPASIE | LC3 | LC3ASIE | LBRENT | LWTI | LEX |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 6.940187 | 7.139696 | 6.691083 | 7.048753 | 4.393948 | 4.339462 | 0.314383 |
| Median | 7.027448 | 7.158547 | 6.773574 | 7.093359 | 4.349490 | 4.358756 | 0.312472 |
| Maximum | 7.240148 | 7.403305 | 7.109529 | 7.371489 | 4.814296 | 4.696198 | 0.399313 |
| Minimum | 6.465055 | 6.653766 | 5.930556 | 6.351235 | 3.768614 | 3.665867 | 0.200734 |
| Std. Dev. | 0.229445 | 0.184003 | 0.323083 | 0.245697 | 0.286516 | 0.239722 | 0.048372 |
| Skewness | -0.691775 | -0.656270 | -1.052022 | -0.968668 | -0.510536 | -1.219902 | -0.258130 |
| Kurtosis | 2.349777 | 3.087109 | 3.275178 | 3.625421 | 2.671163 | 4.252516 | 2.403606 |
| Jarque-Bera | 3.505503 | 2.595525 | 6.754083 | 6.216631 | 1.726080 | 11.28216 | 0.933315 |
| Probability | 0.173296 | 0.273142 | 0.034148 | 0.044676 | 0.421878 | 0.003549 | 0.627095 |
| 36 observations sur la période 01/2009-12/2011 | | | | | | | |

Source : calculs de l'auteur (Eviews 4 )

## Tableau 6: Test de Granger sur les prix du PP avec 4 retards

| **Marché européen** | | |
|---|---|---|
| **Hypothèse nulle :** | **F-Statistic** | **Probabilité** |
| D(LC3) ne cause pas D(LPP) | 0.577 | 0.67 |
| D(LPP) ne cause pas D(LC3) | 0.289 | 0.88 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LPP) | 8.065 | 1.4E-05 |
| D(LPP) ne cause pas D(LBRENT) | 1.023 | 0.39 |
| D(LEX) ne cause pas D(LPP) | 2.386 | 0.05 |
| D(LPP) ne cause pas D(LEX) | 0.878 | 0.48 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LC3) | 6.697 | 9.5E-05 |
| D(LC3) ne cause pas D(LBRENT) | 0.974 | 0.42 |
| D(LEX) ne cause pas D(LC3) | 4.637 | 0.00 |
| D(LC3) ne cause pas D(LEX) | 0.184 | 0.94 |
| D(LEX) ne cause pas D(LBRENT) | 1.809 | 0.13 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LEX) | 0.772 | 0.54 |
| **Marché asiatique** | | |
| **Hypothèse nulle** | **F-Statistic** | **Probabilité** |
| D(LC3asie) ne cause pas D(LPPasie) | 1.385 | 0.24 |
| D(LPPasie) ne cause pas D(LC3asie) | 4.224 | 0.00 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LPPasie) | 9.188 | 3.1E-06 |
| D(LPPasie) ne cause pas D(LWTI) | 3.162 | 0.01 |
| D(LEX) ne cause pas D(LPPasie) | 2.724 | 0.03 |
| D(LPPasie) ne cause pas D(LEX) | 0.460 | 0.76 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LC3asie) | 8.215 | 1.1E-05 |
| D(LC3asie) ne cause pas D(LWTI) | 3.285 | 0.01 |
| D(LEX) ne cause pas D(LC3asie) | 3.201 | 0.01 |
| D(LC3asie) ne cause pas D(LEX) | 1.199 | 0.31 |
| D(LEX) ne cause pas D(LWTI) | 2.126 | 0.08 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LEX) | 0.398 | 0.80 |

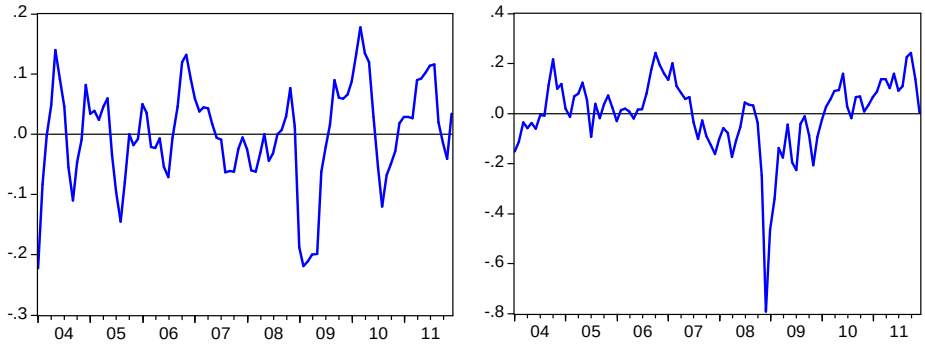
Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

**Tableau 7: Sélection du retard optimal avec les critères AIC et SC**

| | Marché Européen | | Marché asiatique | |
|---|---|---|---|---|
| Retard | AIC | SC | AIC | SC |
| 0 | -6.303116 | -5.965297 | -7.342406 | -7.004588 |
| 1 | -13.46367 | -12.67543* | -13.85433 | -13.06608* |
| 2 | -13.90430* | -12.66563 | -13.98525* | -12.74658 |
| 3 | -13.75413 | -12.06504 | -13.87313 | -12.18404 |
| 4 | -13.50868 | -11.36917 | -13.79732 | -11.65780 |
| 5 | -13.39421 | -10.80426 | -13.64701 | -11.05706 |
| 6 | -13.40341 | -10.36304 | -13.50129 | -10.46092 |
| 7 | -13.26043 | -9.769634 | -13.44561 | -9.954815 |
| 8 | -13.19307 | -9.251848 | -13.55851 | -9.617293 |

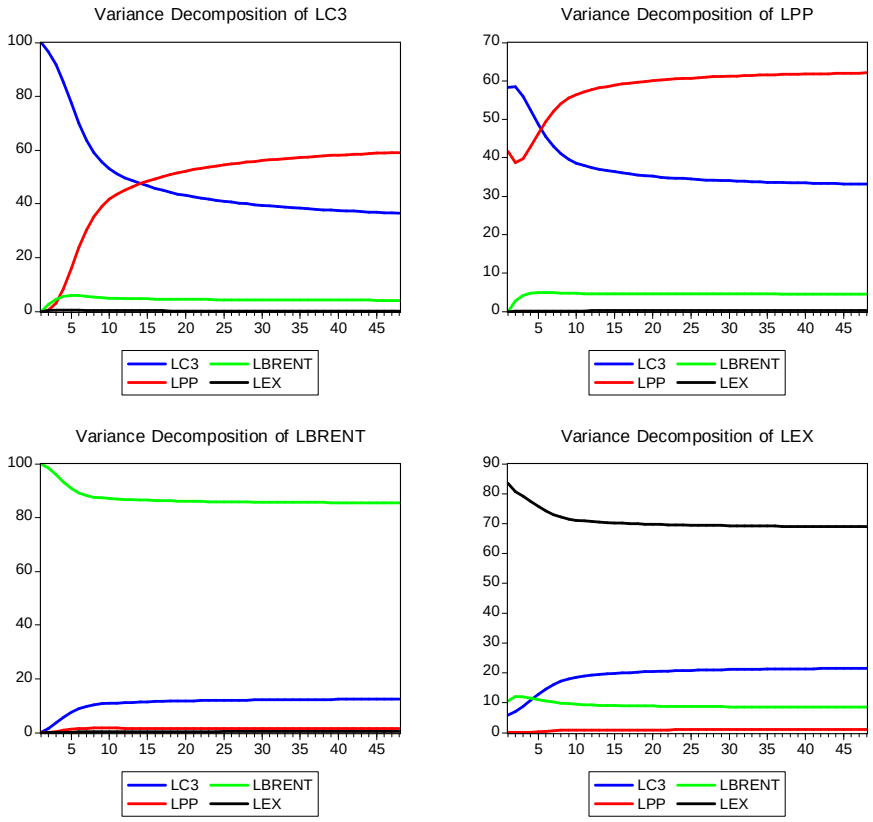
Source : Calculs de l'auteur (Eviews 4)

**Graphique 2: Relation de cointégration en Europe et en Asie**

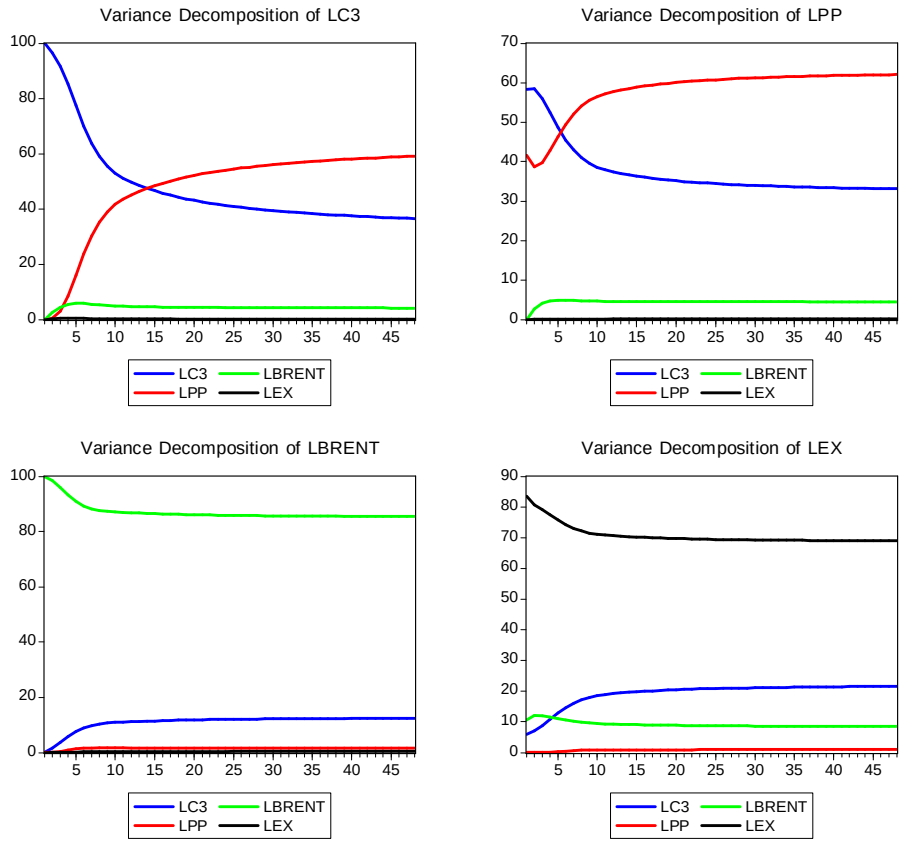



Europe Asie

**Graphique 3 : Décomposition de la variance pour le modèle en Europe**



**Graphique 4: Décomposition de la variance pour le modèle en Asie**




## Annexe 4-B. Le marché du Polyéthylène (PE)

**Graphique 5: Les variables en niveau (log)**

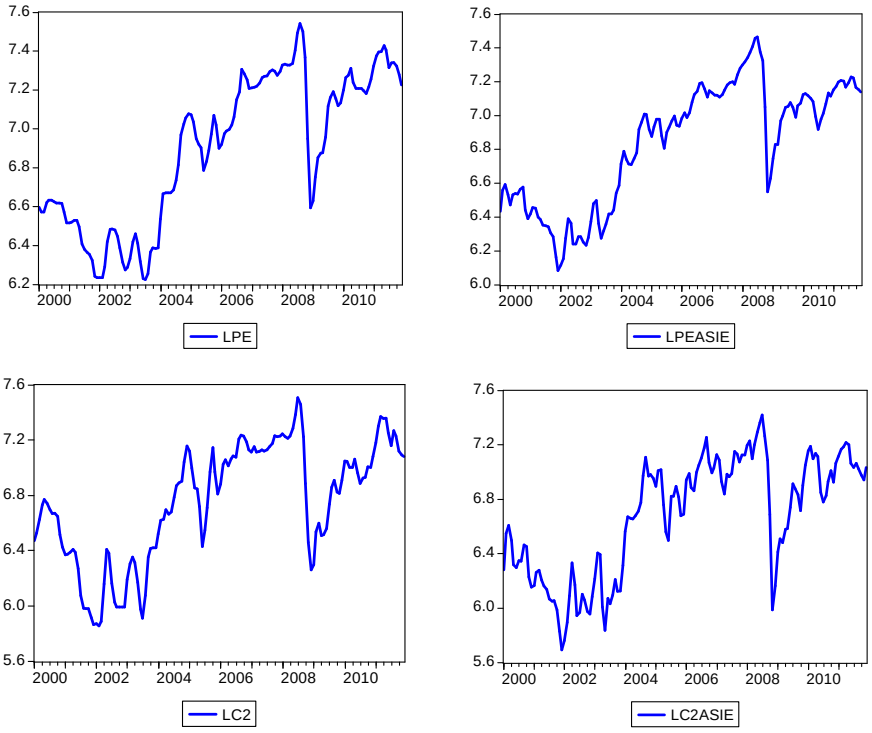


**Tableau 8: Statistiques descriptives entre 2000 et 2011 pour le marché du PE**

| | LPE | LPEASIE | LC2 | LC2ASIE | LBRENT | LWTI | LEX |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 6.890959 | 6.833214 | 6.749830 | 6.676146 | 3.906014 | 3.925805 | 0.181467 |
| Median | 6.963221 | 6.963743 | 6.849905 | 6.821216 | 3.989243 | 4.040029 | 0.235111 |
| Maximum | 7.544332 | 7.464395 | 7.507525 | 7.420339 | 4.888242 | 4.896944 | 0.454827 |
| Minimum | 6.224558 | 6.084499 | 5.857933 | 5.693059 | 2.929058 | 2.964757 | -0.159582 |
| Std. Dev. | 0.385514 | 0.359919 | 0.430263 | 0.434233 | 0.539234 | 0.498384 | 0.172868 |
| Skewness | -0.231528 | -0.368710 | -0.467109 | -0.431591 | -0.001941 | -0.071683 | -0.621966 |
| Kurtosis | 1.638382 | 1.832528 | 2.135715 | 1.902178 | 1.736823 | 1.781661 | 2.165762 |
| Jarque-Bera | 12.41055 | 11.44067 | 9.718509 | 11.70177 | 9.573781 | 9.029431 | 13.45993 |
| Probability | 0.002019 | 0.003279 | 0.007756 | 0.002877 | 0.008338 | 0.010947 | 0.001195 |
| 144 observations sur la période 01/2000 -12/2011 | | | | | | | |

**Tableau 9: Les matrices de corrélations simples pour le marché du PE**

| Région Europe | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | LPE | LC2 | LBRENT | LEX |
| LHDPE | 1 | | | |
| LC2 | 0.944 | 1 | | |
| LBRENT | 0.945 | 0.870 | 1 | |
| LEX | 0.832 | 0.761 | 0.870 | 1 |

| Région Asie | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | LPEasie | LC2asie | LWTI | LEX |
| LHDPE | 1 | | | |
| LC2 | 0.965 | 1 | | |
| LWTI | 0.954 | 0.900 | 1 | |
| LEX | 0.888 | 0.814 | 0.882 | 1 |

**Tableau 10: Statistiques descriptives en sous-périodes pour le PE**

| | LPE | LPEASIE | LC2 | LC2ASIE | LBRENT | LWTI | LEX |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 6.429151 | 6.382383 | 6.273620 | 6.158551 | 3.276065 | 3.336098 | -0.031691 |
| Median | 6.413862 | 6.387805 | 6.333464 | 6.145223 | 3.306862 | 3.351126 | -0.060021 |
| Maximum | 6.633318 | 6.594824 | 6.771248 | 6.608405 | 3.500741 | 3.578786 | 0.206852 |
| Minimum | 6.224558 | 6.084499 | 5.857933 | 5.693059 | 2.929058 | 2.964757 | -0.159582 |
| Std. Dev. | 0.131164 | 0.128817 | 0.275082 | 0.203095 | 0.136436 | 0.140711 | 0.103067 |
| Skewness | 0.042133 | -0.257188 | 0.104150 | 0.019640 | -0.858907 | -1.045192 | 0.714906 |
| Kurtosis | 1.798821 | 2.421283 | 1.844185 | 2.721897 | 3.573092 | 4.084283 | 2.308868 |
| Jarque-Bera | 2.899864 | 1.198992 | 2.758597 | 0.157769 | 6.558646 | 11.09076 | 5.044054 |
| Probability | 0.234586 | 0.549088 | 0.251755 | 0.924147 | 0.037654 | 0.003905 | 0.080297 |
| 48 observations sur la période 01/2000 – 12/2003 | | | | | | | |

| | LPE | LPEASIE | LC2 | LC2ASIE | LBRENT | LWTI | LEX |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 7.080982 | 7.060220 | 7.021604 | 6.966490 | 4.116739 | 4.146668 | 0.270501 |
| Median | 7.071147 | 7.048669 | 7.099095 | 6.987581 | 4.127215 | 4.128904 | 0.250676 |
| Maximum | 7.544332 | 7.464395 | 7.507525 | 7.420339 | 4.888242 | 4.896944 | 0.454827 |
| Minimum | 6.534079 | 6.710523 | 6.428590 | 6.496322 | 3.429461 | 3.535437 | 0.164582 |
| Std. Dev. | 0.236285 | 0.196274 | 0.240334 | 0.210361 | 0.359111 | 0.336998 | 0.082125 |
| Skewness | -0.346241 | 0.097972 | -0.539439 | -0.207704 | 0.154121 | 0.344514 | 0.874494 |
| Kurtosis | 2.314955 | 2.373289 | 2.718595 | 2.531466 | 2.670522 | 2.780184 | 2.744047 |
| Jarque-Bera | 2.213905 | 1.006043 | 2.900722 | 0.914871 | 0.474996 | 1.220520 | 7.290429 |
| Probability | 0.330565 | 0.604701 | 0.234486 | 0.632905 | 0.788599 | 0.543210 | 0.026116 |
| 56 observations sur la période 01/2004 – 08/2008 | | | | | | | |

| | LPE | LPEASIE | LC2 | LC2ASIE | LBRENT | LWTI | LEX |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 7.187485 | 7.075055 | 6.966470 | 6.936277 | 4.393948 | 4.339462 | 0.314383 |
| Median | 7.213202 | 7.091949 | 7.002064 | 6.993945 | 4.349490 | 4.358756 | 0.312472 |
| Maximum | 7.429521 | 7.228243 | 7.372307 | 7.214504 | 4.814296 | 4.696198 | 0.399313 |
| Minimum | 6.628835 | 6.745001 | 6.298214 | 6.413131 | 3.768614 | 3.665867 | 0.200734 |
| Std. Dev. | 0.189418 | 0.115439 | 0.265274 | 0.217961 | 0.286516 | 0.239722 | 0.048372 |
| Skewness | -1.277400 | -1.028523 | -0.594217 | -0.838578 | -0.510536 | -1.219902 | -0.258130 |
| Kurtosis | 4.135937 | 3.741887 | 2.831499 | 2.824298 | 2.671163 | 4.252516 | 2.403606 |
| Jarque-Bera | 11.72603 | 7.172754 | 2.161154 | 4.265587 | 1.726080 | 11.28216 | 0.933315 |
| Probability | 0.002843 | 0.027698 | 0.339400 | 0.118506 | 0.421878 | 0.003549 | 0.627095 |
| 36 observations sur la période 01/2009-12/2011 | | | | | | | |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

**Tableau 11: Test de Granger sur les prix du PE avec 4 retards**

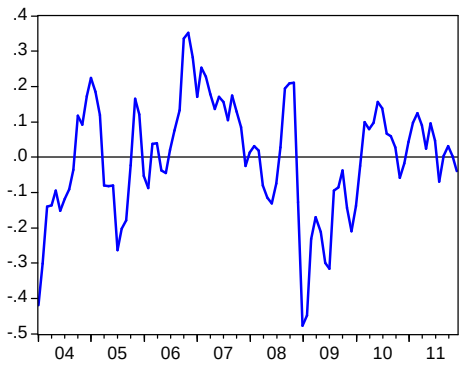
| **Marché Européen** | | |
|---|---|---|
| **Hypothèse nulle :** | **F-Statistic** | **Probability** |
| D(LC2) ne cause pas D(LPE) | 5.62296 | 0.00047 |
| D(LPE) ne cause pas D(LC2) | 0.39428 | 0.81220 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LPE) | 9.54809 | 2.2E-06 |
| D(LPE) ne cause pas D(LBRENT) | 1.88790 | 0.12035 |
| D(LEX) ne cause pas D(LPE) | 5.79467 | 0.00037 |
| D(LPE) ne cause pas D(LEX) | 1.98231 | 0.10486 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LC2) | 10.5431 | 6.1E-07 |
| D(LC2) ne cause pas D(LBRENT) | 1.34301 | 0.26106 |
| D(LEX) ne cause pas D(LC2) | 3.48337 | 0.01117 |
| D(LC2) ne cause pas D(LEX) | 0.61564 | 0.65259 |
| D(LEX) ne cause pas D(LBRENT) | 1.81244 | 0.13428 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LEX) | 0.71185 | 0.58617 |
| **Marché asiatique** | | |
| **Hypothèse nulle** | **F-Statistic** | **Probability** |
| D(LC2asie) ne cause pas D(LPEasie) | 1.08819 | 0.36788 |
| D(LPEasie) ne cause pas D(LC2asie) | 1.33409 | 0.26429 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LPEasie) | 6.43331 | 0.00015 |
| D(LPEasie) ne cause pas D(LWTI) | 2.01168 | 0.10044 |
| D(LEX) ne cause pas D(LPEasie) | 3.85366 | 0.00641 |
| D(LPEasie) ne cause pas D(LEX) | 0.71205 | 0.58603 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LC2asie) | 9.20496 | 3.4E-06 |
| D(LC2asie) ne cause pas D(LWTI) | 2.43156 | 0.05399 |
| D(LEX) ne cause pas D(LC2asie) | 3.23831 | 0.01613 |
| D(LC2asie) ne cause pas D(LEX) | 1.29348 | 0.27941 |
| D(LEX) ne cause pas D(LWTI) | 2.09380 | 0.08903 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LEX) | 0.40523 | 0.80438 |

**Tableau 12: Le choix du retard optimal pour le marché du PE**

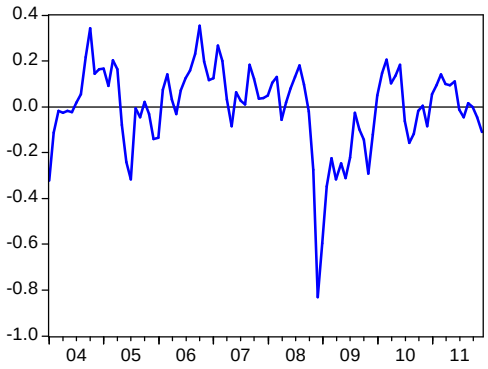
| | **Marché Européen** | | **Marché asiatique** | |
|---|---|---|---|---|
| Retard | AIC | SC | AIC | SC |
| 0 | -5.566271 | -5.228452 | -6.624697 | -6.174272 |
| 1 | -12.92293 | **-12.13469*** | -12.61714 | **-11.71629*** |
| 2 | **-13.23843*** | -11.99976 | -13.02711 | -11.67584 |
| 3 | -13.21221 | -11.52312 | **-13.12678*** | -11.32508 |
| 4 | -13.03507 | -10.89555 | -12.92330 | -10.67117 |
| 5 | -12.86709 | -10.27714 | -12.95299 | -10.25044 |
| 6 | -12.72905 | -9.688681 | -12.91668 | -9.763708 |
| 7 | -12.77239 | -9.281600 | -12.77082 | -9.167418 |
| 8 | -12.87520 | -8.933986 | -12.67188 | -8.618058 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

**Graphique 6: Les relations de cointégration sur le marché du PE**

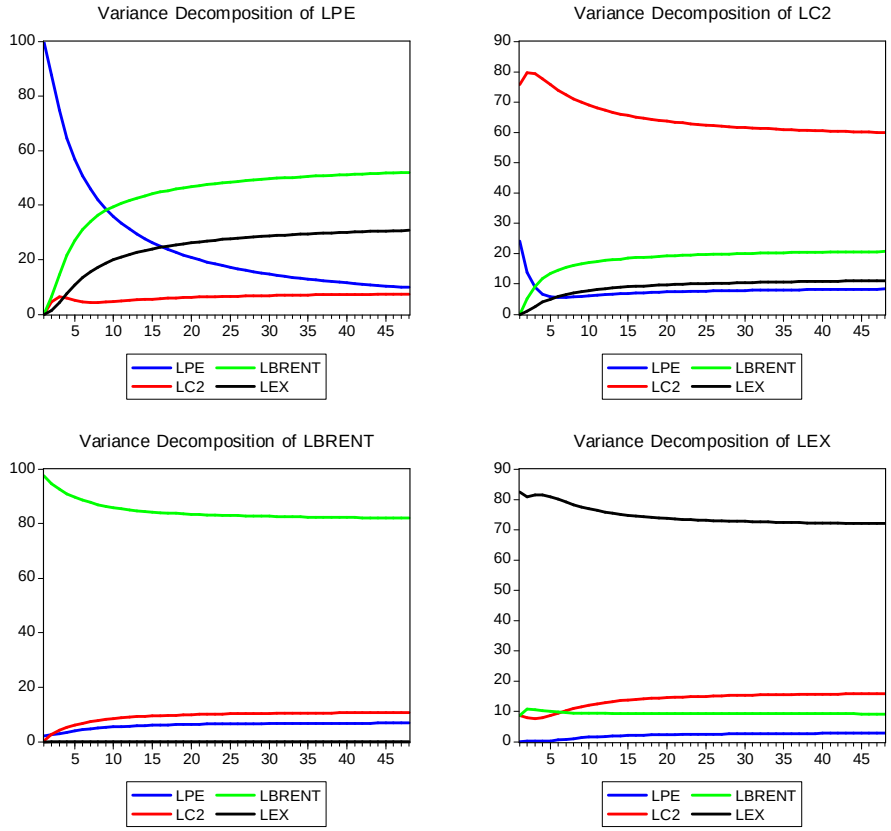



Europe

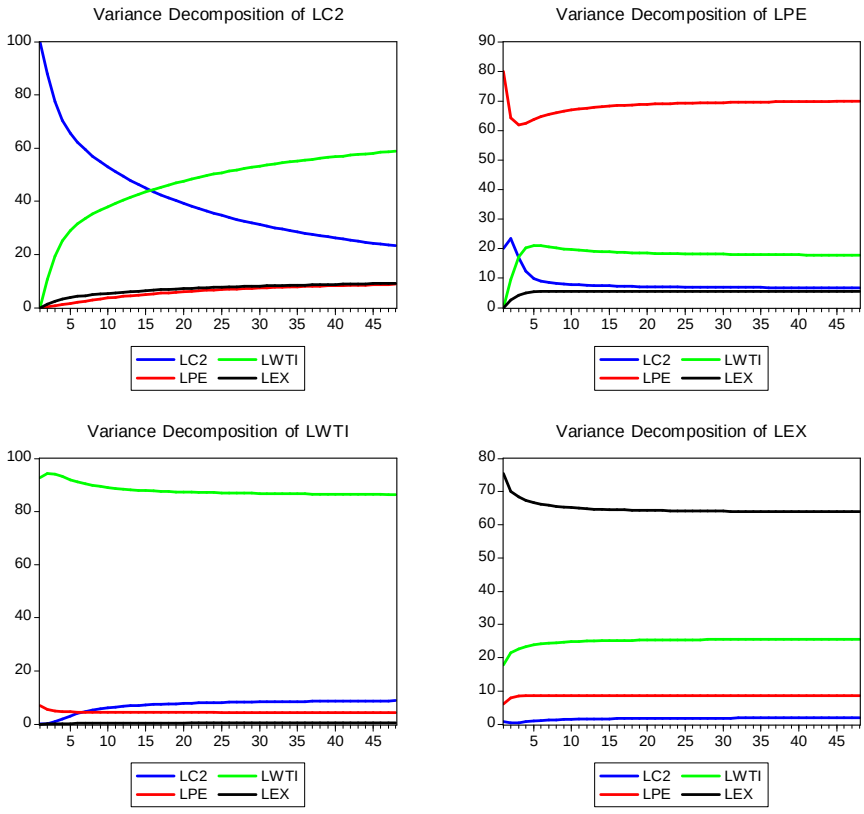



Asie

## Graphique 7: Décomposition de la variance pour le modèle en Europe

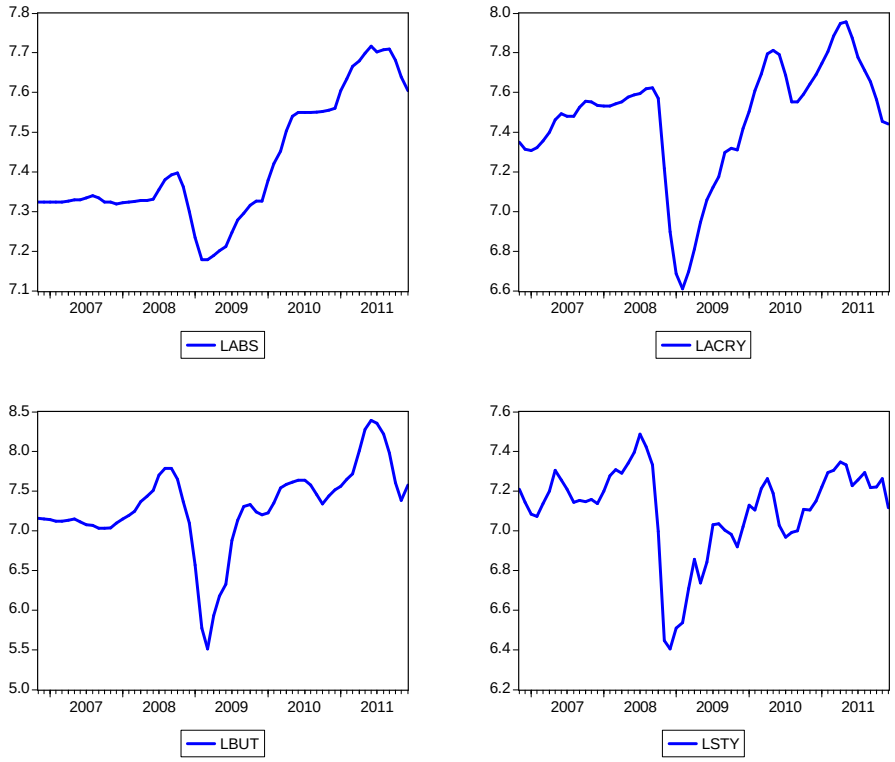



## Graphique 8: Décomposition de la variance pour le modèle en Asie



## Annexe 4-C. Le marché de l'ABS

**Graphique 9: Variables en niveau (log) en Europe**




**Graphique 10: Variables en niveau (log) en Asie**

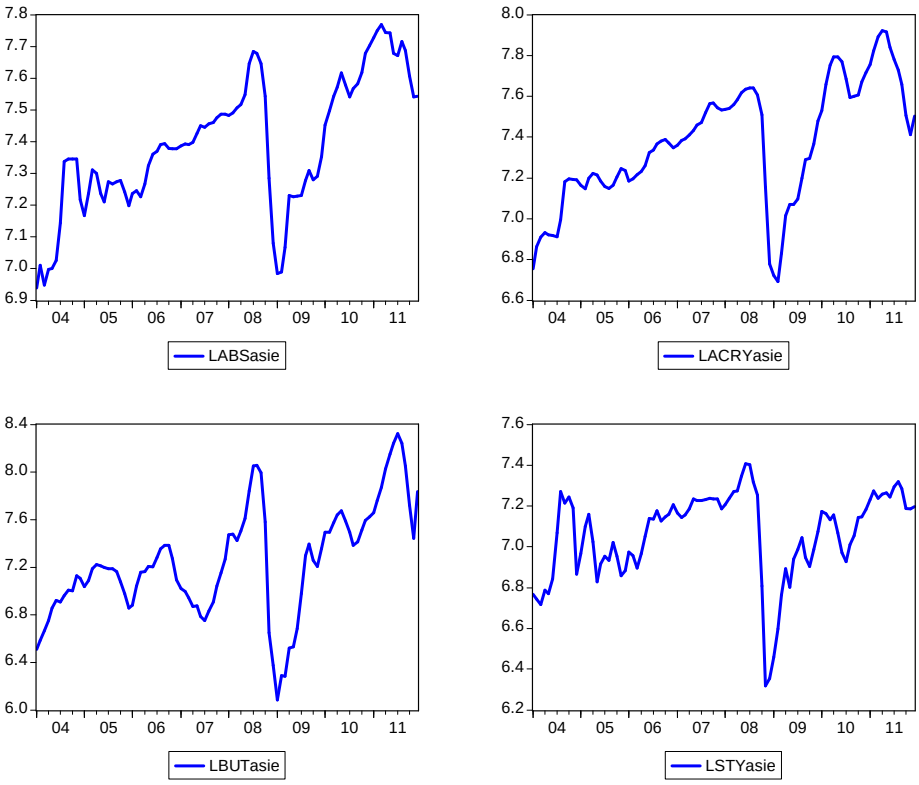


**Tableau 13: Statistiques descriptives des modèle ABS en Europe et Asie**

| | LABS | LACRY | LBUT | LSTY | LBRENT | LEX |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 7.417852 | 7.470775 | 7.302158 | 7.109747 | 4.384710 | 0.326208 |
| Median | 7.334248 | 7.539142 | 7.334875 | 7.148424 | 4.345168 | 0.315028 |
| Maximum | 7.716461 | 7.956669 | 8.390904 | 7.487062 | 4.888242 | 0.454827 |
| Minimum | 7.177782 | 6.611032 | 5.511411 | 6.403574 | 3.687629 | 0.200734 |
| Std. Dev. | 0.157269 | 0.300039 | 0.544773 | 0.228989 | 0.292894 | 0.058686 |
| Skewness | 0.560993 | -1.071578 | -0.955320 | -1.365218 | -0.324748 | 0.353486 |
| Kurtosis | 2.069998 | 4.026037 | 5.129801 | 4.828815 | 2.527150 | 2.580559 |
| Jarque-Bera | 5.486370 | 14.58517 | 21.14871 | 27.89960 | 1.667365 | 1.745662 |
| Probability | 0.064365 | 0.000681 | 0.000026 | 0.000001 | 0.434447 | 0.417767 |
| 62 observations sur la période 11/2006-12/2011 | | | | | | |
| | **LABSasie** | **LACRYasie** | **LBUTasie** | **LSTYasie** | **LWTI** | **LEX** |
| Mean | 7.391181 | 7.368084 | 7.243565 | 7.064492 | 4.220658 | 0.288047 |
| Median | 7.383622 | 7.376305 | 7.204706 | 7.142279 | 4.251881 | 0.280090 |
| Maximum | 7.768901 | 7.922381 | 8.319961 | 7.407014 | 4.896944 | 0.454827 |
| Minimum | 6.938304 | 6.692084 | 6.083930 | 6.318968 | 3.535437 | 0.164582 |
| Std. Dev. | 0.208522 | 0.294649 | 0.461960 | 0.212795 | 0.317067 | 0.072735 |
| Skewness | -0.169976 | -0.238368 | 0.113577 | -1.185652 | -0.181974 | 0.357017 |
| Kurtosis | 2.402533 | 2.415584 | 2.920957 | 4.652200 | 2.535597 | 2.398869 |
| Jarque-Bera | 1.890133 | 2.275279 | 0.231388 | 33.41138 | 1.392512 | 3.484808 |
| Probability | 0.388654 | 0.320575 | 0.890748 | 0.000000 | 0.498448 | 0.175099 |
| 96 Observations sur la période 01/2004- 12/2011 | | | | | | |

**Tableau 14: Matrice des corrélations partielles modèle ABS**

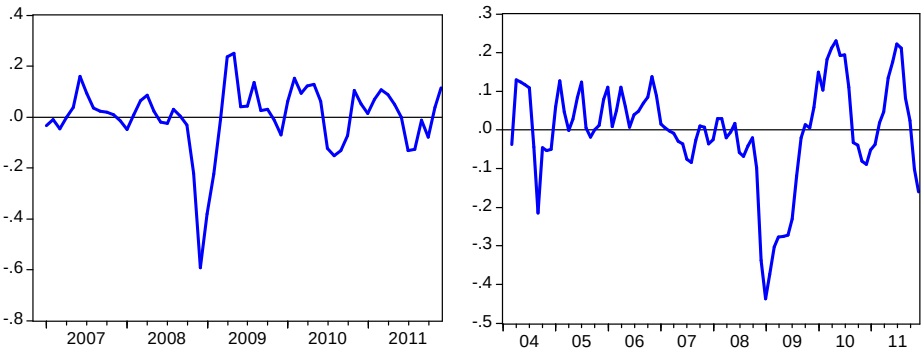
| Marché Europe | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | LABS | LACRY | LBUT | LSTY | LBRENT | LEX |
| LABS | 1 | | | | | |
| LACRY | 0.757 | 1 | | | | |
| LBUT | 0.804 | 0.865 | 1 | | | |
| LSTY | 0.431 | 0.774 | 0.605 | 1 | | |
| LBRENT | 0.633 | 0.794 | 0.725 | 0.818 | 1 | |
| LEX | -0.098 | 0.219 | 0.227 | 0.469 | 0.596 | 1 |

| Marché Asie | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | LABS | LACRY | LBUT | LSTY | LWTI | LEX |
| LABS | 1 | | | | | |
| LACRY | 0.953 | 1 | | | | |
| LBUT | 0.849 | 0.842 | 1 | | | |
| LSTY | 0.751 | 0.718 | 0.670 | 1 | | |
| LWTI | 0.867 | 0.856 | 0.779 | 0.687 | 1 | |
| LEX | 0.539 | 0.521 | 0.461 | 0.485 | 0.706 | 1 |

**Tableau 15: Le choix du retard optimal pour le marché de l'ABS**

| | Marché Européen | | Marché asiatique | |
|---|---|---|---|---|
| Retard | AIC | SC | AIC | SC |
| 0 | -8.093841 | -7.233609 | -8.239075 | -7.394529 |
| 1 | -19.42739 | -17.27681 | -18.77824 | -16.92024 |
| 2 | -21.20610 | **-17.76518*** | -20.19179 | **-17.32033*** |
| 3 | -21.14950 | -16.41823 | -20.02947 | -16.14456 |
| 4 | -21.31970 | -15.29807 | -20.43517 | -15.53680 |
| 5 | **-22.57916*** | -15.26719 | -20.35030 | -14.43847 |
| 6 | - | - | -20.28036 | -13.35508 |
| 7 | - | - | -20.35409 | -12.41535 |
| 8 | - | - | **-21.02805*** | -12.07585 |

**Graphique 11: Les relations de cointégration sur le marché de l'ABS**



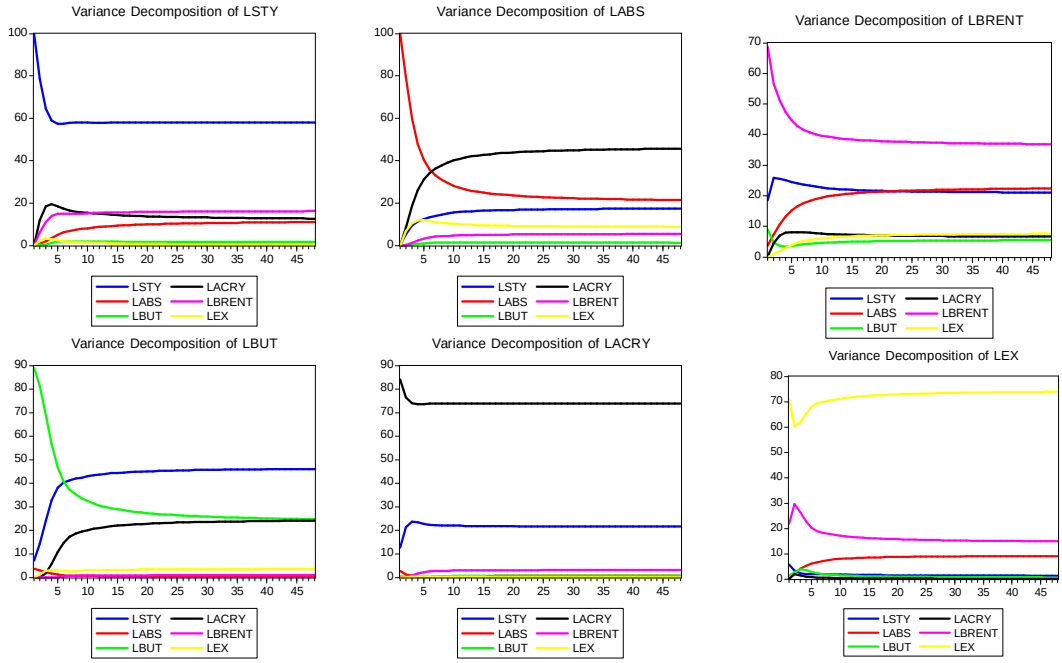

Europe Asie

**Tableau 16: Test de causalité de Granger sur les marchés de l'ABS**

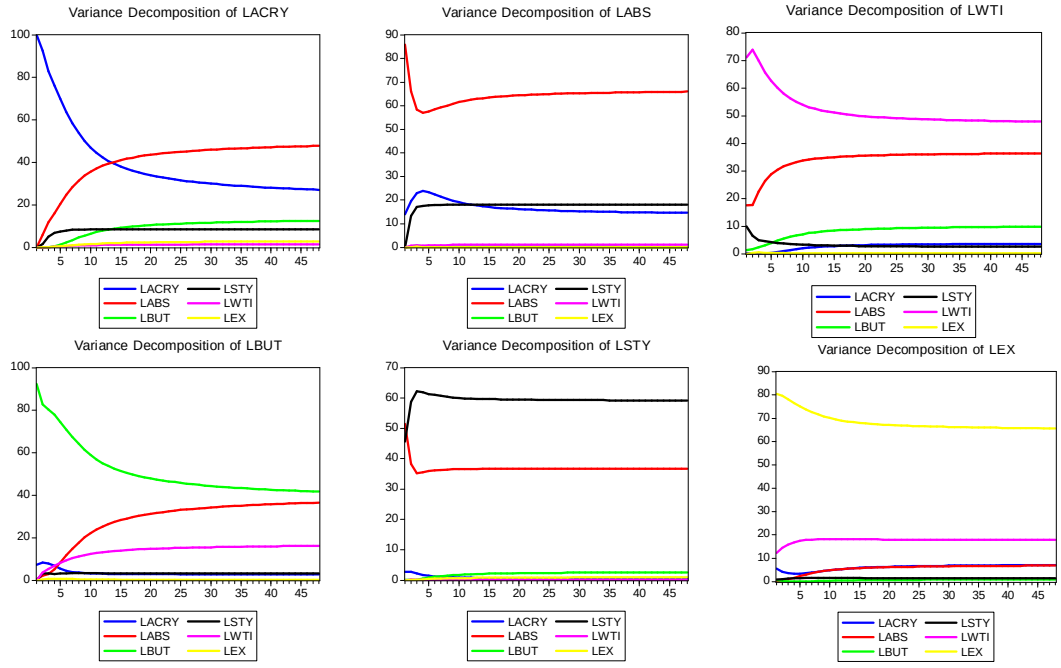
| **Marché Européen** | | |
|---|---|---|
| **Hypothèse nulle :** | **F-Statistic** | **Probabilité** |
| D(LACRY) ne cause pas D(LABS) | 7.06291 | 0.00 |
| D(LABS) ne cause pas D(LACRY) | 2.07619 | 0.09 |
| D(LBUT) ne cause pas D(LABS) | 0.84168 | 0.50 |
| D(LABS) ne cause pas D(LBUT) | 2.73843 | 0.03 |
| D(LSTY) ne cause pas D(LABS) | 9.46937 | 1.0E-05 |
| D(LABS) ne cause pas D(LSTY) | 0.17546 | 0.94 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LABS) | 5.85933 | 0.00 |
| D(LABS) ne cause pas D(LBRENT) | 1.09001 | 0.37 |
| D(LEX) ne cause pas D(LABS) | 2.00287 | 0.10 |
| D(LABS) ne cause pas D(LEX) | 2.06374 | 0.10 |
| D(LBUT) ne cause pas D(LACRY) | 0.47178 | 0.75 |
| D(LACRY) ne cause pas D(LBUT) | 7.02345 | 0.00 |
| D(LSTY) ne cause pas D(LACRY) | 9.53972 | 9.3E-06 |
| D(LACRY) ne cause pas D(LSTY) | 1.00665 | 0.41 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LACRY) | 5.82151 | 0.00 |
| D(LACRY) ne cause pas D(LBRENT) | 1.25138 | 0.30 |
| D(LEX) ne cause pas D(LACRY) | 2.89995 | 0.03 |
| D(LACRY) ne cause pas D(LEX) | 0.45866 | 0.76 |
| D(LSTY) ne cause pas D(LBUT) | 7.66013 | 7.4E-05 |
| D(LBUT) ne cause pas D(LSTY) | 1.21736 | 0.31 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LBUT) | 10.1451 | 4.9E-06 |
| D(LBUT) ne cause pas D(LBRENT) | 1.32697 | 0.27 |
| D(LEX) ne cause pas D(LBUT) | 4.02387 | 0.00 |
| D(LBUT) ne cause pas D(LEX) | 0.32778 | 0.85 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LSTY) | 6.04980 | 0.00 |
| D(LSTY) ne cause pas D(LBRENT) | 0.79893 | 0.53 |
| D(LEX) ne cause pas D(LSTY) | 2.31483 | 0.07 |
| D(LSTY) ne cause pas D(LEX) | 1.17769 | 0.33 |
| D(LEX) ne cause pas D(LBRENT) | 1.62022 | 0.18 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LEX) | 0.16017 | 0.95 |
| **Marché Asiatique** | | |
| **Hypothèse nulle :** | **F-Statistic** | **Probabilité** |
| D(LACRY) ne cause pas D(LABS) | 1.85052 | 0.12707 |
| D(LABS) ne cause pas D(LACRY) | 5.22943 | 0.00084 |
| D(LBUT) ne cause pas D(LABS) | 2.92691 | 0.02573 |
| D(LABS) ne cause pas D(LBUT) | 1.22220 | 0.30780 |
| D(LSTY) ne cause pas D(LABS) | 11.9826 | 1.0E-07 |
| D(LABS) ne cause pas D(LSTY) | 3.08130 | 0.02041 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LABS) | 7.16206 | 5.4E-05 |
| D(LABS) ne cause pas D(LWTI) | 2.06628 | 0.09271 |
| D(LEX) ne cause pas D(LABS) | 2.51102 | 0.04796 |
| D(LABS) ne cause pas D(LEX) | 0.18302 | 0.94660 |
| D(LBUT) ne cause pas D(LACRY) | 9.25772 | 3.2E-06 |
| D(LACRY) ne cause pas D(LBUT) | 1.99867 | 0.10238 |
| D(LSTY) ne cause pas D(LACRY) | 15.1915 | 2.5E-09 |
| D(LACRY) ne cause pas D(LSTY) | 0.62280 | 0.64754 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LACRY) | 5.07145 | 0.00106 |
| D(LACRY) ne cause pas D(LWTI) | 3.10849 | 0.01960 |
| D(LEX) ne cause pas D(LACRY) | 5.18768 | 0.00089 |
| D(LACRY) ne cause pas D(LEX) | 0.51467 | 0.72512 |
| D(LSTY) ne cause pas D(LBUT) | 4.41432 | 0.00278 |
| D(LBUT) ne cause pas D(LSTY) | 0.79077 | 0.53450 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LBUT) | 13.4862 | 1.7E-08 |
| D(LBUT) ne cause pas D(LWTI) | 2.39991 | 0.05659 |
| D(LEX) ne cause pas D(LBUT) | 3.23137 | 0.01630 |
| D(LBUT) ne cause pas D(LEX) | 1.71974 | 0.15349 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LSTY) | 2.17245 | 0.07929 |
| D(LSTY) ne cause pas D(LWTI) | 1.09191 | 0.36609 |
| D(LEX) ne cause pas D(LSTY) | 2.74051 | 0.03403 |
| D(LSTY) ne cause pas D(LEX) | 0.12344 | 0.97367 |
| D(LEX) ne cause pas D(LWTI) | 2.12671 | 0.08424 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LEX) | 0.39899 | 0.80888 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

## Graphique 12: Décomposition de la variance pour le modèle ABS en Europe




## Graphique 13: Décomposition de la variance modèle VECM ABS en Asie



## Annexe 4-D. Le marché du Polyamide 6 (PA6)

**Graphique 14: Les variables en niveau (log)**

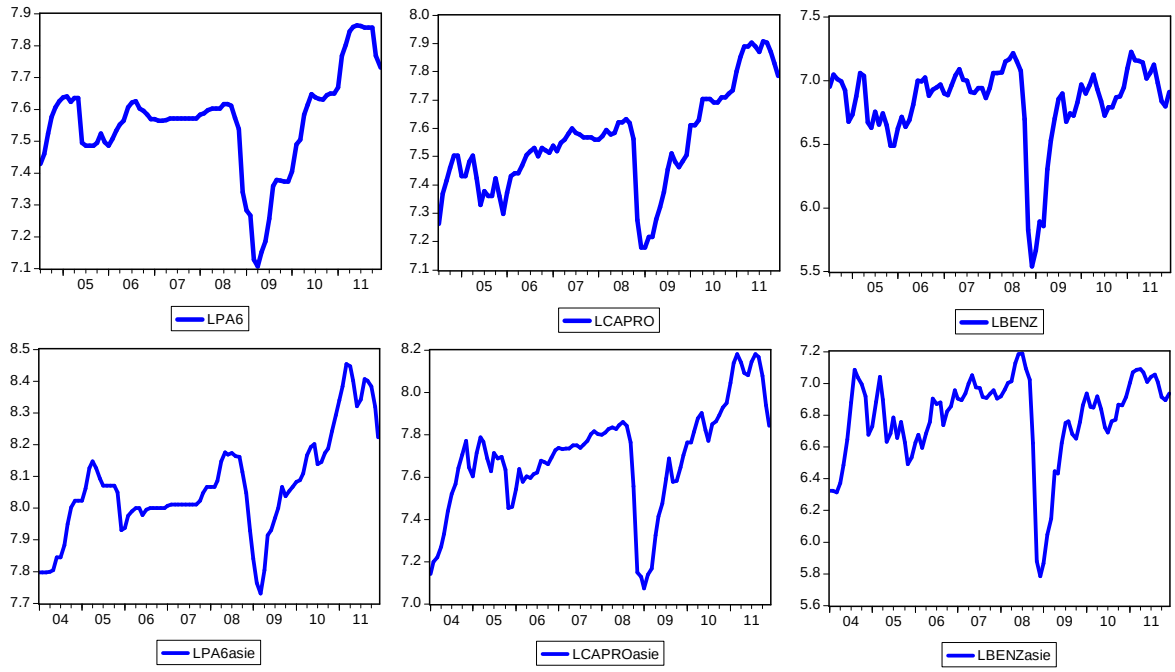



**Tableau 17: Statistiques descriptives pour les marchés du PA6**

| | LPA6 | LCAPRO | LBENZ | LPA6asie | LCAPROasie | LBENZasie |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 7.560024 | 7.548010 | 6.828741 | 8.066125 | 7.695655 | 6.784365 |
| Median | 7.571087 | 7.533549 | 6.904898 | 8.047669 | 7.727899 | 6.866662 |
| Maximum | 7.863267 | 7.908387 | 7.220557 | 8.453188 | 8.181720 | 7.188639 |
| Minimum | 7.106606 | 7.179689 | 5.536152 | 7.729735 | 7.073270 | 5.781052 |
| Std. Dev. | 0.157354 | 0.177027 | 0.317948 | 0.159610 | 0.248248 | 0.279856 |
| Skewness | -0.572309 | 0.221807 | -2.201497 | 0.408425 | -0.466351 | -1.546645 |
| Kurtosis | 4.076488 | 2.721117 | 8.468181 | 3.121089 | 3.370154 | 5.662131 |
| Jarque-Bera | 9.258664 | 1.029635 | 184.8276 | 2.727626 | 4.027782 | 66.62153 |
| Probability | 0.009761 | 0.597610 | 0.000000 | 0.255684 | 0.133468 | 0.000000 |
| | 90 observations | | | 96 Observations | | |

**Tableau 18: Matrices de corrélations simples**

| Marché Europe | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | LPA6 | LCAPRO | LBENZ | LBRENT | LEX |
| LPA6 | 1 | | | | |
| LCAPRO | 0.808 | 1 | | | |
| LBENZ | 0.592 | 0.672 | 1 | | |
| LBRENT | 0.567 | 0.807 | 0.568 | 1 | |
| LEX | 0.127 | 0.421 | 0.337 | 0.664 | 1 |

| Marché Asie | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | LPA6 | LCAPRO | LBENZ | LWTI | LEX |
| LPA6 | 1 | | | | |
| LCAPRO | 0.893 | 1 | | | |
| LBENZ | 0.598 | 0.849 | 1. | | |
| LWTI | 0.746 | 0.759 | 0.652 | 1 | |
| LEX | 0.426 | 0.446 | 0.432 | 0.706 | 1 |

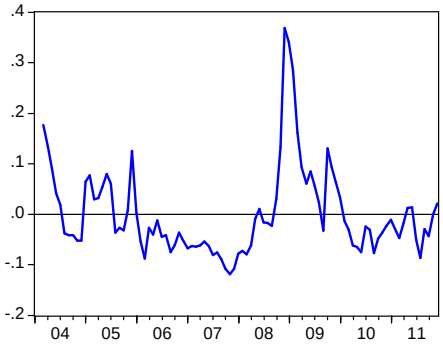
**Tableau 19 : Le choix du retard optimal pour le marché du PA6**

| | Marché Européen | | Marché asiatique | |
|---|---|---|---|---|
| Retard | AIC | SC | AIC | SC |
| 0 | -6.798142 | -6.506715 | -8.239215 | -7.535426 |
| 1 | -17.12009 | **-16.10010*** | -16.92786 | **-15.52028*** |
| 2 | -17.56745 | -15.81889 | -17.54572 | -15.43436 |
| 3 | -17.51469 | -15.03756 | -17.49669 | -14.68154 |
| 4 | -17.51492 | -14.30922 | -17.31109 | -13.79214 |
| 5 | -17.82398 | -13.88972 | -17.39064 | -13.16790 |
| 6 | **-18.04144*** | -13.37862 | -17.18905 | -12.26253 |
| 7 | -18.02262 | -12.63123 | -17.45791 | -11.82760 |
| 8 | | | **-17.62928*** | -11.29518 |

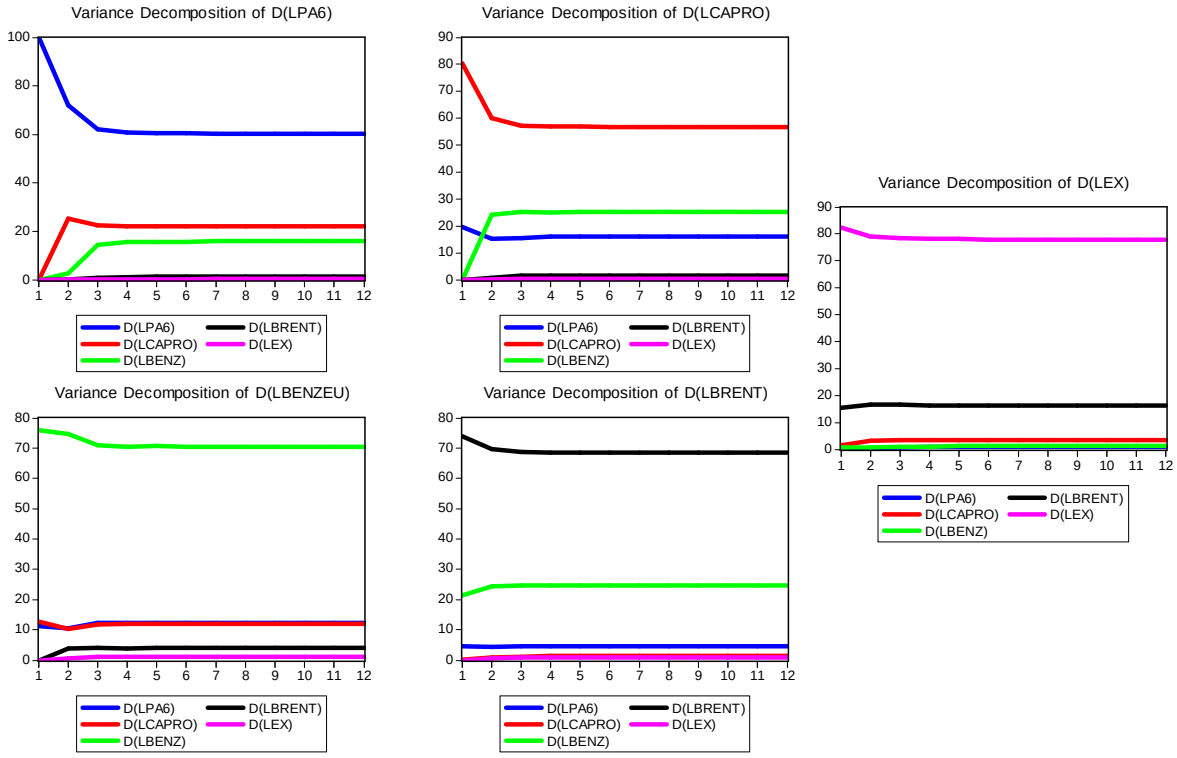
**Tableau 20: Test de causalité de Granger sur le marché du PA6 avec 4 retards**

| **Marché européen** | | |
|---|---|---|
| Hypothèse nulle | F-Statistic | Probabilité |
| D(LCAPRO) ne cause pas D(LPA6) | 24.3273 | 5.6E-13 |
| D(LPA6) ne cause pas D(LCAPRO) | 1.73256 | 0.15154 |
| D(LBENZ) ne cause pas D(LPA6) | 17.4791 | 6.2E-11 |
| D(LPA6) ne cause pas D(LBENZ) | 2.04028 | 0.03448 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LPA6) | 5.63283 | 0.00050 |
| D(LPA6) ne cause pas D(LBRENT) | 0.90145 | 0.46751 |
| D(LEX) ne cause pas D(LPA6) | 3.52730 | 0.01076 |
| D(LPA6) ne cause pas D(LEX) | 0.38414 | 0.81934 |
| D(LBENZ) ne cause pas D(LCAPRO) | 17.3836 | 1.1E-07 |
| D(LCAPRO) ne casue pas D(LBENZ) | 3.20278 | 0.11139 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LCAPRO) | 9.05847 | 4.9E-06 |
| D(LCAPRO) ne cause pas D(LBRENT) | 1.10466 | 0.36060 |
| D(LEX) ne cause pas D(LCAPRO) | 2.32778 | 0.06372 |
| D(LCAPRO) ne cause pas D(LEX) | 0.71031 | 0.58739 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LBENZ) | 4.41565 | 0.00382 |
| D(LBENZ) ne cause pas D(LBRENT) | 1.84810 | 0.30779 |
| D(LEX) ne cause pas D(LBENZ) | 3.29486 | 0.01701 |
| D(LBENZ) ne cause pas D(LEX) | 0.21758 | 0.97688 |
| D(LEX) ne cause pas D(LBRENT) | 1.58769 | 0.18550 |
| D(LBRENT) ne cause pas D(LEX) | 0.70950 | 0.58778 |
| **Marché asiatique** | | |
| Hypothèse nulle: | F-Statistic | Probabilité |
| D(LCAPRO) ne cause pas D(LPA6) | 20.8573 | 6.9E-12 |
| D(LPA6) ne cause pas D(LCAPRO) | 0.83901 | 0.50436 |
| D(LBENZ) ne cause pas D(LPA6) | 9.97793 | 1.3E-06 |
| D(LPA6) ne cause pas D(LBENZ) | 0.18113 | 0.94757 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LPA6) | 4.61045 | 0.00208 |
| D(LPA6) ne cause pas D(LWTI) | 0.15604 | 0.95975 |
| D(LEX) ne cause pas D(LPA6) | 3.87718 | 0.00619 |
| D(LPA6) ne cause pas D(LEX) | 0.17311 | 0.95159 |
| D(LBENZ) ne cause pas D(LCAPRO) | 3.71853 | 0.00785 |
| D(LCAPRO) ne casue pas D(LBENZ) | 2.03815 | 0.09662 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LCAPRO) | 4.38246 | 0.00292 |
| D(LCAPRO) ne cause pas D(LWTI) | 2.14686 | 0.08234 |
| D(LEX) ne cause pas D(LCAPRO) | 1.66363 | 0.16635 |
| D(LCAPRO) ne cause pas D(LEX) | 0.36912 | 0.82999 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LBENZ) | 4.77745 | 0.00163 |
| D(LBENZ) ne cause pas D(LWTI) | 1.22009 | 0.30868 |
| D(LEX) ne cause pas D(LBENZ) | 3.05983 | 0.02108 |
| D(LBENZ) ne cause pas D(LEX) | 0.21892 | 0.92719 |
| D(LEX) ne cause pas D(LWTI) | 2.12671 | 0.08424 |
| D(LWTI) ne cause pas D(LEX) | 0.39899 | 0.80888 |

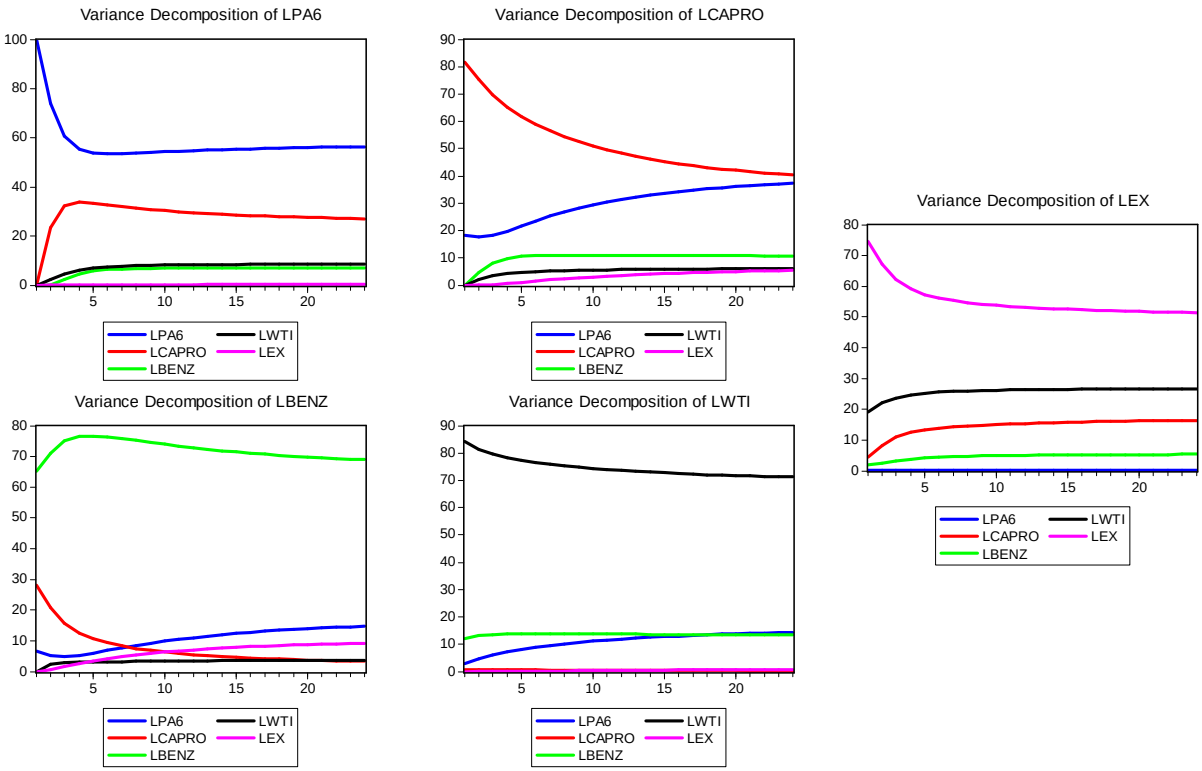
**Graphique 15: La relation de cointégration sur le marché asiatique du PA6**



## Graphique 16: Décomposition de la variance en Europe

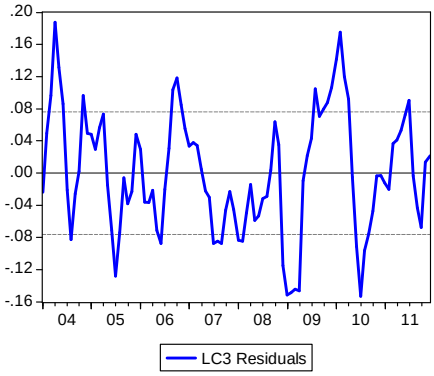



## Graphique 17 : Décomposition de la variance en Asie

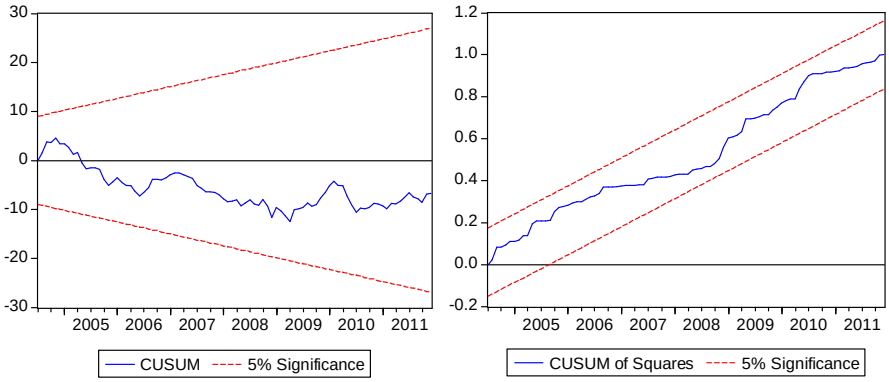


## Annexe 5-A. Le marché du Propylène en Europe (C3)

**Graphique 18: La relation de cointégration entre le prix du C3 et du PP**




**Graphique 19: Tests de stabilité par régression récursive**




**Graphique 20: La relation de cointégration entre le C3 et le Brent**

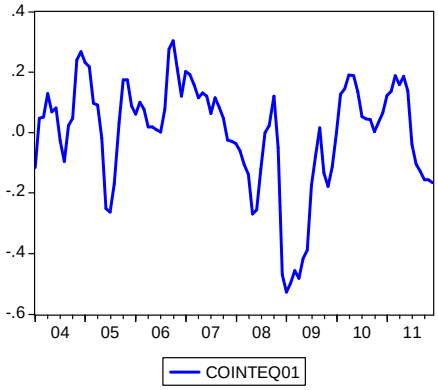


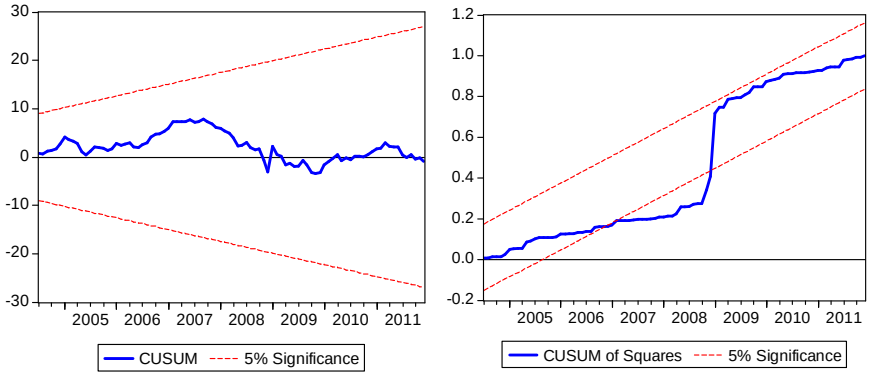
**Tableau 21: Modèle ECM pour le prix du C3 avec le pétrole brut Brent**

| **Modèle pour le propylène** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $\Delta(lBENZ_t) = \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 \Delta lC3_{t-1} + \alpha_3 \Delta lBRENT_{t-1} + \alpha_4 D1 + \alpha_5 D2 + \alpha_6 C + u_t$ | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| COINTEQ(-1) | -0.118 | 0.0330 | -3.565 | 0.0006 |
| D(LC3(-1)) | 0.563 | 0.0760 | 7.412 | 0.0000 |
| D(LBRENT(-1)) | 0.369 | 0.0709 | 5.202 | 0.0000 |
| D1 | -0.254 | 0.0634 | -4.007 | 0.0001 |
| D2 | 0.338 | 0.0743 | 4.558 | 0.0000 |
| C | -0.004 | 0.0058 | -0.829 | 0.4088 |
| R-squared | 0.720910 | Mean dependent var | | 0.004018 |
| Adjusted R-squared | 0.705052 | S.D. dependent var | | 0.097215 |
| S.E. of regression | 0.052796 | Akaike info criterion | | -2.983042 |
| Sum squared resid | 0.245297 | Schwarz criterion | | -2.820704 |
| Log likelihood | 146.2030 | F-statistic | | 45.46202 |
| Durbin-Watson stat | 1.906870 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |
| JB Test de normalité | | 3,910 (Proba 0,14) | | |
| BG Serial correlation LM test (2) | | 0,306 (Proba 0,86) | | |
| ARCH(1) Test | | 0,873 (Proba 0,35) | | |
| White Het Test | | 28,64 (Proba 0,002) | | |

| **Test de Chow: 2009:01** | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 8.96 | Probabilité | 0.000 |
| Log likelihood ratio | 32.7 | Probabilité | 0.000 |

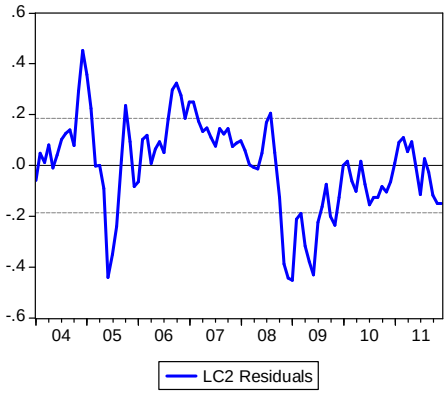
Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

**Test de stabilité avec régression récursive**

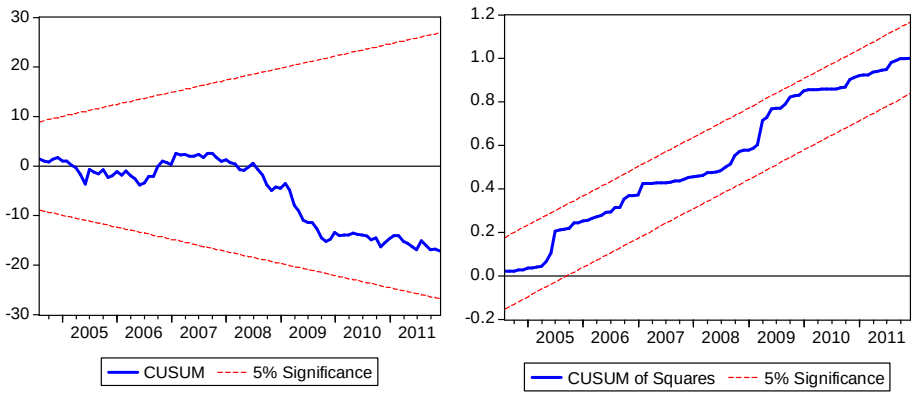



## Annexe 5-B. Le marché de l'éthylène en Europe (C2)

**Graphique 21: La relation de cointégration sur le marché du C2**

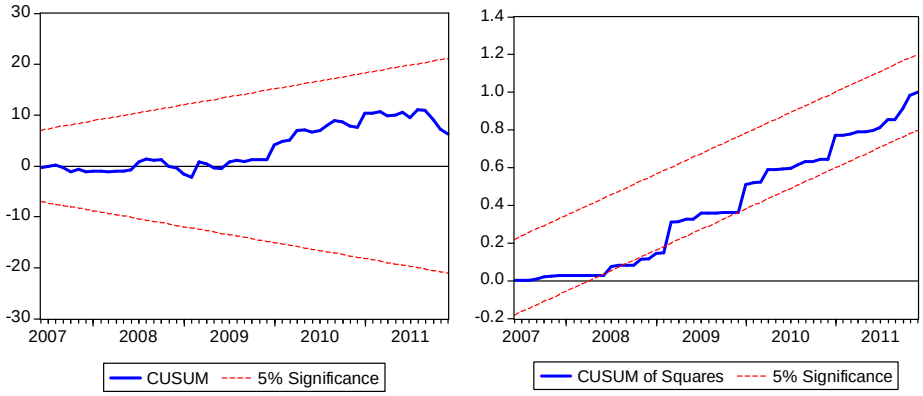


**Graphique 22: Les tests de stabilité avec régression récursive**




## Annexe 5-C. Le marché de l'ABS en Europe (ABS)

**Graphique 23: Tests de stabilité avec régression récursive**




## Annexe 5-D. Le marché du caprolactame en Europe (CAPRO)

**Graphique 24: Tests de stabilité avec régression récursive pour le modèle MCO du prix du caprolactame en Europe**

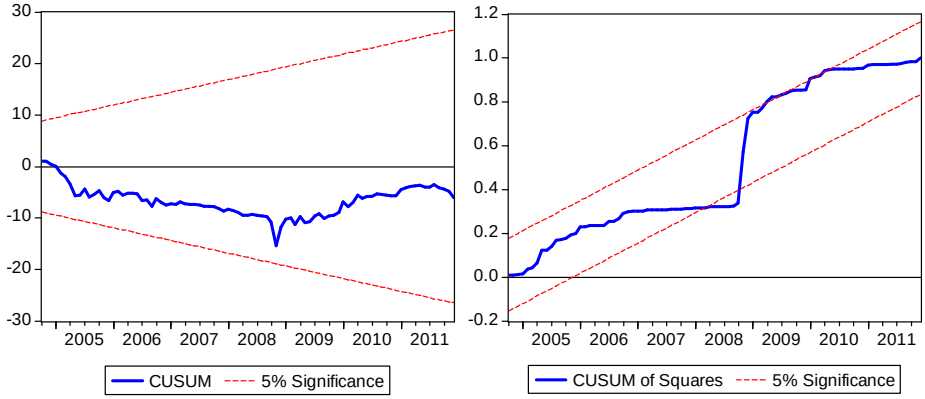
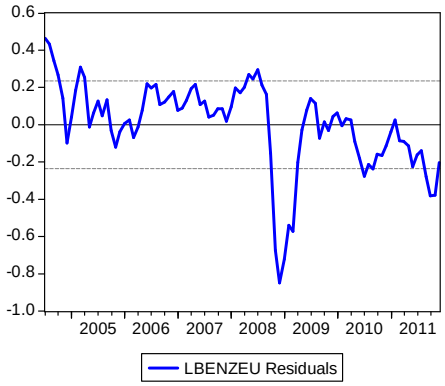


**Tableau 22: Modèle ECM pour le prix du benzène**

| **Modèle pour le benzène** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $\Delta(lBENZ_t) = \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 \Delta lCAPRO_t + \alpha_3 \Delta lBRENT_{t-1} + \alpha_4 C + u_t$ | | | | |
| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistique | Prob. |
| COINTEQ(-1) | -0.207279 | 0.041101 | -5.043126 | 0.0000 |
| D(LCAPRO) | 1.622116 | 0.221917 | 7.309560 | 0.0000 |
| D(LBRENT(-1)) | 0.321812 | 0.120613 | 2.668135 | 0.0091 |
| C | -0.012521 | 0.009207 | -1.360015 | 0.1774 |
| R-squared | 0.586300 | Mean dependent var | | 0.000653 |
| Adjusted R-squared | 0.571699 | S.D. dependent var | | 0.131253 |
| S.E. of regression | 0.085898 | Akaike info criterion | | -2.027405 |
| Sum squared resid | 0.627173 | Schwarz criterion | | -1.915556 |
| Log likelihood | 94.21953 | F-statistic | | 40.15436 |
| Durbin-Watson stat | 1.861902 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |
| JB Test de normalité | | 0,313 (Proba 0,85) | | |
| BG Serial correlation LM test (2) | | 0,977 (Proba 0,61) | | |
| ARCH(1) Test | | 3,680 (Proba 0,05) | | |
| White Het Test | | 24,690 (Proba 0,003) | | |

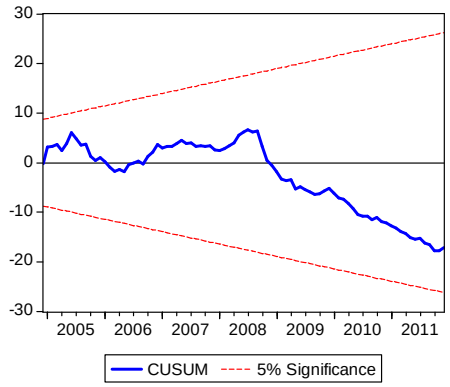
**Graphique 25: La relation de cointégration entre le benzène et le caprolactame**

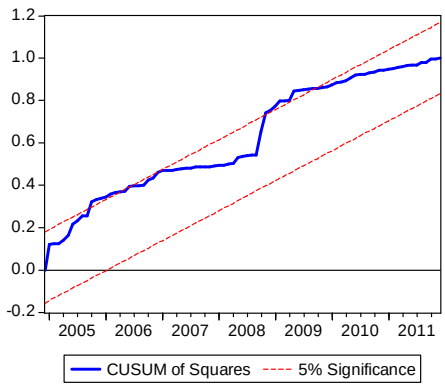



| **Test de Chow: 2009:01** | | | |
|---|---|---|---|
| F-statistic | 2.371 | Probabilité | 0.059 |
| Log likelihood ratio | 9.857 | Probabilité | 0.042 |

Source : Calcul de l'auteur (Eviews 4)

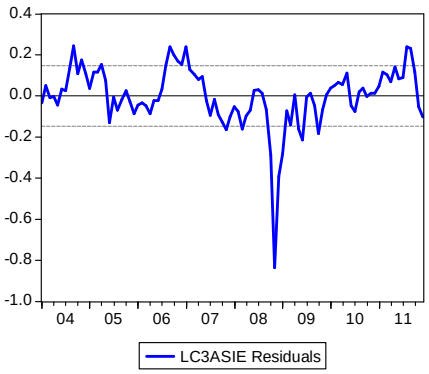
**Graphique 26 : Test de stabilité avec régression récursive pour le prix du benzène**



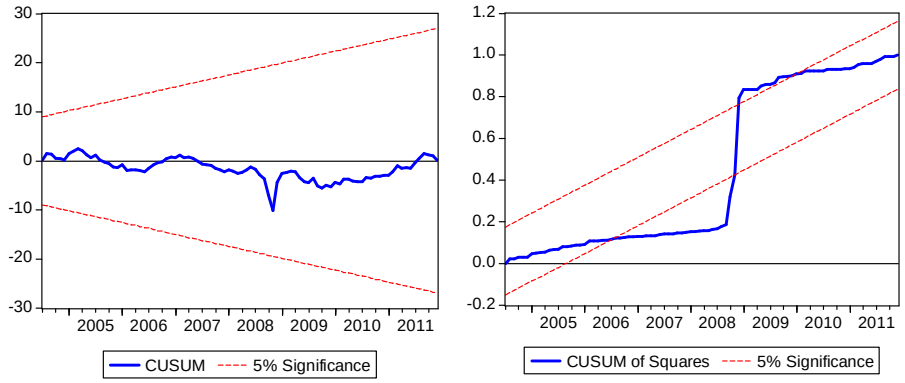



## Annexe 5-E. Le marché du Propylène en Asie (C3asie)

**Graphique 27: La relation de cointégration sur le marché du C3 en Asie**

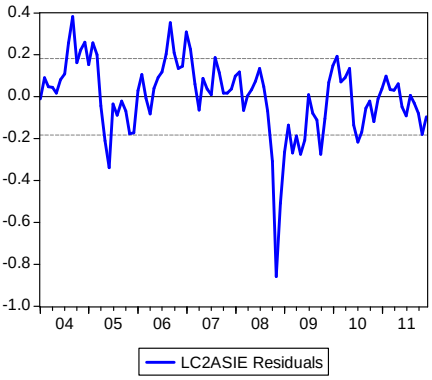



**Graphique 28: Test de stabilité avec régression récursive pour le C3 en Asie**

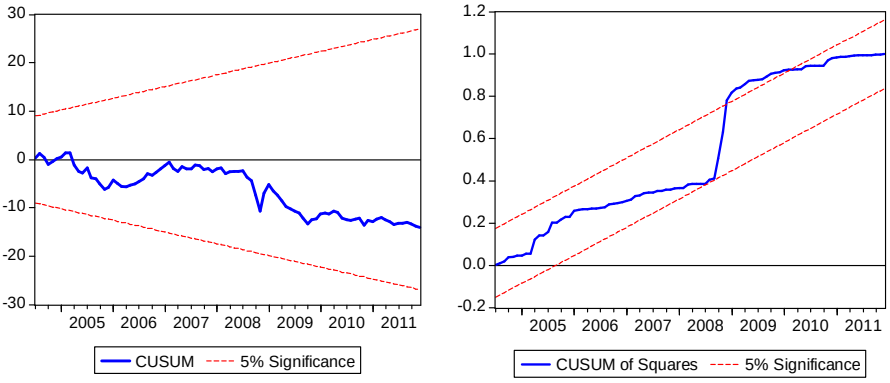



## Annexe 5-F. Le marché de l'éthylène en Asie (C2asie)

**Graphique 29: La relation de cointégration sur le marché du C2 en Asie**

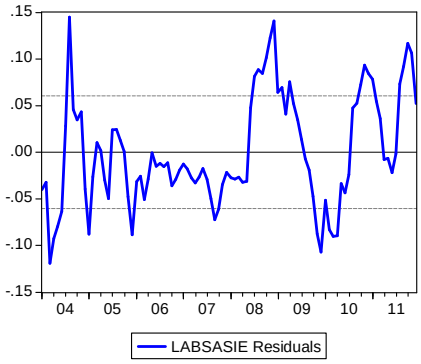



**Graphique 30: Tests de stabilité avec régression récursive pour le C2 en Asie**

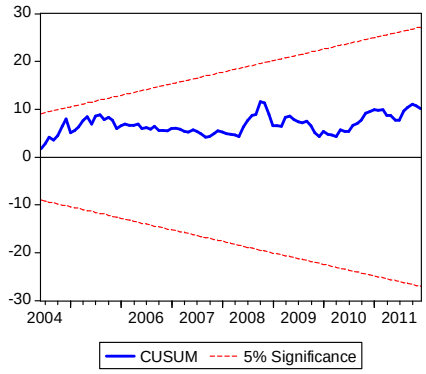


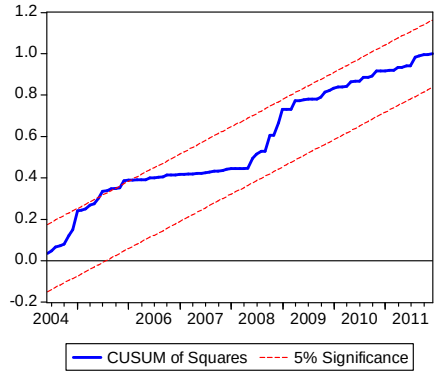
## Annexe 5-G. Le marché de l'ABS en Asie (ABSasie)

**Graphique 31 : La relation de cointégration pour l'ABS en Asie**



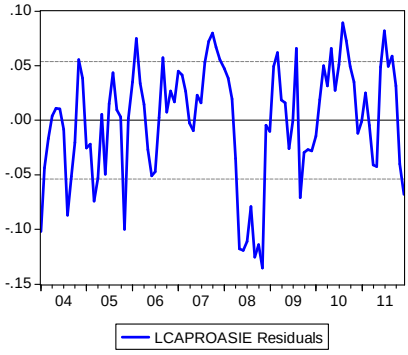

**Graphique 32 : Tests de stabilité avec régression récursive pour l'ABS en Asie**



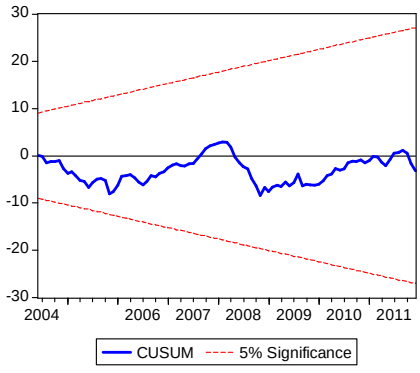



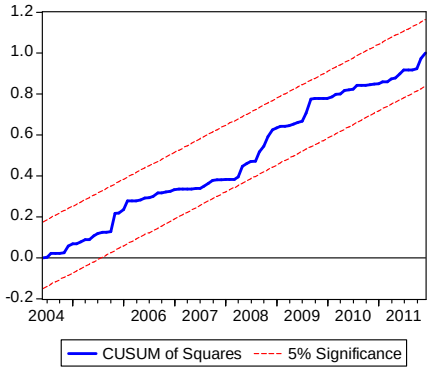

## Annexe 5-H. Le marché du caprolactame en Asie (Caproasie)

**Graphique 33 : La relation de cointégration pour le caprolactame en Asie**




**Graphique 34 : Tests de stabilité avec régression récursive pour le caprolactame en Asie**



## Annexe 6-A. Les modèles ARIMA pour les marchés pétrochimiques européens

**Tableau 23: Modèle ARIMA pour le propylène C3 et l'éthylène C2**

Dependent Variable: D(LC3)
Method: Least Squares
Sample: 2004:01 2010:12
Included observations: 84
Convergence achieved after 14 iterations
Backcast: 2003:12

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 1.304001 | 0.130773 | 9.971520 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.570788 | 0.091176 | -6.260306 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.755469 | 0.135231 | -5.586523 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.381077 | Mean dependent var | 0.010530 |
| Adjusted R-squared | 0.365795 | S.D. dependent var | 0.102661 |
| S.E. of regression | 0.081756 | Akaike info criterion | -2.135096 |
| Sum squared resid | 0.541406 | Schwarz criterion | -2.048282 |
| Log likelihood | 92.67405 | Durbin-Watson stat | 1.853965 |

| | |
|---|---|
| Inverted AR Roots | .65+.38i .65 -.38i |
| Inverted MA Roots | .76 |
| Test ARCH(1) | 30,295 (Proba = 0,00) |

Dependent Variable: D(LC2)
Method: Least Squares
Sample: 2004:01 2010:12
Included observations: 84
Convergence achieved after 3 iterations

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.725067 | 0.101360 | 7.153360 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.407286 | 0.101362 | -4.018148 | 0.0001 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.382000 | Mean dependent var | 0.007828 |
| Adjusted R-squared | 0.374464 | S.D. dependent var | 0.114013 |
| S.E. of regression | 0.090174 | Akaike info criterion | -1.950628 |
| Sum squared resid | 0.666772 | Schwarz criterion | -1.892752 |
| Log likelihood | 83.92639 | Durbin-Watson stat | 1.982623 |

| | |
|---|---|
| Inverted AR Roots | .36+.53i .36 -.53i |
| Test ARCH(1) | 5,942 (Proba = 0,01) |

**Tableau 24 : Modèle ARIMA pour l'ABS et le caprolactame**

Dependent Variable: D(LABS)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2007:01 2010:12
Included observations: 48 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 7 iterations
Backcast: 2006:12

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.594061 | 0.142256 | 4.176011 | 0.0001 |
| MA(1) | 0.477479 | 0.155256 | 3.075426 | 0.0035 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.622769 | Mean dependent var | 0.004946 |
| Adjusted R-squared | 0.614569 | S.D. dependent var | 0.023535 |
| S.E. of regression | 0.014611 | Akaike info criterion | -5.573282 |
| Sum squared resid | 0.009820 | Schwarz criterion | -5.495316 |
| Log likelihood | 135.7588 | Durbin-Watson stat | 2.056884 |

| | |
|---|---|
| Inverted AR Roots | .59 |
| Inverted MA Roots | -.48 |
| Test ARCH(1) | 7.27E-05 (Proba = 0, 99) |

Dependent Variable: D(LCAPRO)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2004:09 2010:12
Included observations: 76 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 2 iterations

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.343461 | 0.104991 | 3.271346 | 0.0016 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.117040 | Mean dependent var | 0.004792 |
| Adjusted R-squared | 0.117040 | S.D. dependent var | 0.050995 |
| S.E. of regression | 0.047918 | Akaike info criterion | -3.225569 |
| Sum squared resid | 0.172212 | Schwarz criterion | -3.194901 |
| Log likelihood | 123.5716 | Durbin-Watson stat | 1.904968 |

| | |
|---|---|
| Inverted AR Roots | .34 |
| Test ARCH(1) | 0,001 (Proba= 0,98) |

## Annexe 6-B. Les modèles ARIMA pour les marchés pétrochimiques asiatiques

**Tableau 25: Modèle ARIMA pour le propylène et l'éthylène**

Dependent Variable: D(LC3)
Method: Least Squares
Sample: 2004:01 2010:12
Included observations: 84
Convergence achieved after 12 iterations
Backcast: 2003:12

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 1.196000 | 0.102769 | 11.63772 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.382393 | 0.099983 | -3.824564 | 0.0003 |
| MA(1) | -0.982068 | 0.011067 | -88.73567 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.211338 | Mean dependent var | 0.009369 |
| Adjusted R-squared | 0.191864 | S.D. dependent var | 0.124636 |
| S.E. of regression | 0.112043 | Akaike info criterion | -1.504807 |
| Sum squared resid | 1.016845 | Schwarz criterion | -1.417992 |
| Log likelihood | 66.20189 | Durbin-Watson stat | 1.985083 |

| | |
|---|---|
| Inverted AR Roots | .60+.16i .60 -.16i |
| Inverted MA Roots | .98 |
| Test ARCH(1) | 18,437 (Proba = 0,00) |

Dependent Variable: D(LC2)
Method: Least Squares
Sample: 2004:01 2010:12
Included observations: 84
Convergence achieved after 2 iterations

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.373385 | 0.106124 | 3.518383 | 0.0007 |
| AR(2) | -0.270335 | 0.106326 | -2.542508 | 0.0129 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.149824 | Mean dependent var | 0.008973 |
| Adjusted R-squared | 0.139456 | S.D. dependent var | 0.147880 |
| S.E. of regression | 0.137182 | Akaike info criterion | -1.111499 |
| Sum squared resid | 1.543144 | Schwarz criterion | -1.053623 |
| Log likelihood | 48.68296 | Durbin-Watson stat | 2.012785 |

| | |
|---|---|
| Inverted AR Roots | .19 -.49i .19+.49i |
| Test ARCH(1) | 16,401 (Proba = 0,00) |

**Tableau 26: Modèle ARIMA pour le caprolactame et l'ABS**

Dependent Variable: D(LCAPRO)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2004:04 2010:12
Included observations: 81 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 17 iterations Backcast: 2004:03

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 1.325786 | 0.102001 | 12.99781 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.445039 | 0.099509 | -4.472363 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.983116 | 0.012860 | -76.44698 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.236366 | Mean dependent var | 0.009012 |
| Adjusted R-squared | 0.216785 | S.D. dependent var | 0.078074 |
| S.E. of regression | 0.069095 | Akaike info criterion | -2.470338 |
| Sum squared resid | 0.372380 | Schwarz criterion | -2.381655 |
| Log likelihood | 103.0487 | Durbin-Watson stat | 2.011409 |

Inverted AR Roots .66 -.07i .66+.07i
Inverted MA Roots .98
Test ARCH(1) 4,076 (Proba = 0,04)

Dependent Variable: D(LABS)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2004:03 2010:12
Included observations: 82 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 14 iterations
Backcast: 2004:01 2004:02

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | -0.661670 | 0.093215 | -7.098317 | 0.0000 |
| MA(1) | 1.468774 | 0.110346 | 13.31064 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.687072 | 0.090478 | 7.593774 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.421291 | Mean dependent var | 0.008453 |
| Adjusted R-squared | 0.406640 | S.D. dependent var | 0.062319 |
| S.E. of regression | 0.048004 | Akaike info criterion | -3.199151 |
| Sum squared resid | 0.182049 | Schwarz criterion | -3.111101 |
| Log likelihood | 134.1652 | Durbin-Watson stat | 1.954316 |

Inverted AR Roots -.66
Inverted MA Roots -.73 -.38i -.73+.38i
Test ARCH(1) 3,808 (Proba= 0,05)

## Annexe 6-C. Modélisation ARIMA des variables explicatives pour les prévisions conditionnelles avec les modèles ECM

Dependent Variable: D(LPP)
Method: Least Squares
Date: 08/03/12 Time: 15:05
Sample: 2004:01 2010:12
Included observations: 84
Convergence achieved after 3 iterations

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.643535 | 0.106670 | 6.032939 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.272533 | 0.105773 | -2.576574 | 0.0118 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.301258 | Mean dependent var | 0.006821 |
| Adjusted R-squared | 0.292737 | S.D. dependent var | 0.064042 |
| S.E. of regression | 0.053859 | Akaike info criterion | -2.981385 |
| Sum squared resid | 0.237862 | Schwarz criterion | -2.923508 |
| Log likelihood | 127.2182 | Durbin-Watson stat | 2.005773 |

Inverted AR Roots .32 -.41i .32+.41i

Dependent Variable: D(LBRENT)
Method: Least Squares
Sample: 2004:01 2010:12
Included observations: 84
Convergence achieved after 2 iterations

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.317513 | 0.104342 | 3.042999 | 0.0031 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.083317 | Mean dependent var | 0.013345 |
| Adjusted R-squared | 0.083317 | S.D. dependent var | 0.097515 |
| S.E. of regression | 0.093364 | Akaike info criterion | -1.892781 |
| Sum squared resid | 0.723503 | Schwarz criterion | -1.863843 |
| Log likelihood | 80.49680 | Durbin-Watson stat | 2.088511 |

Inverted AR Roots .32

Dependent Variable: D(LWTI)
Method: Least Squares
Sample: 2004:01 2010:12
Included observations: 84
Convergence achieved after 2 iterations

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.252914 | 0.107222 | 2.358785 | 0.0207 |
| AR(2) | 0.244265 | 0.107235 | 2.277850 | 0.0253 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.150848 | Mean dependent var | 0.012149 |
| Adjusted R-squared | 0.140492 | S.D. dependent var | 0.096175 |
| S.E. of regression | 0.089163 | Akaike info criterion | -1.973174 |
| Sum squared resid | 0.651907 | Schwarz criterion | -1.915297 |
| Log likelihood | 84.87329 | Durbin-Watson stat | 1.955606 |

Inverted AR Roots .64 -.38

Dependent Variable: D(LEX)
Method: Least Squares
Sample: 2004:01 2010:12
Included observations: 84
Convergence achieved after 9 iterations
Backcast: 2003:12

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| MA(1) | 0.451617 | 0.097739 | 4.620620 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.123940 | Mean dependent var | 0.000862 |
| Adjusted R-squared | 0.123940 | S.D. dependent var | 0.026095 |
| S.E. of regression | 0.024425 | Akaike info criterion | -4.574603 |
| Sum squared resid | 0.049515 | Schwarz criterion | -4.545665 |
| Log likelihood | 193.1333 | Durbin-Watson stat | 2.129896 |

Inverted MA Roots -.45

Dependent Variable: D(LACRYASIE)
Method: Least Squares
Date: 08/22/12 Time: 13:39
Sample(adjusted): 2004:03 2010:12
Included observations: 82 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 10 iterations
Backcast: 2004:02

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 0.331790 | 0.139052 | 2.386079 | 0.0194 |
| MA(1) | 0.553661 | 0.125576 | 4.408957 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.460663 | Mean dependent var | 0.010414 |
| Adjusted R-squared | 0.453922 | S.D. dependent var | 0.078220 |
| S.E. of regression | 0.057802 | Akaike info criterion | -2.839484 |
| Sum squared resid | 0.267290 | Schwarz criterion | -2.780784 |
| Log likelihood | 118.4188 | Durbin-Watson stat | 2.026365 |

| | |
|---|---|
| Inverted AR Roots | .33 |
| Inverted MA Roots | -.55 |

Dependent Variable: D(LPA6ASIE)
Method: Least Squares
Date: 08/05/12 Time: 18:49
Sample(adjusted): 2004:02 2010:12
Included observations: 83 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 8 iterations
Backcast: 2003:12 2004:01

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| MA(1) | 0.622623 | 0.107797 | 5.775889 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.251222 | 0.110631 | 2.270798 | 0.0258 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.302137 | Mean dependent var | 0.005990 |
| Adjusted R-squared | 0.293522 | S.D. dependent var | 0.037597 |
| S.E. of regression | 0.031601 | Akaike info criterion | -4.047426 |
| Sum squared resid | 0.080891 | Schwarz criterion | -3.989141 |
| Log likelihood | 169.9682 | Durbin-Watson stat | 1.979380 |

| | | |
|---|---|---|
| Inverted MA Roots | -.31+.39i | -.31 -.39i |

Dependent Variable: D(LSTYASIE)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2004:02 2010:12
Included observations: 83 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 5 iterations
Backcast: 2004:01

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| MA(1) | 0.473981 | 0.097805 | 4.846160 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.173209 | Mean dependent var | 0.005032 |
| Adjusted R-squared | 0.173209 | S.D. dependent var | 0.111925 |
| S.E. of regression | 0.101771 | Akaike info criterion | -1.720202 |
| Sum squared resid | 0.849307 | Schwarz criterion | -1.691059 |
| Log likelihood | 72.38838 | Durbin-Watson stat | 2.020105 |

| | |
|---|---|
| Inverted MA Roots | -.47 |

Dependent Variable: D(LBENZASIE)
Method: Least Squares
Sample(adjusted): 2004:04 2010:12
Included observations: 81 after adjusting endpoints
Convergence achieved after 25 iterations
Backcast: 2004:03

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| AR(1) | 1.288090 | 0.098818 | 13.03501 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.483309 | 0.097335 | -4.965417 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.981727 | 0.015385 | -63.81018 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.287940 | Mean dependent var | 0.007398 |
| Adjusted R-squared | 0.269682 | S.D. dependent var | 0.140340 |
| S.E. of regression | 0.119933 | Akaike info criterion | -1.367439 |
| Sum squared resid | 1.121940 | Schwarz criterion | -1.278755 |
| Log likelihood | 58.38127 | Durbin-Watson stat | 2.000603 |

| | | |
|---|---|---|
| Inverted AR Roots | .64 -.26i | .64+.26i |
| Inverted MA Roots | .98 | |

## Annexe 6-D. Mise à jour du modèle VECM entre Janvier 2004 et Juin 2012

**Tableau 27: Test de cointégration du Johansen (1988)**

| **Marché Européen du PP** | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Trace – Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune *** | **0.292196** | **73.53208** | **47.21** | **54.46** |
| **1 au plus *** | **0.212121** | **38.28205** | **29.68** | **35.65** |
| 2 au plus | 0.088333 | 13.96416 | 15.41 | 20.04 |
| 3 au plus* | 0.043450 | 4.531112 | 3.76 | 6.65 |
| Nombre de relation de cointégration | Valeur propre | Max-Eigen – Stat | Valeur critique à 5% | Valeur critique à 1% |
| **Aucune *** | **0.292196** | **35.25003** | **27.07** | **32.24** |
| **1 au plus*** | **0.212121** | **24.31789** | **20.97** | **25.52** |
| 2 au plus | 0.088333 | 9.433047 | 14.07 | 18.63 |
| 3 au plus* | 0.043450 | 4.531112 | 3.76 | 6.65 |

*(**) et (*) signifient t-statistiques significatives à 1% et 5%. Le Test est effectué entre Janvier 2004 et juin 2012 en incluent les variables indicatrices crise_eco_2008 et crise_dette*
*Nous retenons la spécification 3 avec constante dans la relation de cointégration mais pas de tendance.*

**Tableau 28: Modèle VECM pour le marché du PP (période 01/2004-06/2012)**

| Équation de cointégration : | CointEq1 | | CointEq2 | |
|---|---|---|---|---|
| LC3(-1) | 1 | | 0 | |
| LPP(-1) | 0 | | 1 | |
| LBRENT(-1) | -0.472*** (0.108) | | -0.415***(0.076) | |
| LEX(-1) | 0.855 (0.556) | | 0.749*(0.389) | |
| C | -4.922 | | -5.389 | |
| **Modèle à correction d'erreur:** | **D(LC3)** | **D(LPP)** | **D(LBRENT)** | **D(LEX)** |
| CointEq1 | -0.220** (0.086) | 0.066 (0.058) | -0.198* (0.104) | -0.069** (0.034) |
| CointEq2 | 0.035 (0.135) | -0.275*** (0.090) | 0.229 (0.162) | 0.111** (0.053) |
| D(LC3(-1)) | 0.461*** (0.132) | 0.031 (0.088) | 0.009 (0.158) | 0.074 (0.052) |
| D(LPP(-1)) | 0.005 (0.212) | 0.315**(0.142) | -0.171 (0.255) | -0.137 (0.083) |
| D(LBRENT(-1)) | 0.153* (0.086) | 0.116 (0.057) | -0.002 (0.103) | 0.030 (0.034) |
| D(LEX(-1)) | 0.371 (0.286) | 0.174 (0.191) | -0.044 (0.343) | 0.153 (0.112) |
| C | 0.007 (0.006) | 0.006 (0.004) | 0.024*** (0.007) | 0.0001 (0.002) |
| CRISEECO2008 | -0.179*** (0.046) | -0.132*** (0.031) | -0.336*** (0.055) | -0.008 (0.018) |
| CRISEDETTE | -0.068 (0.063) | -0.093** (0.042) | -0.182** (0.075) | -0.013 (0.024) |
| ****, **, * significatif à 1%, 5%, 10%. Écart-type entre parenthèses* | | | | |

Source : Estimation effectuée sur la période janvier 2004 à juin 2012 suivant la même méthodologie que celle présentée dans les chapitres 3 et 4. (Eviews 3).

**Tableau 29: Détails des scénarios d'évolution des prix du pétrole et du taux €/$**

| | Scénario EIA Juillet 2012 | | Scénario EIA Août 2012 | | Scénario retour 2011 | | Scénario haut | | Taux change |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ***Date*** | ***Brent*** | ***WTI*** | ***Brent*** | ***WTI*** | ***Brent*** | ***WTI*** | ***Brent*** | ***WTI*** | ***€/$*** |
| 2012:06 | 95,16 | 82,3 | 95,16 | 82,3 | 95,16 | 82,3 | 95,16 | 82,3 | 1,2541 |
| 2012:07 | 99 | 87 | 102,62 | 87,9 | 102,62 | 87,9 | 102,62 | 87,9 | 1,2491 |
| 2012:08 | 99 | 87 | 105 | 90 | 105 | 90 | 105 | 90 | 1,2491 |
| 2012:09 | 98,5 | 87 | 103 | 90 | 103 | 90 | 103 | 90 | 1,2491 |
| 2012:10 | 99,5 | 88 | 102,5 | 90 | 102,5 | 90 | 102,5 | 90 | 1,2491 |
| 2012:11 | 99,5 | 88 | 101,5 | 90 | 101,5 | 90 | 101,5 | 90 | 1,2491 |
| 2012:12 | 99,5 | 88 | 101,5 | 90 | 101,5 | 90 | 101,5 | 90 | 1,2491 |
| 2013:01 | 97,5 | 87 | 99,5 | 89 | 102,5 | 91 | 103,5 | 92 | 1,2491 |
| 2013:02 | 97,5 | 87 | 99,5 | 89 | 104,5 | 91 | 106,5 | 95 | 1,2491 |
| 2013:03 | 97,5 | 87 | 99,5 | 89 | 106,5 | 92 | 109,5 | 98 | 1,2491 |
| 2013:04 | 98 | 88 | 100 | 90 | 108,5 | 92 | 112,5 | 101 | 1,2491 |
| 2013:05 | 98 | 88 | 100 | 90 | 110,5 | 94 | 115,5 | 104 | 1,2491 |
| 2013:06 | 98 | 88 | 100 | 90 | 111,5 | 94 | 118,5 | 107 | 1,2491 |
| 2013:07 | 98,5 | 89 | 100,5 | 91 | 112,5 | 96 | 121,5 | 110 | 1,2491 |
| 2013:08 | 98,5 | 89 | 100,5 | 91 | 113,5 | 96 | 124,5 | 113 | 1,2491 |
| 2013:09 | 98,5 | 89 | 100,5 | 91 | 114,5 | 97 | 127,5 | 116 | 1,2491 |
| 2013:10 | 99 | 90 | 100 | 91 | 115,5 | 99 | 130,5 | 119 | 1,2491 |
| 2013:11 | 99 | 90 | 100 | 91 | 116,5 | 99 | 133,5 | 122 | 1,2491 |
| 2013:12 | 99 | 90 | 100 | 91 | 118,5 | 99 | 136,5 | 125 | 1,2491 |
| **Moyenne S2-2012** | **99$** | **88$** | **103$** | **90$** | **103$** | **90$** | **103$** | **90$** | **1,2491** |
| **Moyenne 2013** | **98$** | **89$** | **100$** | **90$** | **111$** | **95$** | **120$** | **108,5$** | **1,2491** |

Source: Short-Term Energy Outlook, EIA, Juillet et Août 2012. Disponible sur : http://www.eia.gov/forecasts/steo/report/. Pour le taux de change Euro/Dollar nous avons utilisé les prévisions réalisées à l'aide du modèle MA(1) Annexe 6 – C.