THÈSE POUR OBTENIR LE GRADE DE DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE MONTPELLIER

En Sciences Economiques

École doctorale « ECONOMIE ET GESTION » (EDEG)

Unité de recherche « MONTPELLIER RECHERCHE EN ECONOMIE » (MRE)

Analyse de l'impact du prix du pétrole sur les sphères réelle et financière de la Russie

Présentée par Serghei PODORVANIUC

Le 01/10/2021

Sous la direction de François BENHMAD

Devant le jury composé de

Jules SADEFO-KAMDEM, Professeur des Universités, Université de Montpellier, MRE	Président
Olivier DARNE, Professeur des Universités, IAE Nantes - Économie et Management	Rapporteur
Zied FTITI, Professeur, EDC Paris Business School, OCRE	Rapporteur
François BENHMAD, Maître de Conférence HDR, Université de Montpellier, MRE	Directeur de Thèse

UNIVERSITÉ DE MONTPELLIER

Remerciements

Je remercie toutes les personnes qui m'ont accompagné et soutenu durant la préparation de ma thèse.

Je voudrais tout d'abord remercier mon directeur de thèse, M. François BENHMAD, qui m'a encadré, aidé et conseillé tout au long des années de ma thèse.

Je voudrais également remercier M.Olivier DARNE et M.Zied FTITI d'avoir accepté d'être rapporteurs de ma thèse.

Je remercie M. Benoît MULKAY et M. Adrien NGUYEN-HUU pour leurs remarques et conseils très précieux qui m'ont permis d'avancer.

Je remercie mes amis et mes collègues doctorants avec qui je travaillais et j'échangeais pendant ma thèse : Boumediene SOUIKI, Ayad ASSOIL, Walid BALAMANE, Ka NDENE, Mehdi MOUHTADI et tous les autres que j'ai rencontrés.

Je voudrais enfin témoigner ma grande reconnaissance à ma femme Kristina pour son soutien qui m'a toujours permis de surmonter les jours les plus difficiles et continuer d'avancer.

Résumé

La Russie, l'un des grands pays exportateurs de pétrole, est très vulnérable aux fluctuations du prix du pétrole. Cette thèse a pour objectif d'explorer l'impact du prix du pétrole sur les performances de l'économie de la Russie décrites par plusieurs variables (production industrielle, taux de chômage, inflation, indice boursier RTS, et rouble).

Afin d'atteindre cet objectif, nous ferons appel aux méthodologies économétriques à la fois dans un cadre linéaire et non-linéaire. Nous commencerons ainsi par tester la présence de relation de cointégration linéaire, et/ou estimer des modèles VAR, et le cas échéant recourir à la cointégration à seuil pour modéliser les non linéarités de la relation entre les variables économiques citées ci-dessus.

Ainsi, en cas de détection d'une cointégration à seuil, un modèle VECM à seuil permet de prendre en compte les seuils de présence de plusieurs régimes. Les coefficients des termes d'erreur des modèles VECM à seuils inhérents à chaque régime permettent de mieux expliquer l'ajustement vers la relation d'équilibre comparativement aux modèles VECM classiques à un seul régime. D'autre part, les modèles à changement de régimes permettent de détecter les différents régimes présents dans la structure des variables analysées ; la transition d'un régime vers l'autre étant décrite par une matrice de probabilité. Enfin, l'analyse en ondelettes qui analyse le comportement des variables dans un domaine temps-fréquence, nous permet une analyse plus fine de la complexité et de la non linéarité des liens pouvant exister entre les différentes variables étudiées.

Grâce à toutes ces méthodologies, nous avons pu effectuer une analyse approfondie de l'économie de la Russie, et de mieux comprendre les relations et les interdépendances pouvant exister entre les variables décrivant les performances de cette économie.

Summary

Russia, one of the major oil exporting countries, is very vulnerable to fluctuations in the price of oil. This thesis aims to explore the impact of the oil price on the performance of the Russian economy described by several variables (industrial production, unemployment rate, inflation, RTS stock index, and ruble).

In order to achieve this goal, we will use econometric methodologies in both a linear and a non-linear framework. We will start by testing the presence of linear cointegration relation, and / or estimating VAR models, and if necessary, resorting to threshold cointegration to model the nonlinearities of the relation between the economic variables mentioned above.

Thus, in the case of detection of a threshold cointegration, a threshold VECM model makes it possible to take into account the thresholds and the presence of several regimes. The coefficients of the error terms of the threshold VECM models inherent in each regime can better explain the fit to the equilibrium relationship compared to conventional single-regime VECM models. On the other hand, regime change models allow detection of the different regimes present in the structure of the analyzed variables; the transition from one regime to another is described by a probability matrix. Finally, wavelet analysis, which analyzes the behavior of variables in a time-frequency domain, allows us a more detailed analysis of the complexity and non-linearity of the links that may exist between the different studied variables.

Thanks to all these methodologies, we were able to carry out an in-depth analysis of the Russian economy, and to better understand the relationships and interdependencies that may exist between the variables describing the performance of this economy.

Table des matières

Table des matières **4**

Introduction générale **11**

Chapitre 1. Le rôle du pétrole dans l'économie de la Russie **19**

Section 1. Présentation de l'économie russe. *22*
A. La richesse de la Russie en ressources naturelles 24
B. L'industrie de la Russie 24
C. Les marchés financiers de la Russie 28

Section 2. Le secteur pétrolier en Russie *33*
A. Les régions de production 34
B. Les exportations 35
C. La contribution du pétrole au budget de la Russie 38

Chapitre 2. Impact du prix du pétrole sur l'économie de la Russie : Revue de littérature et méthodologies d'analyse **45**

Section 1. Revue de littérature. *46*
A. Le lien entre le prix du pétrole et les marchés financiers 46
B. L'influence du prix du pétrole sur les variables macroéconomiques 52

Section 2. Méthodologies d'analyse des séries temporelles *54*
A. Les tests de racine unitaire : 54
B. La théorie de la cointégration 75
C. Les modèles à seuils (TAR, STAR) : 93

Chapitre 3. Impact du prix du pétrole sur les sphères réelle et financière de la Russie **113**

Section 1. La relation entre l'indice RTS et les indicateurs macroéconomiques de la Russie *114*
A. La relation entre l'indice RTS et l'indice de production industrielle 115
B. L'impact des variables macroéconomiques sur l'indice RTS 126

Section 2. La relation entre le prix du pétrole, les indicateurs macroéconomiques de la Russie *140*
A. Relation entre le prix de pétrole, l'indice boursier RTS et le taux de change du rouble : 141
B. Impact du prix de pétrole sur la sphère réelle de la Russie 183

Chapitre 4. Impact du pétrole sur l'économie de la Russie : Extension non linéaire **198**

Section 1. Les modèles à seuil : modèles TAR *199*
Le modèle à seuils SETAR à changement brusque : 204
I.2.1. Indice de production industrielle : 206
I.3. Nature de la transition pour le rouble et le RTS. 221

Section 2. Les modèles à changement de régime markoviens (Regime switching models) *225*
Section 3. Analyse temps-fréquence : Approche par les ondelettes *237*

Conclusion générale **249**

Bibliographie **257**

Annexes **267**

Figure 1. Production de pétrole en Russie 27
Figure 2. L'évolution de l'indice MOEX 29
Figure 3. L'évolution de l'indice RTS 30
Figure 4. Bassins pétroliers de la Russie. 34
Figure 5.Ressources pétrolières de la Russie, infrastructure et gisements. 35
Figure 6. L'évolution de l'extraction et de l'export du pétrole russe (en milliers de tonnes) 37
Figure 7. L'évolution du taux d'export du pétrole russe 37
Figure 8. Les revenus du budget russe, 2006-2019. 39
Figure 9. Les revenus du pétrole et du gaz en Russie en 2019 40
Figure 10. Le contrat futures (Source: https://www.ig.com/fr/matieres-premieres/petrole/comment-negocier-le-petrole#information-banner-dismiss) 42
Figure 11. L'évolution du prix du pétrole Brent (2000-2019) 42
Figure 12.Arbre de décomposition d'une ondelette à un niveau J (J level) 110
Figure 13. L'indice de production industrielle et l'indice RTS. 116
Figure 14. La date de rupture de l'indice de production industrielle 118
Figure 15. La date de rupture de l'indice RTS 119
Figure 16. Fonction de réponse impulsionnelle. 123
Figure 17. L'évolution de l'indice RTS, du IPC, de l'Import, des Exportations, du Taux de chômage. 127
Figure 18. Le test de ruptures de Bai-Perron (RTS, taux de chômage, export) 129
Figure 19. Le test de ruptures de Bai-Perron (import, CPI) 130
Figure 20.Relations entre le prix du pétrole (BRENT) et le taux de change du rouble 142
Figure 21. Les évolutions du prix du pétrole (Brent) et de l'indice RTS 142
Figure 22.L'évolution du prix du pétrole non stationnaire en niveau et stationnarisé en différence première 144
Figure 23.Le rouble-dollar, en niveau et en différence première 145
Figure 24.L'indice RTS, en niveau et en différence première 146
Figure 25.Le modèle GARCH du pétrole et du RTS 149
Figure 26.Le modèle GARCH du pétrole et du rouble 149
Figure 27. Prix du pétrole BRENT, l'indice RTS et le Rouble/USD. 151
Figure 28 . Les séries Brent, RTS, Rub/Usd différentiées. 152
Figure 29.Fonction de réponse impulsionnelle (RTS- Brent) 157
Figure 30.Fonction de réponse impulsionnelle 162
Figure 31.Fonction de réponse impulsionnelle (RTS-Brent) 164
Figure 32.Fonctions de réponses impulsionnelles (BRENT vs Rouble) 169
Figure 33.Fonction de réponse impulsionnelle 174

Figure 34.Analyse de la fonction de réponse impulsionnelle (BRENT vs Rouble)..... 176
Figure 35.L'évolution des variables (Brent, Production, CPI, Import, Export, Chômage) 183
Figure 36. La réponse impulsionnelle (Indice de production, Brent)..... 192
Figure 37. La réponse impulsionnelle (Export, Brent)..... 194
Figure 38. La réponse impulsionnelle (Import, Brent)..... 196
Figure 39. Les fonctions de transition logistique et exponentielle en fonction des valeurs de gamma (γ) 202
Figure 40. Indice de production industrielle de la Russie 207
Figure 41. L'indice de production industrielle avec les ruptures..... 210
Figure 42. Le point de rupture dans l'indice de production..... 211
Figure 43.L'évolution du rendement du prix pétrolier en fonction des seuils. 215
Figure 44.L'évolution du rendement du cours du Rouble, et du prix du pétrole avec des seuils 219
Figure 45. L'évolution du rouble, de l'indice RTS, de l'indice de production en fonction du prix du pétrole Brent..... 227
Figure 46. Les probabilités des régimes du rouble..... 230
Figure 47. Les probabilités de transition du RTS..... 233
Figure 48. Les probabilités de transition de l'indice de production..... 235
Figure 49. Les résidus du modèle..... 238
Figure 50.Les résidus (ECT2) de l'estimation de la relation BRUT-PIB 239
Figure 51.la fonction de réponse impulsionnelle BRENT vs PIB russe 241
Figure 52.Décomposition de la variance de l'erreur de prévision BRENT vs PIB russe 241
Figure 53.Décomposition en ondelettes du BRENT 243
Figure 54.Décomposition en ondelettes du BRENT 243
Figure 55. Le filtre Hodrick-Prescott 245
Figure 56. PIB russe extrait par le filtre des ondelettes et le filtre de Hodrick-Prescott (1997). 246
Figure 57. BRENT extrait par le filtre des ondelettes et le filtre de Hodrick-Prescott (1997). 246

Tableau 1. La composition de l'indice MOEX 29
Tableau 2. Les caractéristiques de l'indice RTS 31
Tableau 3. Composition sectorielle l'indice RTS 31
Tableau 4. TOP 10 des entreprises de l'indice RTS 32
Tableau 5. Les 10 plus grands importateurs du pétrole russe en 2018 36
Tableau 6.Les valeurs critiques du Test d'Elliott-Rothenberg-Stock 58
Tableau 7. Les valeurs critiques du test KPSS 59
Tableau 8. Les valeurs critiques de test de Schmidt-Phillips 60
Tableau 9.Interprétation temps-fréquence 111
Tableau 10. Test de racine unitaire (RTS, indice de production) 117
Tableau 11.Test de Zivot-Andrews, Indice de production, Indice RTS 118
Tableau 12. Résultats du Test de Lee et Strazicich (2003) 120
Tableau 13. Les valeurs critiques du test Lee-Strazicich 120
Tableau 14. Test de cointégration d'Engle-Granger (RTS- Indice de Production) 121
Tableau 15. Test d'ADF sur les résidus 121
Tableau 16.Estimation d'un modèle à correction d'erreur 122
Tableau 17.Test de causalité au sens de Granger 123
Tableau 18.Décomposition de la variance de l'erreur de prévision. 124
Tableau 19. Test de Keenan (1985) 125
Tableau 20.Test de Hansen et Seo 125
Tableau 21. Test ADF 128
Tableau 22. Test de rupture structurelle 128
Tableau 23. Test de Terasvirta (1994) 131
Tableau 24. Test de Keenan (en niveau) 132
Tableau 25. Test de Keenan (en différence première) 132
Tableau 26.Estimation de relation entre l'indice RTS et le taux de chômage 133
Tableau 27.Estimation de relation entre l'indice RTS et le taux de chômage (avec tendance) 133
Tableau 28. Test d'ADF sur les résidus 134
Tableau 29.Estimation de la relation entre l'indice RTS et les exportations 134
Tableau 30. Test d'ADF sur les résidus 134
Tableau 31.Estimation de la relation entre l'indice RTS et les importations 135
Tableau 32. Test d'ADF sur les résidus 135
Tableau 33.Estimation de la relation entre l'indice RTS et l'indice des prix à la consommation 136
Tableau 34. Test d'ADF sur les résidus 136
Tableau 35.Test de causalité de Granger 137
Tableau 36.Test de cointégration de Hansen et Seo 138
Tableau 37.Estimation d'un modèle TVECM entre l'indice RTS et les exportations 139
Tableau 38.Tests de racine unitaire du prix du pétrole en données journalières (* désigne la stationnarité) 143
Tableau 39.Tests de racine unitaire du cours du rouble/dollar en données journalières (* désigne la stationnarité). 144
Tableau 40. Tests de racine unitaire 146
Tableau 41. Le modèle GARCH du rouble 147

Tableau 42. Le modèle GARCH du prix de pétrole 148
Tableau 43.Le modèle GARCH de l'indice RTS..... 148
Tableau 44.Test de racine unitaire ADF..... 152
Tableau 45.Test de Zivot-Andrews (* indique la stationnarité). 153
Tableau 46. Test ZA, diff=1 (* indique la stationnarité)..... 153
Tableau 47.Estimation de la relation de long terme 154
Tableau 48.Test de Dickey-Fuller sur les résidus..... 154
Tableau 49.Estimation de la relation de long terme 155
Tableau 50.Test de Dickey-Fuller sur les résidus..... 155
Tableau 51.Test de cointégration de Johansen (RTS-Brent)..... 155
Tableau 52.Sélection du nombre de retards (DLRTS, DLBRENT)..... 156
Tableau 53.Estimation d'un modèle VAR 156
Tableau 54.Test de causalité de Granger (RTS-Brent)..... 157
Tableau 55.Test de Quandt-Andrews de rupture inconnue 159
Tableau 56.Test de rupture structurelle de Bai-Perron..... 159
Tableau 57. Test de cointégration de Johansen 160
Tableau 58.Estimation du modèle VAR..... 160
Tableau 59. Causalité de Granger 161
Tableau 60.Estimation de la relation de long terme 162
Tableau 61.Test de Dickey-Fuller sur les résidus..... 163
Tableau 62. Estimation d'un modèle VAR 163
Tableau 63. Causalité de Granger (RTS-Brent) 164
Tableau 64.Estimation de la relation de long terme 165
Tableau 65.Test de Dickey-Fuller sur les résidus..... 166
Tableau 66.Estimation d'un modèle VAR (RTS-Brent) 166
Tableau 67. Causalité de Granger (RTS- Brent) 166
Tableau 68.Estimation de la relation de long terme 167
Tableau 69.Test de Dickey-Fuller sur les résidus..... 167
Tableau 70.Estimation d'un modèle à correction d'erreur 168
Tableau 71. Test Causalité au sens de Granger 168
Tableau 72. Test de ruptures structurelles de Bai-Perron (1997) 169
Tableau 73.Estimation de la relation de long terme 170
Tableau 74.Test de Dickey-Fuller sur les résidus..... 170
Tableau 75.Estimation d'un modèle VAR 171
Tableau 76. Test Causalité au sens de Granger 171
Tableau 77.Estimation de la relation de long terme 172
Tableau 78.Test de Dickey-Fuller sur les résidus..... 172
Tableau 79.Estimation d'un modèle à correction d'erreur 172
Tableau 80. Test Causalité au sens de Granger (Rouble-Brent)..... 173
Tableau 81.Estimation de la relation de long terme 175
Tableau 82.Test de Dickey-Fuller sur les résidus..... 175
Tableau 83.Estimation du modèle VAR (Rouble-Brent) 175
Tableau 84. Test Causalité au sens de Granger (Rouble-Brent)..... 176
Tableau 85.Estimation de la relation de long terme 178
Tableau 86.Test de Dickey-Fuller sur les résidus..... 178

Tableau 87.Estimation d'un modèle VAR 178
Tableau 88.Test de causalité au sens de Granger 179
Tableau 89. Test de linéarité de White 180
Tableau 90. Test de linéarité de Terasvirta 181
Tableau 91.RESET test 181
Tableau 92. Test de linéarité de Keenan 182
Tableau 93.Statistiques descriptives 184
Tableau 94.Test de racine unitaire ADF (* indique la stationnarité à 5%) 184
Tableau 95. Le choix de retard 185
Tableau 96.Test de cointégration de Johansen 185
Tableau 97. Test de cointégration à seuil de Hansen et Seo (2002) 187
Tableau 98.Le modèle TVECM (CPI, Brent) 187
Tableau 99. Le modèle TVECM (Chômage, Brent) 188
Tableau 100. Le modèle VECM (Indice de production, Brent) 190
Tableau 101.Le test de Granger (Indice de production, Brent). 190
Tableau 102. Le modèle VECM (Export, Brent) 193
Tableau 103. Test de Granger (Export, Brent) 194
Tableau 104. Le modèle VECM (import, Brent) 195
Tableau 105. Test de Granger (Import, Brent) 196
Tableau 106. Test de Chow 209
Tableau 107. Le nombre de ruptures avec les RSS et BIC correspondants 210
Tableau 108. Test de linéarité 212
Tableau 109. Test de linéarité et d'évaluation du modèle 212
Tableau 110. Estimation du modèle ESTAR (Indice de Production) 213
Tableau 111. Test de Hansen appliqué au Brent 213
Tableau 112.Modèle SETAR du prix du Brent 214
Tableau 113.Les seuils du modèle SETAR du prix du pétrole Brent 215
Tableau 114. Les paramètres statistiques du modèle. 216
Tableau 115.Test de Hansen du rouble 217
Tableau 116. Modèle SETAR du cours du Rouble 218
Tableau 117.Les paramètres statistiques du modèle 220
Tableau 118.Les tests de linéarités 221
Tableau 119. Le modèle ESTAR (Rouble-Brent) 222
Tableau 120. Test de linéarité 223
Tableau 121. Le modèle LSTAR 223
Tableau 122. La statistique descriptive des séries étudiées, 01/2000-12/2019 226
Tableau 123.Test de Dickey-Fuller Augmenté (*: les variables stationnaires) 227
Tableau 124.Le modèle Markov-Switching, Rouble/Dollar 228
Tableau 125. La matrice de transitions du rouble 229
Tableau 126. Le modèle Markow-Switching, l'indice RTS 232
Tableau 127 .La matrice de transitions, RTS 232
Tableau 128. Le modèle MS de l'indice de production. 234
Tableau 129. La matrice des probabilités de transition de l'indice de production. 235
Tableau 130.Estimation de la relation de long terme entre PIB et BRENT 237

Tableau 131. Estimation de la relation de long terme entre PIB et BRENT (Test d'ADF sur les résidus) 237
Tableau 132. La 2ème estimation de la relation entre BRUT et PIB russe 238
Tableau 133.Estimation d'un modèle à correction d'erreur 239
Tableau 134.Sélection du nombre de retards dans le cadre d'un modèle VAR 240
Tableau 135.Test de Granger BRENT vs PIB russe 240
Tableau 136. Test de causalité de Granger 244
Tableau 137. Test de Granger 247
Tableau 139. Test ADF 273
Tableau 140. Les valeurs critiques d'Elliot-Rothenberg-Stock 273
Tableau 141. Test ERS 274
Tableau 142. Les valeurs critiques du test KPSS 274
Tableau 143. Test KPSS 274
Tableau 144. Test de Phillips-Perron 274

Introduction générale

La Russie est l'un des plus grands pays producteurs et exportateurs de pétrole au monde. Les recettes d'exportation du pétrole ont un impact considérable sur plusieurs variables macroéconomiques et financières (la balance des paiements, la performance des indices boursiers, le taux de change, le produit intérieur brut et le budget de l'Etat).

Mais, l'effet le plus spectaculaire a eu lieu au niveau de la baisse de la dette publique, l'un des problèmes économiques majeurs de l'ère Eltsine. En effet, la croissance exponentielle des revenus provenant des exportations d'hydrocarbures a ainsi permis de combattre efficacement l'accumulation des dettes de l'État russe qui a eu lieu durant l'ère Eltsine. En effet, entre 1998 et 2003, l'endettement public s'est réduit de façon spectaculaire : d'environ 110 % du PIB russe en 1998, la dette publique a été réduite à moins de 40 % de la richesse nationale de la Russie cinq ans plus tard. Elle ne dépasse guère actuellement les 13 % du PIB russe.

Néanmoins, les performances de l'économie russe est devenue de plus en plus dépendante des exportations d'hydrocarbures durant les vingt dernières années. Cette forte exposition au prix international du pétrole rend l'économie russe très vulnérable à la volatilité des marchés des matières premières en particulier à la dynamique du prix du pétrole.

L'objet de cette thèse est d'analyser les relations qui peuvent exister entre le prix du pétrole et les variables macroéconomiques de la Russie. Il s'agit en particulier d'explorer les liens entre le prix international du pétrole et le PIB de la Russie comme variable qui mesure les performances de la sphère réelle. D'autre part, on étudiera les liens entre le prix du pétrole et la sphère financière approximée par l'indice boursier russe (RTS) ainsi que le taux de change du la monnaie de la Russie (le Rouble).

Le cadre empirique de notre analyse est celui de la théorie de la cointégration et des modèles VAR. Nous rappelons que la cointégration consiste à analyser l'existence possible d'une relation de long terme entre des variables économiques (l'équilibre), vers lequel elles vont converger après une déviation de court terme à la suite d'un éventuel choc. Afin de capter les non-linéarités pouvant exister dans les relations entre les variables analysées, une extension vers la cointégration à seuil ou vers le changement de régime markovien sera proposée.

La littérature empirique sur l'impact du pétrole sur le PIB, sur le taux de change et sur les indices boursiers est très volumineuse. Elle a analysé ces liens sur plusieurs pays et sur différentes périodes historiques et a fait appel à une large panoplie de méthodologies économétriques.

Ainsi, Brown et al. (1995) ont utilisé un modèle VAR pour évaluer les canaux de transmission par lesquels les chocs pétroliers affectent l'inflation et l'économie des Etats-Unis. Leur résultat indique qu'un choc du prix de pétrole entraîne un effet transitoire sur le PIB réel, mais l'effet sur le niveau des prix est permanent et croît dans le temps. L'impact des chocs pétroliers sur l'économie dépend beaucoup de la fonction de réaction de la politique monétaire (Bernanke et al, 1997).

Hooker (2002) affirme que la littérature traditionnelle ignore la preuve que les prix du pétrole ont non seulement des effets asymétriques et non linéaires sur l'activité réelle, mais il existe aussi des instabilités structurelles dans ces relations. En estimant un modèle qui tient compte des non-linéarités et des ruptures structurelles, il a constaté que les chocs pétroliers ont largement contribué à l'inflation jusqu'en 1981, mais depuis lors l'augmentation des prix de pétrole a eu peu d'impact.

Cavallo (2008), en utilisant un modèle similaire, a également atteint la même conclusion pour la zone Euro, le Canada et la Grande-Bretagne.

LeBlanc et Chinn (2004) ont utilisé un modèle similaire pour examiner le lien entre le prix du pétrole et l'inflation dans les pays du G5. Leurs résultats indiquent que l'augmentation des prix du pétrole n'a eu vraisemblablement qu'un effet modeste sur l'inflation. Une conclusion similaire a également été obtenue par Walton (2006), Nakov et Pescatori (2007) et Schmidt et Zimmermann (2007). L'intensité de la concurrence aurait pu ralentir ou limiter la répercussion de l'augmentation des prix du pétrole sur les consommateurs.

Blanchard et Gali (2007) ont mis en évidence que les effets macroéconomiques du prix du pétrole ont changé en partie parce que les chocs pétroliers ont coïncidé avec de grands chocs de nature différente. En utilisant un modèle VAR structurel, pour les années d'avant le 1984 et après le 1984, ils ont montré que la réaction de l'inflation aux variations du prix de pétrole a été plus faible au cours de la période post-1984. Une part plus faible qu'auparavant du pétrole dans la production industrielle et l'amélioration en termes de la

conduite la politique monétaire depuis le début des années 1980 sont en partie responsables de la faible réponse de l'inflation aux chocs pétroliers durant la période post-1984.

Trehan (2005) a montré que les relations historiques entre le prix du pétrole et l'inflation se sont détériorées depuis le milieu des années 1980. Cela s'explique en partie par la réaction vigoureuse de la réserve fédérale américaine (Fed) qui a pu neutraliser l'effet des chocs pétroliers sur l'inflation et a provoqué un changement dans les anticipations d'inflation. Selon l'auteur, les changements récents dans les prix du pétrole sont peu susceptibles de provoquer une inflation élevée dans l'avenir.

Kliesen (2008), en utilisant une technique de prévision, a montré qu'une augmentation permanente du prix du pétrole en 2008 aurait un effet négatif significatif sur la production. Cependant, l'effet sur l'inflation est minime, principalement en raison de la crédibilité des banquiers centraux qui conduisent la politique monétaire.

Mork (1994) a discuté des divers canaux par lesquels les chocs pétroliers peuvent affecter la macroéconomie. Ces canaux sont :

1) le prix de l'importation par le biais des termes de l'échange ;

2) le prix des matières premières par la fonction de production ou l'effet sur la décision d'investissement ;

3) le choc au niveau des prix agrégés qui réduit les soldes monétaires réels ; et

4) le choc relatif des prix qui nécessite une réaffectation coûteuse des ressources entre les secteurs.

En ce qui concerne les travaux de recherche empirique qui ont étudié le lien entre le prix du pétrole et l'économie de la Russie, nous pouvons nous référer à plusieurs auteurs.

Ainsi, Perifanis et al. (2017) ont réalisé une étude économétrique sur la dépendance de l'économie russe par rapport à l'évolution du prix du pétrole. Ils ont montré qu'à long terme, le PIB de la Russie dépend du prix de pétrole Brent, mais il dépend aussi des autres fondamentaux économiques. Les auteurs ont également essayé de répondre à la question selon laquelle l'économie de la Russie soit soumise à syndrome hollandais (Dutch disease). Ce concept a été utilisé à partir des années 30 pour désigner les conséquences néfastes provoquées par une augmentation significative des exportations de ressources naturelles par les Pays-Bas. Le syndrome hollandais, aussi connu sous le nom de la

malédiction des ressources naturelles, est un état d'une économie économique où l'exploitation de ressources naturelles dont elle est bien dotée provoque une chute voire une disparition de l'industrie manufacturière. En effet, L'exportation de ressources naturelles donne naissance à des recettes qui provoquent une appréciation de la monnaie locale. Ce qui permet d'importer des biens manufacturés de l'étranger puisqu'il devient plus avantageux de les importer que de les produire localement.
Perifanis et al. (2017) n'ont pas pu mettre en évidence la présence d'un syndrome hollandais, mais ont juste montré une forte dépendance de l'économie de la Russie au prix du pétrole.

Izatov (2015) a analysé l'impact du prix de pétrole sur le taux de change effectif réel et le taux d'inflation de la Russie de 1995 à 2015 et a mis en évidence la présence d'une relation de cointégration entre l'activité économique, le taux de change et le prix de pétrole en Russie. Cependant, il n'a pas trouvé de relation de cointégration du prix du pétrole avec l'inflation. Les résultats suggèrent que la croissance du prix de pétrole, ainsi que la dévaluation du taux de change du rouble russe, soutiennent substantiellement l'activité économique de la Russie. L'inflation n'a aucun effet sur l'activité économique de la Russie à long terme.
Lucey et Voronkova (2005) ont examiné les liens entre les indices du marché boursier de la Russie et les marchés boursiers des pays développés, et ont exploré en particulier le changement de ces liens à la suite la crise financière russe de 1998. Le test de Johansen-Juselius n'a pas mis en évidence une présence d'une relation de cointégration entre l'indice boursier russe et les autres indices boursiers internationaux étudiés. Par contre, selon les résultats du test de Gregory-Hansen, le marché russe a bien été cointégré avec les marchés de l'UE, du Royaume-Uni et des Etats-Unis. Ces résultats suggèrent que la crise asiatique de 1997-1998 n'avait pas eu d'effet sur la stabilité des liens entre le marché boursier de la Russie et les marchés boursiers des pays développés. Cependant, la crise russe de 1998 a provoqué un changement dans cette relation à long terme. Les tests de Gregory-Hansen ont montré que jusqu'au milieu de l'année 1998 (avant la crise russe) le marché boursier russe restait isolé, tandis qu'après la crise (Août 1998) les co-mouvements de long terme avec les marchés boursiers développés sont devenus plus forts. Cependant, toutes les autres analyses (McCabe-Leybourne-Harris, les tests de

cointégration non-paramétriques de Breitung) mises en œuvre dans l'étude n'ont pas pu révéler des relations de cointégration sur toute la période de 1994-2004 et la période d'après la crise de 1998.

Anatolyev (2006) a étudié l'influence des facteurs macroéconomiques, financiers, nationaux et internationaux sur les rendements du marché boursier russe de 1995 à 2004. Ainsi, l'effet de l'augmentation du prix de pétrole s'est avéré significativement positif sur les rendements du marché boursier russe après la crise financière de 1998. Quant au taux de change du rouble russe, la dévaluation a affecté négativement le marché boursier russe pendant la crise de 1998, mais cet effet est devenu presque nul à la fin de cette crise. Anatolyev (2006) parle d'instabilité structurelle du marché boursier qui selon lui n'a pas être exclusivement causée par la crise financière de 1998.

Rautava (2002) a analysé le rôle du prix de pétrole sur le taux de change réel en Russie. L'auteur a analysé la relation entre le prix du pétrole et le taux de change réel, le PIB et les revenus fiscaux. Il a trouvé qu'il existe une relation directement proportionnelle entre le prix du pétrole et le PIB et une relation inversement proportionnelle entre le pétrole et le cours rouble-dollar. En effet, il a été constaté qu'à long terme, une augmentation (diminution) permanente de 10% des prix internationaux du pétrole est associée à une croissance (baisse) de 2,2% du PIB russe. D'autre part, une appréciation réelle (dépréciation) de 10% du rouble est associée avec une baisse (augmentation) de 2,4% du PIB à long terme.

L'une des faiblesses fondamentales des études empiriques sus-mentionnées est qu'elles soient basées sur méthodes linéaires. L'hypothèse de linéarité peut être insuffisante pour expliquer la complexité des liens entre les variables économiques étudiées, en particulier l'impact du prix du pétrole sur ces variables. Par conséquent, nous faisons appel à la modélisation non-linéaire parce que l'approche linéaire a montré des limites dans l'analyse de la dynamique des relations entre le prix du pétrole et les variables macroéconomiques (PIB, taux de change, indices boursiers …etc).
Gouriéroux, Scaillet et Szafarz (1997) insistent sur le fait que la méthodologie relative aux marchés financiers doit être capable de traiter les non-linéarités qui sont fréquentes

sur les marchés boursiers. On rencontre les non-linéarités au niveau théorique qui sont dûes à la nature des produits financiers, et celles au niveau empirique lorsqu'on réalise les estimations et la prévision. Les auteurs trouvent cinq types de non-linéarités en économétrie financière :

• *Non-linéarités dans la prévision des variables.* L'évaluation du risque d'un titre ou d'un portefeuille suppose le calcul de la prévision du carré des rentabilités de ce titre ou du portefeuille, ce qui est une variable non-linéaire.

• *Non-linéarités des formules de prévision.* Sur le marché des options, la relation existante entre le prix d'une option européenne et le prix du sous-jacent est souvent non linéaire.

• *Non-linéarités dans les paramètres*. Ce type de non-linéarités prouve l'importance d'analyser les propriétés statistiques des séries.

• *Non-linéarités dans les dynamiques de prix*. L'existence de relations non-linéaires entre les valeurs présentes et passées des séries de rentabilités boursières permet de mettre en avant les processus à non-linéarités en moyenne et les processus à non-linéarités en variance.

• *Non-linéarités des stratégies de gestion de portefeuille et des risques.* On emploie les procédures sophistiquées ayant pour but de minimiser le risque et maximiser les profits.

Lardic et Mignon (2004) trouvent que les modèles ARMA se révèlent insuffisants dans le domaine financier. Ces modèles sont basés sur la combinaison linéaire des valeurs passées et présentes de la variable endogène et d'un bruit blanc. Les séries financières sont caractérisées par des dynamiques non-linéaires et une volatilité variable au cours du temps. On associe deux inconvénients principaux aux processus ARMA :

• L'incapacité de capter les phénomènes d'asymétrie des séries financières qui sont dûs aux cycles économiques, aux coûts d'ajustement, aux rigidités, aux ruptures de forte amplitude.

• L'incapacité d'exploiter complètement l'information contenue dans les séries temporelles, dû à la non prise en compte des moments d'ordre supérieur aux deux premiers moments (moyenne, variance). Ce qui ne permet pas d'analyser de manière optimale les séries temporelles.

Ces limites justifient, d'un point de vue économétrique, le recours aux modèles non linéaires dont les plus célèbres sont des processus à non-linéarités en moyenne qu'on appelle les modèles à seuil.

Les modèles à seuil sont employés du fait de leur grande capacité à prendre en compte des phénomènes d'asymétrie et de ruptures structurelles. Les modèles à seuil les plus utilisés sont les modèles SETAR (Self Exciting Threshold Auto - regressive) et STAR (Smooth Transition Autoregressive), développé par Luukkonen, Saikkonen et Teräsvirta (1988), Luukkonen et Teräsvirta (1991) et Teräsvirta et Anderson (1992).

Dans un modèle SETAR à plusieurs régimes, le processus change de régime de manière brusque, tandis que dans les modèles STAR le processus est régi par une transition douce. En recherche empirique, les modèles STAR ont été étudiés pour étudier les cycles économiques ou les variables macroéconomiques et financières.

Signalons que les non-linéarités présentes dans les séries temporelles peuvent provenir de ruptures structurelles.

Une rupture structurelle, ou changement structurel, est un changement brusque dans une série chronologique qui peut conduire à des erreurs de prévision et à un manque de fiabilité du modèle en général. Ce problème a été popularisé par David Hendry, qui a soutenu que le manque de stabilité des coefficients causait fréquemment des erreurs de prévision. Il est donc impératif de tester régulièrement la stabilité structurelle, c'est-à-dire l'invariance temporelle des coefficients de régression, qui constitue est un problème majeur des modèles de régression linéaire.

De nombreux auteurs se sont intéressés à l'analyse des ruptures structurelles. Le Bihan (2004) a étudié les ruptures du PIB français afin d'évaluer la croissance tendancielle.

Hansen (2001) a analysé les ruptures dans la productivité de la force de travail aux Etats-Unis.

Nous pouvons noter qu'il existe peu de travaux sur l'économie de la Russie qui ont pris en compte la présence éventuelle de ruptures structurelles. En effet, il existe de nombreux travaux qui se sont intéressés à l'impact du prix du pétrole sur les marchés boursiers et sur l'économie russe. L'ensemble de ces travaux a été réalisé selon l'approche de modélisation linéaire et très peu d'entre eux se sont intéressés à l'approche non-linéaire qui prend en compte des ruptures structurelles éventuelles. Une telle analyse est d'autant

plus importante qu'elle permet de revisiter les résultats des études réalisées sur les liens entre le prix du pétrole, les marchés boursiers et le PIB de la Russie.

Nous soutenons, dans ce le cadre de cette thèse que l'analyse de l'impact du prix du pétrole sur l'économie de la Russie peut être approfondie par la prise en compte des ruptures structurelles et des non-linéarités des séries temporelles représentant cette économie. En effet, le recours aux méthodes économétriques non linéaires permet de mieux appréhender la dynamique ces séries temporelles et des relations qu'elles peuvent établir entre elles.

Afin d'atteindre cet objectif, nous proposons une analyse en trois chapitres.

Dans un premier chapitre, nous mettons en évidence le rôle central que joue le secteur des hydrocarbures en général et du pétrole en particulier au sein de l'économie de la Russie.

Le deuxième chapitre sera consacré à la revue de la littérature relative à l'influence du prix de pétrole sur un ensemble de variables macroéconomiques décrivant l'économie de la Russie (indices boursiers, taux de change du rouble, PIB…etc).

Dans le troisième chapitre, nous étudierons l'impact du prix de pétrole sur la sphère réelle et financière de la Russie ainsi l'interdépendance entre deux sphères. Ce qui nous permet d'émettre des recommandations de politique économique pour la Russie.

Chapitre 1. Le rôle du pétrole dans l'économie de la Russie

Introduction :

A la suite de l'effondrement de l'Union des républiques socialistes soviétiques (URSS) le 26 décembre 1991, la fédération de Russie a été fondée en 1991. La fédération de Russie a hérité d'une économie qui s'est profondément affaiblie depuis les années 80, et d'un niveau de vie des ménages russes qui a subi une chute vertigineuse.

Afin de réaliser un redressement de l'économie, le premier président de la Russie post-soviétique Boris Eltsine a entamé une transition vers l'économie de marché. Cette transition a consisté en la création d'un cadre législatif très incitatif pour attirer les investissements du secteur privé. La planification dirigiste et centralisée de l'économie a cédé la place à un mode de fonctionnement s'inspirant des thèses libérales. Ainsi, appuyés par les instances internationales (FMI, BERD, etc.), les autorités russes ont mené une libéralisation rapide des prix et du commerce, ainsi que des politiques de stabilisation de l'inflation. Elles ont également procédé à des privatisations massives de sorte qu'à partir de 1992, la Russie privatisa plus de 50 % des entreprises du secteur public (112 625 entreprises d'État).

La transition rapide vers une économie de marché a provoqué un effondrement total de l'économie durant les années 90. En effet, Le PIB de la Russie a été divisé par deux en quelques années. L'ouverture des marchés des capitaux et l'accumulation de dettes en dollars a provoqué l'effondrement du système financier russe qui s'est traduit par une crise financière majeure en 1998.

Ce qui a aggravé la situation d'une large partie de la population. On a assisté à une apparition massive du chômage et à une augmentation spectaculaire de la pauvreté.

Les privatisations, en absence de réglementations qui garantissent une bonne gouvernance des entreprises privatisées, ont incité ceux qui parvenaient à prendre le contrôle d'une firme à voler les actionnaires, en pillant les actifs des entreprises.

Lorsque la présidence de Boris Eltsine toucha à sa fin, l'économie russe était à un plus bas historique. En moyenne, le PIB de la fédération de Russie a baissé de 7,5 % par an entre 1990 et 1998, provoquant une chute d'environ 45% en moins de 10 ans.

Le désordre économique et l'instabilité politique se sont prolongés jusqu'à l'arrivée au pouvoir de Vladimir Poutine en 2000. Le nouveau président de la fédération de Russie s'est donné pour objectif de rétablir l'autorité de l'État par le biais d'un régime présidentiel fort et surtout de créer les conditions d'une sortie de l'économie russe de sa crise chronique et retrouver le chemin d'une croissance économique forte.

Ainsi, entre 2000 et 2008, la Russie a connu une croissance économique importante puisqu'elle a enregistré l'un des taux de croissance du PIB les plus élevés du monde ; en moyenne 7% par an. Ce qui a permis une hausse spectaculaire des revenus réels des ménages russes qui s'est traduit par une augmentation de leur niveau de vie.

Mais, Cette dynamique économique a été interrompue par la crise économique et financière de 2008 qui a fait plonger le pays dans une récession de près de -8% en 2009. L'économie russe a retrouvé le chemin de la croissance (autour de 4% par an) en 2010 et 2011 grâce à la reprise des prix du pétrole et à l'augmentation de la demande interne. Ensuite, on a assisté à un ralentissement de la croissance en 2012 qui s'est confirmé en 2013 (croissance de 1,3%) et s'est amplifié en 2014 (croissance de 0,6%).

Ce comportement instable des performances de l'économie de la Russie en termes de croissance économique met en évidence des faiblesses structurelles de l'économie russe. La première faiblesse provient du rôle central du secteur des hydrocarbures dans l'économie russe. En effet, le secteur des hydrocarbures (pétrole et gaz naturel) constitue environ 30% du PIB de la Russie, contribue à hauteur de 50% des recettes budgétaires et représente environ de 70% des exportations de la Russie. Par conséquent, la croissance spectaculaire de l'économie russe durant la période 2000-2008 a bénéficié d'un prix élevé du baril de pétrole qui a même dépassé les 146 dollars le 02 Juillet 2008. C'était un record historique sur le marché spot du pétrole. Mais, la chute du prix du pétrole à la suite de la crise des subprimes en 2008-2009 a plongé l'économie russe dans une récession dont elle

est progressivement sortie entre 2011-2013 sans pour autant retrouver les taux de croissance élevés d'avant la crise 2008. Cette relative embellie de l'économie russe a été brutalement interrompue à la suite de la chute du prix du baril de pétrole de plus de 65% à partir de juin 2014. En effet, l'augmentation spectaculaire de la production du pétrole de schiste américain a réduit profondément les importations du pétrole par les USA, et a ainsi provoqué un excès d'offre sur le marché international qui s'est traduit par la chute spectaculaire du prix du pétrole. La récession de l'économie de la Russie provoquée à nouveau par la chute du prix du pétrole a mis en évidence une très forte vulnérabilité de l'économie russe à la volatilité des prix de pétrole.

Une autre faiblesse structurelle de l'économie de la Russie provient de l'affaiblissement consiste d'une composante de la demande interne que représente la consommation des ménages russes. Ces derniers ont subi un ralentissement de la hausse de leurs salaires réels qui a réduit leur pouvoir d'achat et qui a été aggravé par la réduction et de crédits au profit des ménages. L'autre composante de la demande interne représentée par l'investissement des entreprises a également subi une chute. Non seulement les conditions de financement se sont durcies, mais en plus la faiblesse de la productivité du travail constitue un frein pour l'investissement.

La troisième faiblesse structurelle provient d'une part du manque de compétitivité des exportations russe, hors secteur des hydrocarbures, et d'autre part d'une faible diversification de ces exportations. L'un des défis majeurs pour l'économie de la Russie réside dans sa capacité à pouvoir développer des exportations dans le secteur de haute technologie qui permettra une diversification des exportations hors hydrocarbures.

Il faut signaler que les autorités sont conscientes de la faiblesse dûe au rôle central que joue le secteur des hydrocarbures dans l'économie russe. Ainsi, dès 2011, et afin de réduire l'impact négatif de la volatilité des recettes d'exportations du secteur pétro-gazier sur l'économie russe, les autorités ont pris une décision qui consiste en la constitution d'un fonds de stabilisation de la fédération de Russie ou Russian Direct Investment Fund (RDIF). Il s'agit d'un fonds souverain qui gère les excédents budgétaires provenant d'une augmentation des recettes d'exportations des ressources naturelles en particulier du pétrole et du gaz naturel.

Le fonds souverain russe affiche un portefeuille d'investissement d'une valeur totale de 185,9 milliards de dollars au 1er mai 2021. Il détient également une partie des réserves de changes et d'or du pays, qui représentaient 600,9 milliards de dollars le 27 mai 2021.

Ce fonds souverain est une sorte de couverture contre la volatilité du prix du pétrole qui permet aux autorités russes de disposer de ressources budgétaires leur permettant d'amortir des chocs exogènes causés par une chute du prix du pétrole sur l'économie russe ou par des crises financières. Selon les estimations du ministère des Finances, l'économie de la Russie est capable de supporter des prix très bas du pétrole (25-30 dollars le baril) pendant une période allant de six à dix ans.

A l'issue de ce bref aperçu historique, sur l'évolution de l'économie russe de 1991 à 2020. Nous nous proposons de consacrer la première section de ce chapitre à la présentation détaillée de l'économie de la Russie, la deuxième section, traitera le secteur pétrolier et son importance pour l'économie russe.

Section 1. Présentation de l'économie russe.

La Russie a un PIB de 1 630 Mds USD en 2018, ce qui la place au la Russie est la 11e rang sur l'échelon mondial[1]. C'est un pays richement doté en ressources naturelles en particulier en hydrocarbures et en richesses minières. La Russie dispose d'une large base industrielle datant de l'époque soviétique en particulier dans les secteurs de l'armement, la métallurgie. Notons que le secteur des services a connu un développement important au cours de la dernière décennie.

Mais, l'économie russe reposant largement sur le secteur d'extraction de ressources minières, est l'un des grands pays exportateurs au monde de ces ressources en particulier dans le secteur des hydrocarbures (pétrole et gaz naturel).

L'économie de la Russie a une caractéristique structurelle qui consiste en la forte présence de l'Etat dans un large panel de secteurs de l'économie considérés comme stratégiques.

[1] https://www.tresor.economie.gouv.fr/Pays/RU/situation-economique-et-financiere-de-la-russie-mai-2018

Ce qui constitue un frein pour l'attractivité de la Russie aux investissements privés et crée un climat des affaires insuffisamment favorable.

Selon le classement Ease of Doing Business de la Banque Mondiale, un progrès notable a été enregistré par la Russie. Ainsi, dans le classement de 2016, la Russie occupe le 51e rang mondial (contre le 92-ème rang en 2014). Certaines avancées ont pu être observées, notamment dans le transfert de propriété et le raccordement à l'électricité. D'importantes améliorations pourraient encore être apportées en ce qui concerne l'octroi de permis de construire et le fonctionnement des douanes. Cette montée de la Russie dans ce classement s'explique par des décisions politiques. En effet, en mai 2012, le gouvernement a fixé l'objectif ambitieux de faire figurer la Russie dans le top 50 de ce classement en 2015 et dans le top 20 en 2018.

Le 22 Août 2012, et au bout de dix-huit ans de négociations, la Russie est devenue le 156e membre de l'Organisation mondiale du commerce (l'OMC). La Russie devrait baisser ses droits de douane à 7,8 % sur les produits afin d'ouvrir davantage un certain nombre de secteurs (d'industries et de services) aux investisseurs étrangers, et limiter le soutien de l'Etat à certains secteurs de l'économie.

L'adhésion à l'OMC allait faciliter les investissements et le commerce, permettre d'accélérer la modernisation de l'économie russe et offrir de nombreuses opportunités commerciales pour les entreprises russes et européennes. Selon les calculs de La Banque mondiale, l'adhésion à l'OMC devrait rapporter à la Russie au moins 49 milliards de dollars par an, soit au moins 3 % de son produit intérieur brut (PIB).

Mais, l'impact de l'adhésion à l'OMC sur l'économie russe reste très marginal. La Russie a pris beaucoup de retard dans la mise en œuvre mettre de ses engagements dans le cadre de l'OMC. Ce qui a provoqué le lancement de plusieurs procédures contentieuses contre la Russie en particulier par l'Union Européenne.

D'autre part, les tensions géopolitiques causées par l'annexion de la Crimée en 2014 ont provoqué le gel du processus d'adhésion de la Russie à l'organisation de la coopération et du développement économique.

A. La richesse de la Russie en ressources naturelles

La Russie contient plus de 20 % des réserves mondiales des ressources naturelles. En effet, disposant d'un vaste territoire national, la Russie contient d'immenses gisements de matières premières : pétrole, gaz naturel, charbon, minerais d'uranium.

La Russie occupe la première place dans le monde par ses réserves de gaz (32 % des réserves mondiales, 30 % de la production mondiale) ; la deuxième place par son niveau de la production du pétrole (10 % de la production mondiale) ; la troisième place par ses réserves de charbon (22 bassins houillers, 115 gisements). En plus, le pays occupe aussi la première place par les réserves de minerais de fer. La Russie a en outre une position dominante à l'échelle mondiale dans l'approvisionnement en bois.

La Russie compte cinq grandes provinces riches en gaz naturel et en pétrole, situées dans la partie Européenne du pays et en Sibérie occidentale sur le territoire de 10 régions et 11 républiques : Sibérie occidentale, Timano-Petchorsky, Volga-d'Oural, Caucase du Nord et Prikaspisky.

Le secteur d'extraction de matières première est très développé. Le territoire du pays est riche en minerais métalliques : or, argent, nickel, fer, aluminium, cuivre, chrome, étain, tungstène. De même, on extrait aussi les minerais non métalliques : diamants, ambre, pierres précieuses, phosphorites, sels potassiques, apatites, asbeste, mica, talc. Il y a également des matériaux de construction : matières premières de ciment, sable, argile, marbre, roches calcaires, granit.

B. L'industrie de la Russie

Le secteur industriel[2]

L'industrie de la Russie est constituée de plusieurs branches importantes : le pétrole, le gaz naturel, l'industrie nucléaire, l'industrie de l'armement et de technologies militaires, l'aéronautique, l'électrotechnique, la production et le traitement des pierres précieuses et des métaux, l'industrie cellulosique, l'industrie automobile, les industries mécaniques de transport et agricoles, l'industrie de l'alimentation et l'industrie légère.

Signalons qu'une large partie des équipements de ces industries a besoin d'un grand effort de modernisation et donc d'investissements massifs.

[2] https://www.advantour.com/fr/russia/economy/industry.htm

Le secteur énergétique

Le secteur de l'énergie approvisionne en combustibles (pétrole, gaz et charbon) et en énergie électrique toutes les branches de l'économie russe pour en assurer le fonctionnement et la croissance. Ce secteur joue également un rôle central dans les exportations et donc dans la création de richesse en Russie.

Le secteur de la mécanique

Le secteur de la mécanique est important pour est l'industrie de la Russie. Il est développé dans les régions de : Moscou, Saint-Pétersbourg, l'Oural, la Volga, la Sibérie occidentale. Il fournit l'économie russe en équipements divers et en véhicules (voitures et camions).

L'industrie chimique et pétrochimique

Cette industrie est aussi importante pour l'économie du pays. Elle comprend la production des matières minières et chimiques (les phosphorites, les sels potassiques, le soufre, etc.) et la chimie de la synthèse organique.

Le secteur métallurgique

Le secteur métallurgique de la Russie comprend la production des minerais des métaux et la fabrication du métal.

Le secteur agro-industriel

Ce secteur comprend les branches qui se spécialisent dans la production agricole, son traitement et sa conservation. La Russie fait partie des dix plus grands pays producteurs du blé.

L'industrie de la défense en Russie

L'industrie de défense de la Russie emploie 1.5 millions de personnes et représente 50% des emplois liés à la recherche et développement. La Russie est le deuxième exportateur d'armes dans le monde après les États-Unis.

Les armes exportées sont les avions de chasse Sukhoï et MiG, les systèmes de défense aériens tel que le S400, les hélicoptères, les chars de combat et les véhicules blindés.

L'industrie aéronautique

L'aéronautique est un secteur d'activité important pour la Russie qui dépend fortement des commandes militaires. Cette industrie produit des avions militaires très compétitifs sur le marché international comme le MiG-29 et le Su-30, ainsi que des avions civils tel que le Sukhoi Superjet 100. Le gouvernement a prévu d'investir 28 Mds $ jusqu'en 2025

pour faire revivre ce secteur en produisant 3000 avions et 5500 hélicoptères de 2013 à 2025.

L'industrie spatiale de la Russie

L'industrie spatiale de la Russie est en pleine transformation dont le coût estimé est de 40 Mds euros de 2013 jusqu'en 2020. Cette industrie repose principalement sur l'agence spatiale russe Roskosmos avec un effectif de 215 000 personnes et un budget de 165Mds de RUB, et sur une holding (ORKK) regroupant les sociétés spécialisées dans le lancement de fusées.

L'industrie automobile

Le plus grand constructeur automobile en Russie est le groupe AvtoVAZ qui produit la fameuse marque LADA. Près de 70 % des voitures achetées en Russie sont produites sur son territoire national. Signalons que la Russie est le deuxième marché européen et le 7ème mondial pour l'industrie automobile.

L'investissement en Russie

A la suite de l'adhésion de la Russie à l'OMC en 2012, l'année 2013 a été une année où la Russie a attiré un large volume d'investissements directs à l'étranger (IDE) entrants. En effet, les IDE ont augmenté de 83% permettant à la Russie d'être le la troisième pays en terme d'attractivité des IDE avec un total de 94 milliards de dollars. Selon Rosstat, les 3 premiers investisseurs sont la Suisse, Chypre et le Royaume-Uni puis viennent le Luxembourg, les Pays-Bas et la France et enfin on retrouve l'Allemagne, Les États-Unis, l'Irlande et la Chine.

Les entreprises françaises, allemandes et américaines ont créé de nombreuses joint-ventures avec des entreprises russes afin de pouvoir pénétrer le marché de la Russie et y développer leurs activités.

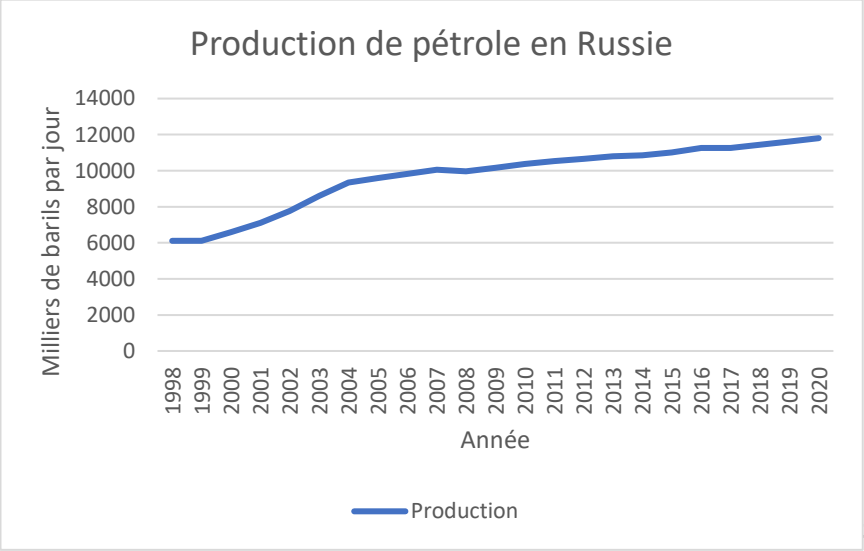
Cependant, ce processus vertueux a été brutalement interrompu à cause des sanctions occidentales prises contre la Russie à la suite de l'annexion de la Crimée. Ce qui a provoqué une chute des IDE dès 2014 à cause du risque géopolitique. Les entreprises occidentales ont été ainsi écartées des appels d'offre au profit des entreprises chinoises qui ont bien profité de cette situation pour s'implanter en Russie.

La production du pétrole

En 1987, la production du pétrole avait atteint 560 millions de tonnes. Après l'effondrement de l'Union soviétique en 1991, la production s'est effondrée et a même

atteint le chiffre trop bas de 360 millions de tonnes en 1995. En 2020, compte tenu des efforts consentis pour moderniser les installations et les investissements colossaux qui étaient engagés, la production du pétrole a atteint le chiffre record de 512 millions de tonnes malgré l'épuisement de vieux puits. Ce qui place la fédération de Russie au troisième rang de producteurs sur l'échelon mondial, juste derrière les Etats-Unis et l'Arabie saoudite.

La Figure 1 représente l'évolution de la production pétrolière en Russie. Depuis l'année 1998 la Russie a doublé son niveau de production de pétrole.



[3]

Figure 1. Production de pétrole en Russie

La Russie exporte près de 70% de sa production pétrolière vers les pays d'Europe occidentale en particulier vers l'Allemagne (45%), la France (24%), et l'Espagne (20%). La part de l'import du pétrole russe en Europe est supérieure à celle du Moyen Orient 31% contre 26% pour les importateurs européens.

La diminution de la production du pétrole dans la Mer du Nord par la Norvège et le Royaume-Uni entrainera un affaiblissement des exportations vers l'Europe. Ce manque d'importations en Europe ne peut pas être compensé par la Russie puisqu'elle ne détient que 5% des réserves mondiales, et que cela nécessite des investissements dans la

[3] https://fr.statista.com/statistiques/565309/russie-production-de-petrole-en-barils-par-jour-de-1998-a/

modernisation de ses installations et dans la prospection de nouveaux gisements de pétrole. Ce qui provoquera une augmentation des importations du Moyen-Orient.

C. Les marchés financiers de la Russie

Les marchés financiers russes ont été créés après l'effondrement de l'URSS au début des années 1990. Les autorités russes ont voulu bénéficier du rôle majeur que jouent ces marchés dans les économies développées. En drainant des capitaux, ces marchés financiers permettent aux entreprises et aux Etats de se financer. En effet, l'introduction en Bourse est un moyen pour toute entreprise d'obtenir les capitaux nécessaires pour financer de ses projets d'investissement. De même, pour les épargnants, les placements en Bourse peuvent constituer un moyen de valoriser leur épargne à long terme.

La Russie s'est donc fixée comme objectif de développer sa sphère financière. Ainsi, en 1992, la première bourse a été créée à Moscou le MICEX ou Moscow Interbank Currency Exchange. En 2011, elle a fusionné avec RTS pour former la bourse de Moscou.

La bourse de Moscou propose une négociation d'une vaste gamme des produits financiers : actions, obligations, produits dérivés, devises, instruments financiers et commodités. La bourse fait partie de vingt plus grandes bourses mondiales en termes de capitalisation et de volume d'échange, et des dix plus grandes bourses en termes de négociation des obligations et de produits dérivés. On compte plus de 700 émetteurs des actions et des obligations négociées à la bourse. Les principaux indices boursiers russes sont MICEX et RTS. Depuis 2018, l'indice MICEX change de nom et devient MOEX.

i. L'indice boursier MOEX

Il s'agit d'un indice libellé en roubles composé de 48 entreprises russes. Le Tableau 1 présente les 10 plus grandes entreprises russes en termes de capitalisation boursière en monnaie locale (le rouble russe) ainsi que le volume moyen d'échanges de ces titres sur le marché boursier russe, leur price-earning-ratio et leur béta selon le modèle MEDAF.

Nom	Volume moyen (3m)	Cap. Boursière (en roubles)	Performance	PER	Bêta
Sberbank Rossii	51,01M	6,75T	1.807,20B	7,36	1,5
Gazprom PAO	41,38M	6,59T	6.866,89B	9,38	1,29
Sberbank Rossii	6,08M	6,30T	1.807,20B	7,36	1,5
Rosneft	6,63M	5,13T	5.729,00B	11,31	1,34
Novatek	1,37M	4,72T	771,83B	28,43	1,24
Lukoil	1,21M	4,26T	5.849,90B	20,62	1,12
Surgutneftegas (Pref)	33,18M	1,67T	1.075,22B	1,88	0,83
Severstal	1,71M	1,42T	545,34B	12,09	0,48
Surgutneftegas	34,48M	1,32T	1.075,22B	1,88	0,83

Tableau 1. La composition de l'indice MOEX

La plus grande capitalisation boursière qui compose l'indice MOEX est représentée par la banque russe Sberbank (en langue russe : Banque d'épargne) avec 6.75 milles milliards de roubles. La deuxième place en termes de capitalisation boursière est occupée par le géant gazier mondial Gazprom, avec une capitalisation de 6.59 milles milliards de roubles. Les autres entreprises russes qui constituent ce panel des dix plus grandes capitalisations boursières sont principalement des entreprise pétrolières (Rosneft, Lukoil,..) et minières.

La Figure 2 montre l'évolution de l'indice MOEX de Janvier 2000 à fin 2019.

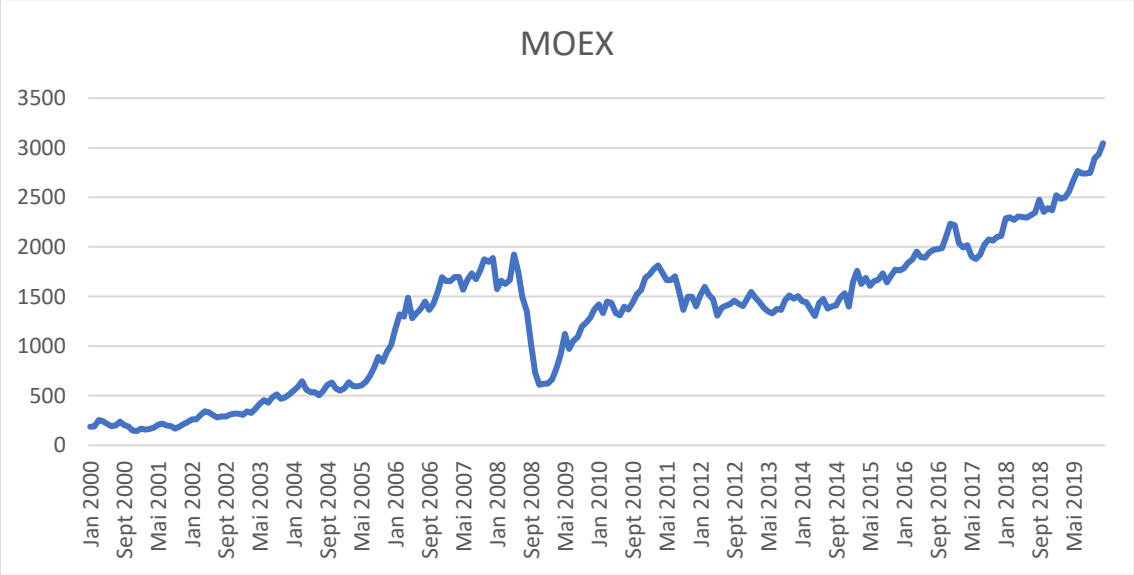


Figure 2. L'évolution de l'indice MOEX

On peut observer une forte tendance haussière depuis 2008 à la suite de la forte chute due à la crise financière des subprimes, avec une alternance de phase de replis et de rebonds traditionnellement observés dans tous les indices financiers internationaux.

ii. L'indice boursier RTS

L'indice RTS (Russian Trading System) est un indice pondéré en fonction de la capitalisation, calculé sur la base des cours des actions les plus liquides des plus grands émetteurs russes présentés à la Bourse de Moscou. L'indice RTS a été lancé le 1er septembre 1995 à la valeur de base 100. L'indice est calculé en temps réel. La différence fondamentale avec l'indice MOEX est le fait que l'indice RTS soit libellé en dollars américains.

La Figure 3 suivante représente l'évolution de l'indice RTS de Janvier 2000 à fin 2019.

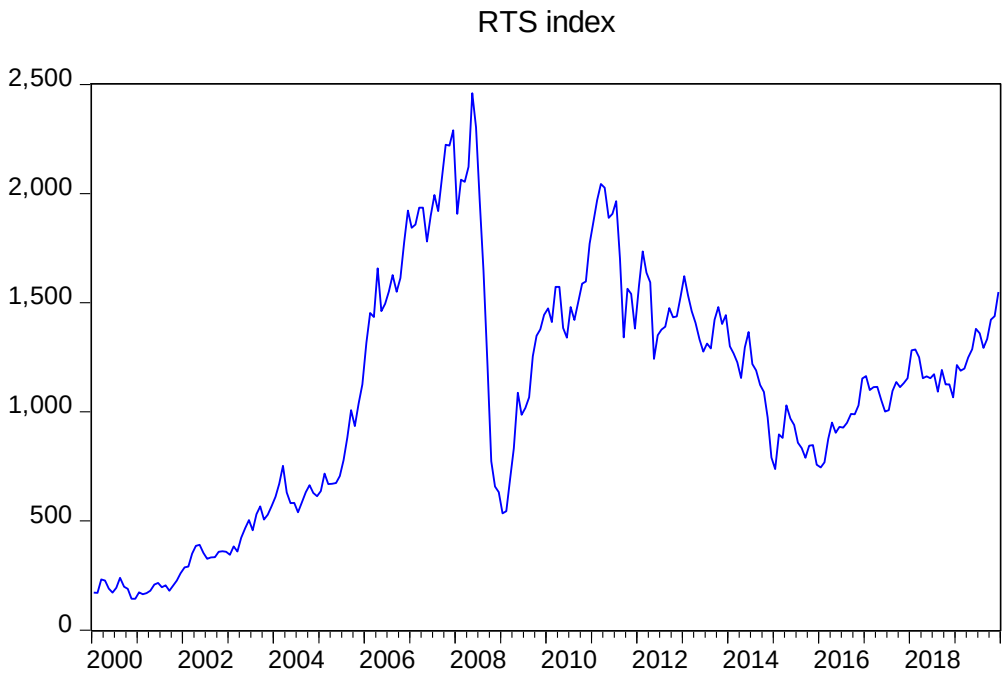


Figure 3. L'évolution de l'indice RTS

L'indice RTS a subi de fortes fluctuations depuis 2000. On constate une chute spectaculaire en 2007-2008 à la suite de la crise des subprimes. Mais, le rebond de l'indice RTS après la crise n'a pas été durable puisqu'il a entamé une dégringolade depuis 2010. Cette tendance baissière a duré jusqu'à l'année 2015. A partir de cette date, l'indice RTS a connu une hausse stable et continue jusqu'en 2019 dans le sillage des indices boursiers internationaux.

La Tableau 2 suivant montre les principales caractéristiques de l'indice RTS.

Statistiques	2019	2020	1 trim 2021
Rendement de l'indice	44.9%	-10.4%	6.50%
Part du marché des actions russes	84.1%	88.8%	89.9%
Capitalisation totale, Mrds USD	687	627	686
P/E	6.7	6.9	12.8
P/BV	1.1	1	1.1
Rendement du dividende	6.4%	5.0%	4.4%
Nombre de titres	39	45	44
Détails du panier			
Capitalisation moyenne, Mrds USD	17.6	13.9	15.6
Capitalisation max, Mrds USD	98.0	78.4	83.0
Capitalisation min, Mrds USD	1.2	0.5	0.5
Capitalisation méd, Mrds, USD	7.4	5.6	7.3

Tableau 2. Les caractéristiques de l'indice RTS[4]

L'indice RTS a enregistré une très forte performance de 44.9% en 2019. Il a même surperformé le plus grand indice mondial S&P500[5] qui a réalisé 28.88% de rendement. Le ratio de valorisation P/E ne dépassant guère les 6.7 est trop bas. Un tel price earing ratio inférieur à 10 signifie que l'indice RTS est largement sous-évalué selon les critères internationaux. La capitalisation moyenne des entreprises cotées dans l'indice était de 17.6 milliards des dollars américains, et la capitalisation maximale était de 98 milliards.

Le Tableau 3 suivant met en évidence la composition sectorielle de l'indice RTS.

Energie (pétrole, gaz naturel)	40.2%
Secteur financier	20.7%
Métaux et mines	18.5%
Technologies d'information	9.9%
Consommation	4.0%
Services de télécommunication	2.2%
Autre	4.6%

Tableau 3. Composition sectorielle l'indice RTS

L'indice RTS est constitué à hauteur de 40.2% de sociétés appartenant secteur pétro-gazier, de 20.7% de sociétés financières, et de 18.5% de sociétés métallurgiques et

[4] https://www.moex.com/en/factsheet/factsheet
[5] https://www.bcv.ch/pointsforts/Marches/2020/Bilan-et-performances-du-S-P-500-en-2019

minières. La part de sociétés technologiques s'élève à 9.9%, celles de sociétés de consommation à 4.0% et de télécommunications à 2.2%.

La Tableau 4 montre le classement des 10 plus grandes entreprises de l'indice RTS en termes de capitalisation boursière (Top 10) ainsi que leur capital flottant et leurs secteurs d'activité respectifs.

Ticker	Companie	Capitalisation, Mrds USD	Capital flottant	Secteur
SBER	Sberbank	83	48.0%	Financier
ROSN	Rosneft	80.1	11.0%	Energie (pétrole, gaz)
GAZP	Gazprom	71.5	50.0%	Energie (pétrole, gaz)
NVTK	Novatek	60	21.0%	Energie (pétrole, gaz)
LKOH	LUKOIL	56.1	55.0%	Energie (pétrole, gaz)
GMKN	Norilsk Nickel	49.8	38.0%	Métaux et mines
YNDX	Yandex	20.8	97.0%	Technologies d'information
TATN	Tatneft	17.2	32.0%	Energie (pétrole, gaz)
TCSG	TCS Group	11.6	58.0%	Financier
POLY	Polymetal	9.3	71.0%	Métaux et mines

Tableau 4. TOP 10 des entreprises de l'indice RTS

La société la plus grande est le SberBank, dont la capitalisation s'élève à 83 milliards de dollars US. Elle est suivie par la Rosneft et le Gazprom avec respectivement 80.1 et 71.5 milliards de dollars US. On constate que la moitié des plus grandes compagnies sont du secteur énergétique et le reste fait partie des secteurs métallurgique, financier et technologique.

Conclusion

La Russe dotée d'un large territoire géographique est très richement dotée en ressources naturelles. Ces ressources naturelles constituent des fondements solides pour l'industrie d'extraction minière qui permet à la Russie d'être l'un des plus grands pays producteurs au monde du pétrole, du gaz naturel, du bois, de métaux précieux et non précieux, et d'autres minerais.

La Russie est également dotée d'une large base industrielle héritée de l'époque soviétique qui permet au secteur industriel de jouer un rôle central dans l'économie russe et de participer à la création d'emplois pour les travailleurs russes. On peut citer respectivement l'industrie automobile, aéronautique, spatiale, militaire, chimique et métallurgiques etc.

La Russie, depuis la chute de l'URSS a accompli de grand pas vers l'économie du marché en créant un marché boursier à Moscou où une large palette de produits financiers sont négociés. Ce qui permet à de nombreuses entreprises russes de trouver des financements pour leur investissements, source de croissance et de création de la valeur ajoutée. Les autorités russes ont même créé un indice boursier en dollars (l'indice RTS) qui permet aux investisseurs internationaux de ne pas supporter le risque de change du rouble russe, et aux entreprises russes d'accéder à des financements internationaux.

Bien que l'industrie de la Russie puisse sembler assez diversifiée, son économie dépend fortement des extractions des hydrocarbures. La part des revenus pétroliers dans le PIB représente environ 50%. Nous nous proposons dans la section suivante de présenter ce secteur économique stratégique pour la Russie.

Section 2. Le secteur pétrolier en Russie

Le secteur des hydrocarbures en Russie joue un rôle central dans les performances de l'économie de la Russie. Dès 1975 et jusqu'à la chute de l'Union soviétique en 1991, la Russie était le plus grand producteur de pétrole au monde. Mais, à la suite de l'effondrement de l'URSS, la production russe a connu une chute spectaculaire, passant de 550 à 300 millions de tonnes par an en 1995. Ce qui a permis à l'Arabie saoudite et aux USA d'occuper respectivement la première et la deuxième place des pays producteurs sur l'échelon mondial. Mais, les efforts d'investissement et de modernisation des équipements qui sont devenus possibles grâce à la hausse spectaculaires des prix du pétrole entre 2003 et 2008 ont permis à la Russie de revenir vers son niveau de production d'avant la chute de l'URSS. Ainsi, en 2016, le pays a produit 554 millions de tonnes.

A. Les régions de production

Les réserves pétrolières de la Russie constituent entre 80 et 100 milliards de barils. Ce qui lui permet d'occuper le septième rang mondial en termes de réserves.

La Fédération de Russie a la plus grande étendue de bassins pétroliers dans le monde. Ceux-ci occupent un territoire de 7,2 millions de kilomètres carrés, soit plus de 40% de la superficie de la Russie.

Les différentes régions de ressources d'hydrocarbures sont à différents niveaux de développement. Quelques provinces, particulièrement au Nord et à l'Est du pays, ne sont sous-évaluées, et encore moins forées. Les autres provinces ont été exploitées depuis plus d'un siècle et les puits sont largement épuisées.

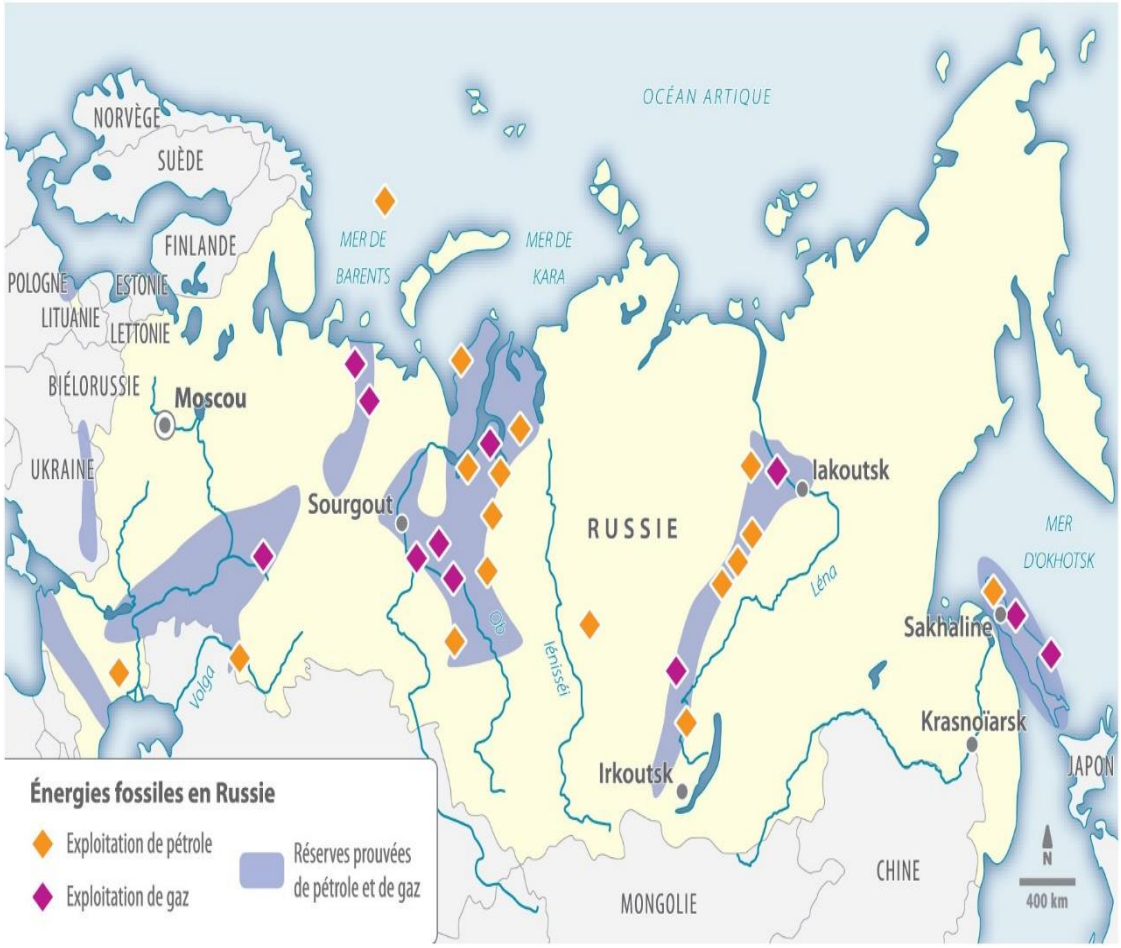


Figure 4. Bassins pétroliers de la Russie.

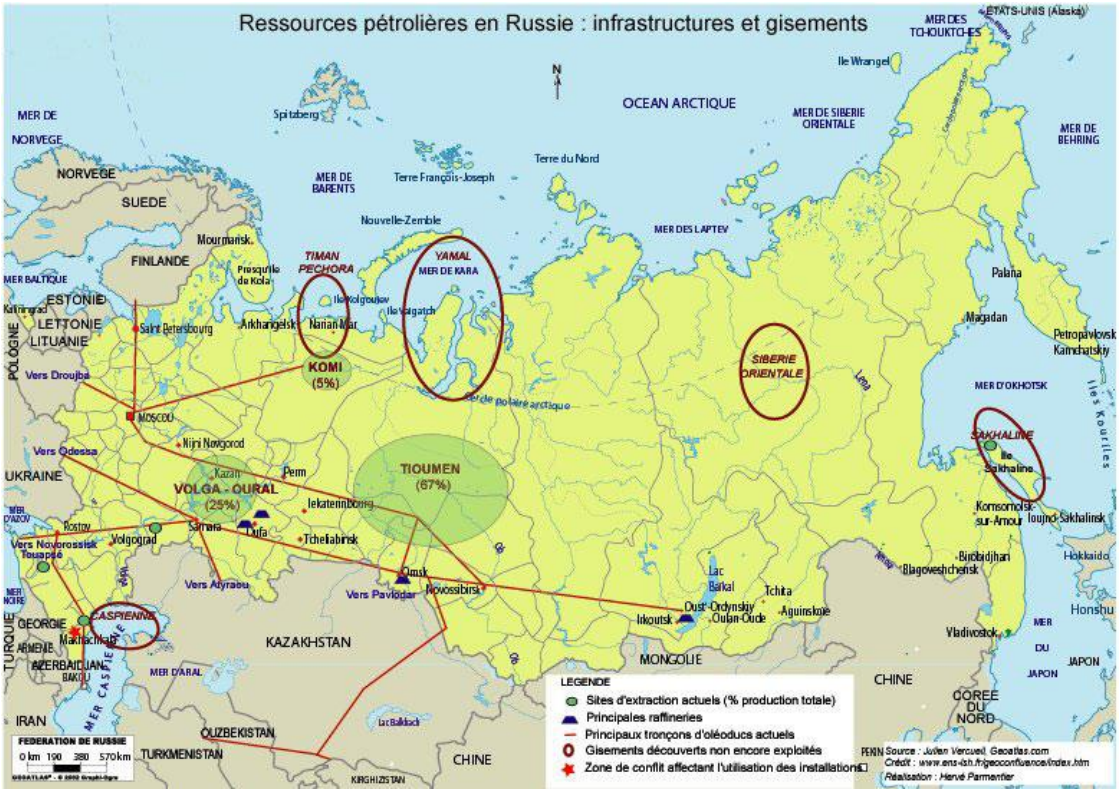


Figure 5.Ressources pétrolières de la Russie, infrastructure et gisements.

Le pétrole est extrait essentiellement de deux grands bassins : la Sibérie occidentale (région de Tioumen) et l'ensemble Volga-Oural (région de Samara, république autonome du Tatarstan), qui constituent ensemble plus de 90% de la production totale en Russie. La Russie dispose d'un système important d'oléoducs transportant le pétrole vers les marchés européens. Le plus significatif porte le nom d'« Amitié » (Droujba). Il a été mis en service dans les années 1960 pour relier le bassin Volga-Oural aux pays européens de l'ancien bloc socialiste. Relié ensuite au réseau provenant de la Sibérie occidentale, cet oléoduc assure l'acheminement de près de la moitié des volumes destinés à l'Europe occidentale.

B. Les exportations

La Russie exporte jusqu'à 60% de sa production pétrolière. Le volume des exportations est de 5.2 Millions de Barils par Jour (MBJ).

Le commerce du pétrole est aussi important pour la Russie que pour l'Europe : 70% de ces exportations en 2016 ont été destinées aux pays européens tels que le Pays-Bas, l'Allemagne, la Pologne et la Biélorussie. [6]

La Chine est un grand importateur du pétrole russe. En 2016, la Russie a exporté 953 000 des Barils par jour (B/J) vers la Chine, ce qui représentait 9,9% des exportations. La valeur totale des exportations de pétrole s'élevait 283 Milliards de dollars US en 2016.

En 2018, la Chine est devenue le plus grand importateur du pétrole russe, suivie par le Pays-Bas, l'Allemagne et la Bièlorussie. Le Tableau 5 présente les principaux pays importateurs du pétrole russe.

Pays	**Valeur en $**	**%**
CHN	28 021 250 180	12.9%
NLD	29 254 623 882	9.59%
DEU	21 258 480 731	5.45%
BLR	14 050 696 997	5.06%
ITA	11 931 332 872	4.43%
KOR	10 027 147 257	4.19%
TUR	13 698 261 443	3.73%
KAZ	9 426 891 441	3.04%
JPN	9 384 191 787	2.98%

Tableau 5. Les 10 plus grands importateurs du pétrole russe en 2018[7]

La Figure 6 présente l'évolution de la production et de l'export du pétrole russe depuis 2013 en milliers de tonnes. Nous pouvons observer une tendance haussière de la production ainsi que de l'export. Notons que la demande domestique en pétrole restant constante, la Russie est obligée d'augmenter sa production du pétrole pour être capable de s'adapter à la croissance de la demande des exportations de pétrole.

[6] https://www.eia.gov/todayinenergy/detail.php?id=33732
[7] https://atlas.media.mit.edu/en/visualize/tree_map/hs92/export/rus/show/all/2018/

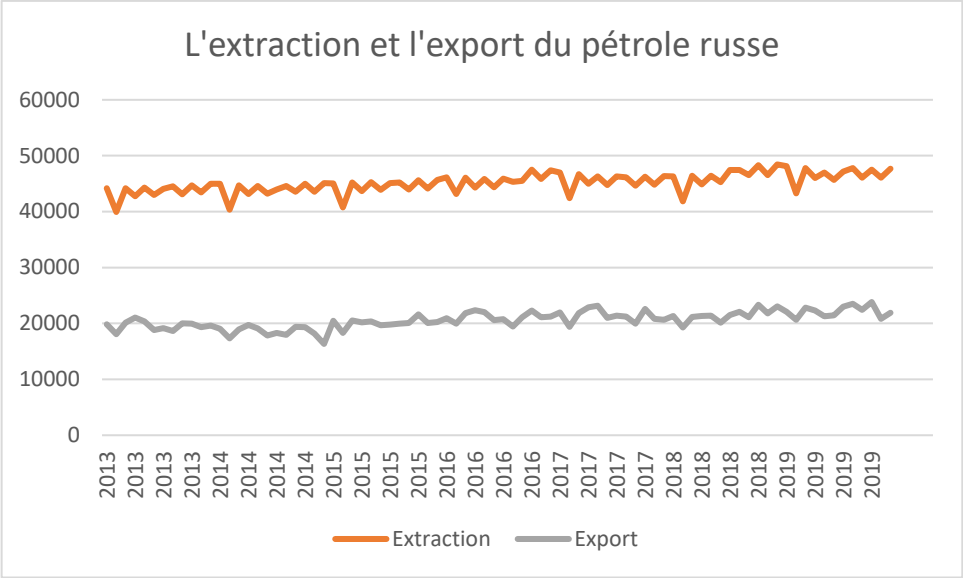


Figure 6. L'évolution de l'extraction et de l'export du pétrole russe (en milliers de tonnes)[8]

La Figure 7 représente le taux d'export du pétrole. On constate que ce taux varie entre 37% et 51%.

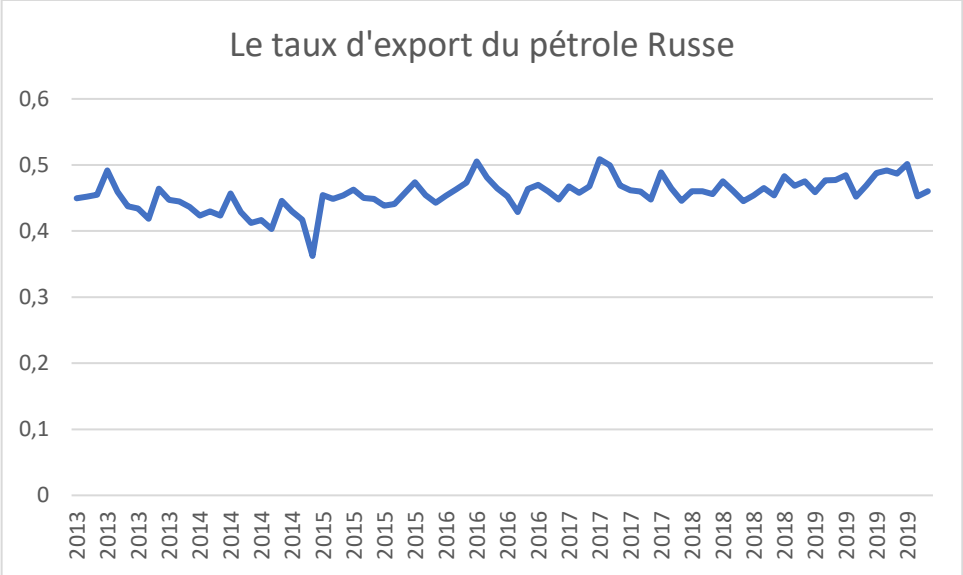


Figure 7. L'évolution du taux d'export du pétrole russe

[8] https://minenergo.gov.ru/activity/statistic

C. La contribution du pétrole au budget de la Russie

En 2013, les dépenses publiques en Russie ont atteint 37.3% du PIB alors que les revenus de l'Etat russe ne dépassaient pas 36.1% du PIB provoquant un déficit public de 1.2% du PIB. Ce déficit public si faible ne pourrait être toléré par les autorités russes. En effet, depuis la crise de la dette de 1998, la politique budgétaire s'est toujours caractérisée par une grande rigueur et une forte discipline. Ce qui permet à la dette extérieure de la Russie de rester très faible (15.7% du PIB en 2014) comparativement à ses partenaires européens, nord-américains et asiatiques.

Mais, le budget de l'Etat russe reste très vulnérable aux fluctuations des prix du pétrole. Comme tous les gouvernements, afin d'établir son budget annuel, le gouvernement Russie se fixe un objectif de prix du pétrole. A titre d'illustration, la Russie a établi son budget en 2015 sur la base d'un prix moyen à 95 $. Les autorités russes ont été rapidement confrontés à la chute spectaculaire des prix entamée en Juillet 2014, le baril de pétrole cotait moins de 50$ en janvier 2015. Les autorités russes en ont tiré une grande leçon et ont pris la décision de se fixer un objectif très faible pour le prix du pétrole. Ainsi, le budget de l'Etat russe de 2020 a été construit sur la base d'un prix du baril à 42,5 dollars. Si le prix monte au-dessus de cette valeur, le surplus des recettes est épargné dans les fonds souverains. Si le prix descend au-dessous de cette valeur, le gouvernement puise dans ces fonds. Les fonds souverains jouent donc un rôle contracyclique qui permettent à l'économie russe d'absorber les chocs macroéconomiques qui peuvent résulter d'une chute des prix de pétrole.

Notons que grâce aux exportations des hydrocarbures (en particulier le pétrole et le gaz naturel), la balance commerciale est restée structurellement en territoire positif depuis plus de 20 ans. Les excédents générés par ces exportations alimentent le fonds souverain russe.

Ainsi, les recettes budgétaires de la Russie se sont élevées à près de 20 000 milliards de roubles au cours du 2019. Près de la moitié de cette somme est représenté par le montant de la vente de pétrole et de gaz.

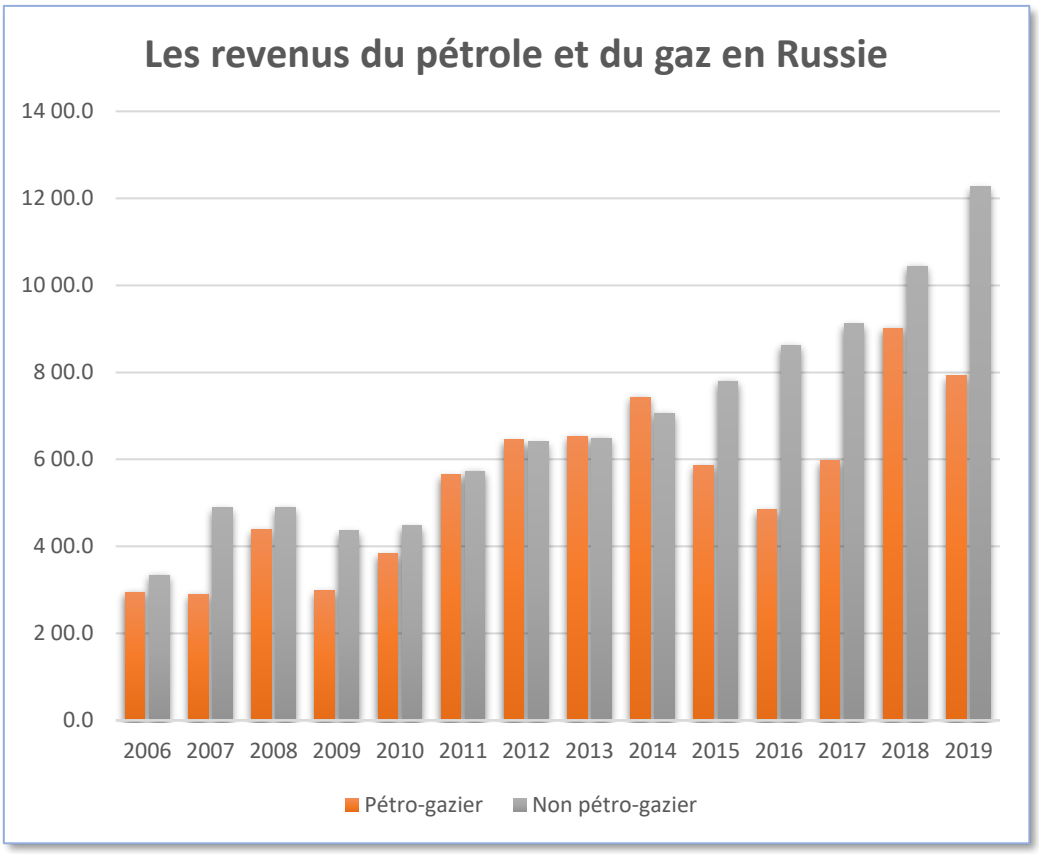


Figure 8. Les revenus du budget russe, 2006-2019.[9]

L'analyse la Figure 8 montre un net accroissement des revenus non pétro-gaziers à partir de l'année 2014. En effet, la Russie étant visée par les sanctions économiques imposées par les Etats-Unis et l'Union Européenne depuis 2014, le gouvernement russe essaye de diminuer sa dépendance aux exportations des hydrocarbures et encourage donc les exportations issues des autres secteurs. Ce qui entraîne une augmentation des recettes d'exportations provenant de secteurs non pétro-gaziers, et assure ainsi une diversification de ces sources de ces recettes.

[9] https://minfin.gov.ru/ru/statistics/fedbud/execute/?id_65=80041-yezhegodnaya_informatsiya_ob_ispolnenii_federalnogo_byudzhetadannye_s_1_yanvarya_2006_g.#

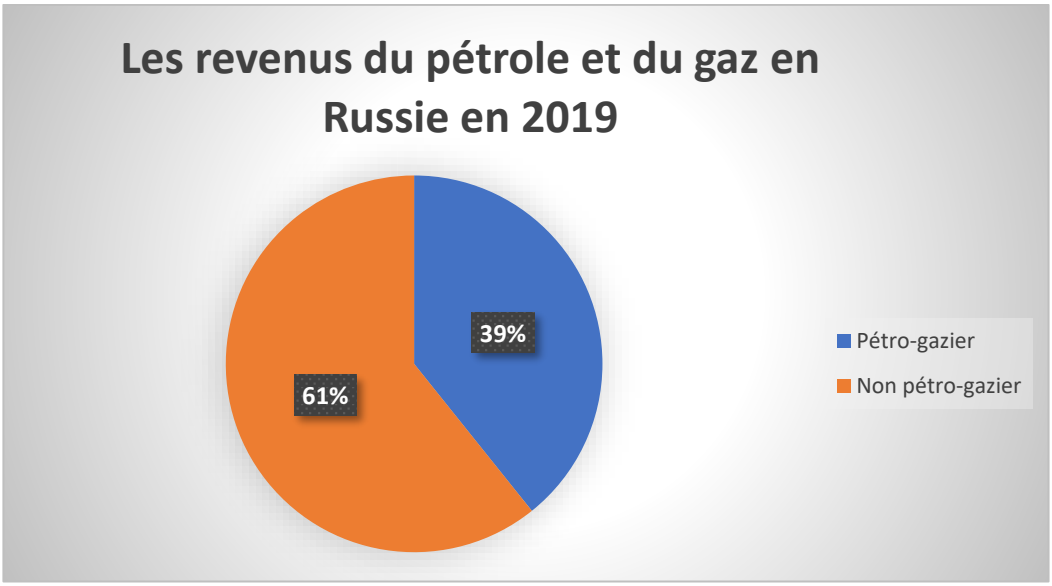


Figure 9. Les revenus du pétrole et du gaz en Russie en 2019

La Figure 9 présente la répartition de sources des revenus russe. La part des revenus non pétro-gaziers est supérieure à celle du secteur pétro-gazier. Ce qui confirme le fait que la Russie est sur une trajectoire d'une diminution de sa dépendance aux ressources naturelles en particulier au secteur des hydrocarbures.

i. Le pétrole Brent

Le Brent[10] est un gisement pétrolier découvert en 1971 en mer du Nord au large d'Aberdeen en Ecosse. Exploité pendant 35 ans il est aujourd'hui quasiment épuisé. L'exploitant Shell l'a baptisé du nom de « brent », qui fait référence à l'oie de Brent, un oiseau migrateur vivant dans l'hémisphère Nord. De même, ce nom coïncide avec l'acronyme des sources dont il est extrait : Broom, Rannoch, Etive, Ness et Talbert.

Le pétrole Brent est issu d'un mélange des pétroles extraits de la mer du Nord. Il sert de brut de référence sur les marchés boursiers de l'Europe, de l'Afrique et de la Méditerranée. Son prix détermine celui de deux tiers de la production pétrolière mondiale. Il existe d'autre références majeures qu'on utilise pour négocier les contrats sur le pétrole :

- Le West Texas Intermediate(WTI)
- Le Dubaï/Oman.

[10] https://www.fioulreduc.com/info-fioul/lexique-fioul/definition-petrole-brent-reference-prix-fioul-france

ii. Différence entre le Brent et le WTI

Le Brent sert donc de référence principalement pour le marché européen, tandis que le WTI est employé sur le marché américain.

La distinction entre le Brent et le WTI consiste dans leur « degré API » (élaboré par American Petroleum Institute), déterminant la densité et la qualité pétrolière. Le WTI est plus léger du fait que son API est légèrement supérieure à celui du Brent. Son taux de soufre est égal à 0,24%, ce qui le rend de meilleure qualité. A son tour, le Brent comprend 0,37% de soufre en moyenne.

Le Brent se négocie sur les marchés internationaux, notamment à Rotterdam ou sur les bourses américaines Intercontinental Exchange (ICE) et New York Mercantile Exchange (NYMEX). Les prix du Brent et du WTI différèrent de 3 dollars en moyenne, ce qui s'explique par les différences des coûts de production et de livraison. D'autres facteurs comme les tensions géopolitiques influencent leur prix : des tensions au Moyen-Orient peuvent provoquer une pénurie du pétrole et donc une hausse des prix. Le WTI étant dans les zones enclavées des Etats-Unis, est moins touché par les conséquences de ces tensions.

iii. La négociation du pétrole Brent

Les contrats futures

Les contrats futures sont des produits dérivés, c'est-à-dire, des instruments financiers dont l'évolution du prix dépend d'un actif sous-jacent (action, obligation, indice, matière première, etc.). On négocie le pétrole via les contrats futures qui représentent un accord entre deux parties pour échanger une quantité déterminée de pétrole à un prix défini et à une date future précise (voir La Figure 10).

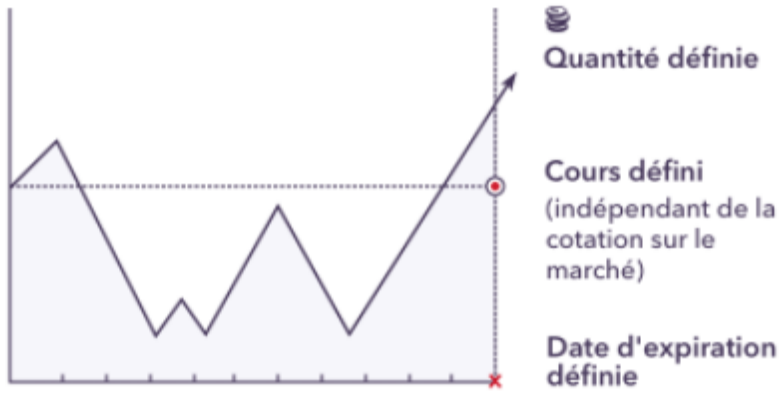


Figure 10. Le contrat futures (Source: https://www.ig.com/fr/matieres-premieres/petrole/comment-negocier-le-petrole#information-banner-dismiss)

Un contrat future représente un investissement sur 1000 barils de pétrole Brent. Le volume d'un baril est de 42 gallons US ou près de 159 litres. Les contrats sont échangés sur l'ICE (Intercontinental Exchange) où chaque contrat dispose d'une échéance. A l'échéance, les contrats sont « roulés » sur l'échéance suivante ou clôturés, donc dans ce cas il n'y a pas de livraison physique du pétrole contrairement aux contrats Forwards.
La Figure 11 présente l'évolution du prix future du Brent.

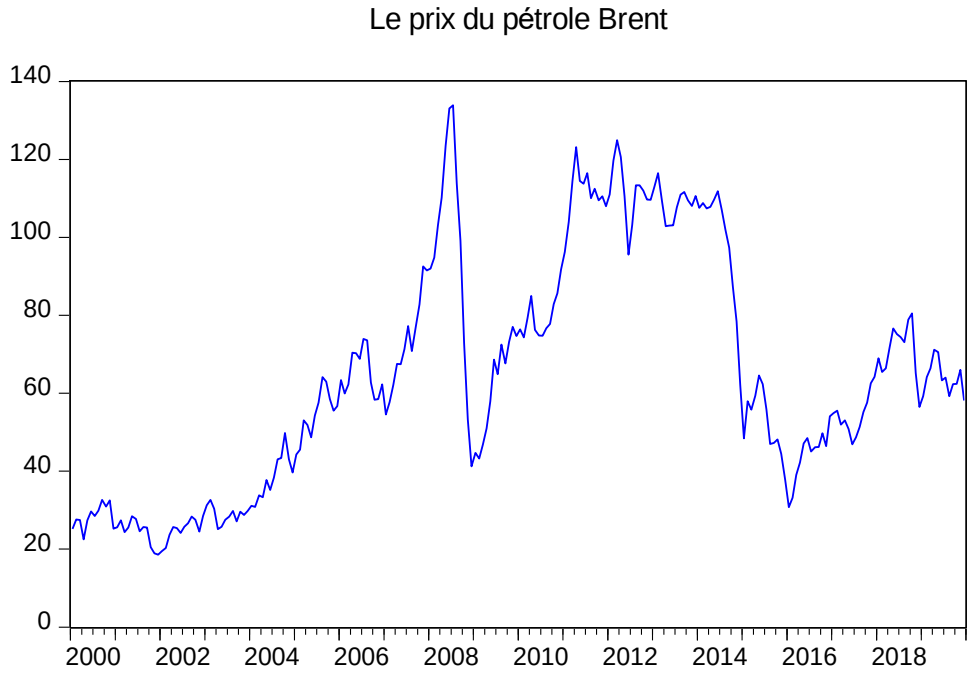


Figure 11. L'évolution du prix du pétrole Brent (2000-2019)

La Figure 11 ci-dessus montre que le prix du pétrole a connu des fortes fluctuations depuis l'année 2000. Ainsi, Il a enregistré une croissance continue depuis 2003, et a pu atteindre son plus haut historique d'autour de 140 dollars par baril en 2008. Ensuite il a chuté jusqu'à 40 dollars à la suite de la crise des subprimes et la chute de la demande mondiale du pétrole qui s'en est suivie. Le prix du pétrole a ensuite connu une reprise très forte, et a vite regagné les niveaux élevés autour de 100-120 dollars par baril. Mais, l'émergence d'une fort potentiel de production du pétrole de schiste aux USA a provoqué une augmentation de l'offre mondiale du pétrole qui s'est traduite à partir de la mi-2014 par une chute considérable du prix du pétrole. Par conséquent, le prix du pétrole avait atteint un plus historique en franchissant la barre symbolique de 35 dollars. Par la suite il s'est stabilisé sur le niveau de 60 dollars. Ces irrégularités témoignent Sur l'année 2015, le baril du pétrole a perdu près de 39 % en passant de 60 dollars en début d'année à environ 36,70 dollars fin décembre 2015. Mais, l'accord des pays de l'OPEP en coordination avec la Russie de réduire leurs productions de pétrole a permis un rééquilibrage du marché du pétrole stabilisant les prix autour des 60 dollars le baril entre 2016-2019 juste avant l'arrivée de la crise du Covid en Mars 2000. Ces irrégularités témoignent d'une forte volatilité du pétrole qui a un impact inévitable sur un ensemble de variables économiques de la Russie en tant que pays exportateur du pétrole.

Conclusion :

A la suite de l'effondrement de l'URSS, la transition rapide vers une économie de marché au cours des années 1990 a provoqué un effondrement total de l'économie en Russie. Lorsque la présidence de Boris Eltsine toucha à sa fin, l'économie russe est au plus bas. Le PIB a baissé de 7,5 % par an en moyenne entre 1990 et 1998, soit chute d'environ 45%.

L'arrivée de Vladimir Poutine au pouvoir en 2000 a permis de rétablir le fonctionnement de l'État et créer les conditions d'un essor de l'économie russe. Bénéficiant d'une augmentation spectaculaire du prix international du pétrole, la Russie a connu de 2000 à 2008 un essor économique considérable puisqu'elle a enregistré une croissance moyenne de 7% par an. Cet essor a été interrompu par la crise financière mondiale de 2008. Mais, la reprise des prix du pétrole à partir de 2009-2010 a redonné l'espoir à la Russie d'une forte reprise économique.

La hausse du prix du pétrole de 2010 à Juillet 2014 a surtout permis à la Russie de constituer des réserves lui permettant de se couvrir contre les fluctuations du prix du pétrole et des crises financières à répétition. Le fonds souverain russe a joué un rôle central dans les politiques de stabilisation de l'économie russe. En effet, même s'il y a une stagnation de l'économie russe depuis une dizaine d'année et malgré les sanctions économiques occidentales contre la Russie, la Russie n'a pas enregistré de crise financière comparable à celle de 1998.

La Russie, qui dispose de ressources pétrolières parmi les plus importantes du monde et de larges réserves de gaz dépassant celles de tout le Moyen-Orient, est donc potentiellement en capacité de réaliser de très bonnes performances économiques.

Le secteur économique basé sur l'industrie du pétrole a une importance centrale pour l'économie de la Russie. Les performances macroéconomiques de la Russie (croissance, taux d'inflation, taux de change, capitalisation boursière…) sont supposées étroitement liées au marché du pétrole. C'est pour cela que nous nous proposons dans un deuxième chapitre d'analyser l'impact du prix international sur l'économie de la Russie ainsi que de proposer la méthodologie économétrique qui sera utilisée.

Chapitre 2. Impact du prix du pétrole sur l'économie de la Russie

Revue de littérature et Méthodologies d'analyse

Introduction :

La croissance spectaculaire du prix international du pétrole durant les années 2000 a permis un essor remarquable de la classe moyenne en Russie. En effet, entre 1999 et 2007 les revenus des ménages en Russie ont enregistré une augmentation de 10% à 15% par an. Ce qui s'est traduit par une croissance de la consommation des ménages qui a été à l'origine d'une expansion sans précédent de l'économie de la Russie qui enregistrait une croissance annuelle d'environ 7.5% durant cette période historique.

Néanmoins, et compte tenu d'un manque de compétitivité du secteur industriel en Russie qui s'est révélé incapable de satisfaire la demande des consommateurs, ce boom économique n'a pas été entièrement profitable à l'industrie du russe. Ce qui s'est traduit par un accroissement spectaculaire des importations qui ont été multipliées par cinq en 10 ans avec toutes les conséquences néfastes sur la balance commerciale et la balance des paiements et donc sur le taux de change du rouble russe et sur l'inflation.

Cette période de forte croissance économique a été brutalement interrompue par la chute des prix de pétrole à la suite de la crise des subprimes. Bien qu'on ait pu assister à un retour de la croissance entre 2010 et 2013, le taux de croissance était très faible. Mais, la chute du prix de pétrole à partir de Juin 2014 a de nouveau plongé l'économie de la Russie en récession économique. En parallèle, le taux de change du rouble russe a perdu deux fois de sa valeur face au dollar américain et face à l'Euro. Cette baisse considérable de la valeur du rouble a provoqué un renchérissement en monnaie locale de tous les produits

importés, industriels et alimentaires, ainsi créant ainsi une forte augmentation de l'inflation. Face à une cette forte baisse de sa monnaie domestique et afin de lutter contre les tensions inflationnistes, la Banque centrale de Russie a été contrainte dès décembre 2014 de relever brusquement et fortement son taux d'intérêt de base à 17%. Cette augmentation spectaculaire du taux d'intérêt avait pour but ultime de limiter au maximum la fuite des capitaux étrangers qui exacerbait la baisse du rouble causée principalement par la chute du prix de pétrole.

Cependant, à partir de 2017, l'économie russe a fait preuve d'améliorations notables. Ainsi, il y a eu un retour de la croissance du PIB, une tendance à la baisse du taux d'inflation, une relative stabilité du taux de change du rouble russe, ainsi qu'une tendance haussière l'indice boursier RTS.

L'analyse de la dynamique du prix du pétrole ainsi que la modélisation économétrique des dynamiques d'évolution et des interactions entre le prix de pétrole et des variables macroéconomiques et financières sont susceptibles de permettre aux agents économiques d'avoir les stratégies d'investissement adéquates et aux décideurs politiques d'élaborer des politiques économiques pour la Russie.

C'est dans ce cadre qu'on s'est fixé comme objectif dans ce chapitre d'analyser l'impact du prix de pétrole sur l'économie et la sphère financière de la Russie. Nous commençons tout d'abord par un examen de la revue de littérature des travaux de recherche qui ont étudié l'influence du prix du pétrole sur le secteur financier et sur l'économie en général. Ce qui nous permettra d'explorer les méthodologies et les résultats de ces travaux. Nous réaliserons ensuite une étude économétrique.

Section 1. Revue de littérature.

A. Le lien entre le prix du pétrole et les marchés financiers

Au cours des deux dernières décennies, on a assisté à l'émergence d'une vaste littérature empirique qui s'est intéressée à l'analyse des interconnexions entre le prix international du pétrole et les marchés boursiers. Plusieurs travaux empiriques ont identifié une relation négative entre le prix de pétrole et les rendements boursiers (Jones & Kaul (1996), Faff (2008), Miller et Ratti (2009), Chen (2009)). D'autre part, d'autres travaux ont mis en évidence le fait que les réponses des marchés boursiers aux chocs pétroliers dépendent

fortement de la position nette du pays sur le marché mondial du pétrole. En effet, ces travaux suggèrent que les impacts positifs entre le pétrole et les rendements boursiers concernent les pays exportateurs de pétrole, alors que les effets négatifs sont observés dans les pays importateurs de pétrole (Bashar (2006), Mohanty, Nandha, Turkistani et Alaitani (2011) et Wang, Wu et Yang (2013)).

D'autres auteurs ont montré que plusieurs institutions financières et beaucoup d'investisseurs considèrent le marché pétrolier comme un support d'investissement alternatif aux actifs boursiers qui peut générer de la rentabilité compte tenu de sa faible corrélation avec les classes d'actifs traditionnels et de son rôle de couverture contre les risques inflationnistes (Kat & Oomen (2007) et Silvennoinen & Thorp (2013)). Mais, d'autres auteurs mettent en doute cette hypothèse qui ont montré que le marché du pétrole et les marchés boursiers sont progressivement devenus fortement liés en raison de la financiarisation croissante du marché pétrolier qui résulte de la participation accrue des hedge funds spéculatifs sur le marché du pétrole (Buyuksahin, Haigh et Robe (2010), Silvennoinen & Thorp (2013), Tang & Xiong (2012), Buyuksahin & Robe (2011), Hamilton & Wu (2012) et Sadorsky (2014)).

Néanmoins, et malgré l'intérêt accru pour la relation entre la bourse et le pétrole, la littérature est restée relativement silencieuse sur la relation entre la volatilité des actions et celle du marché pétrolier. Ross (1989) a montré que la volatilité des prix des actifs contenait des informations importantes et que les volatilités des différents marchés pouvaient s'influencer mutuellement. Plus récemment, Bloom (2009) et Baum, Caglaynan et Talavera (2010) soutiennent que l'incertitude sur le marché pétrolier génère des retards dans les décisions d'investissement et pourrait donc contribuer à augmenter la volatilité des marchés boursiers.

D'autres études plus récentes suggèrent que les volatilités des marchés boursiers et pétroliers pourraient avoir des effets importants les uns sur les autres, et ont montré des preuves irréfutables que ces marchés présentent des interrelations dynamiques (Bhar et Nikolova (2010), Choi et Hammoudeh (2010), Filis, Degiannakis et Floros (2011), Filis, Degiannakis et Kizys (2014), Antonakakis et Filis (2010), Degiannakis, Filis et Floros (2013)). Par conséquent, la relation entre les volatilités boursières et les volatilités du marché pétrolier pourrait également présenter un comportement hétérogène à différentes périodes et devrait donc être étudiée selon une approche dynamique.

D’autre part, de nombreux chercheurs affirment que l'impact des fluctuations du prix de pétrole sur les rendements boursiers est indirect puisqu'il peut être transmis par des variables macroéconomiques. Selon eux, le pétrole étant un produit de base important, toute hausse du prix de pétrole augmente les coûts de production. Ce qui entraîne une hausse des prix et donc une baisse de la demande et des dépenses de consommation (Hamilton (1996), Huang, Masulis et Stoll, (1996), Arouri et Nguyen (2010)). Une consommation plus faible entraîne une diminution de la production qui pourrait se traduire par une baisse de l'emploi (Lardic et Mignon (2006), Davis et Haltiwanger (2001)). Par conséquent, les bénéfices des sociétés et les dividendes, qui sont les principaux moteurs des prix des actions vont également diminuer (Sadorsky (1999), Al-Fayoumi, (2009)).

Un nombre important de recherches empiriques confirment ces effets néfastes des variations du prix du pétrole sur les marchés boursiers (Jones et Kaul (1996), Ciner (2001), (2013), Papapetrou (2001), Driesprong, Jacobsen et Maat (2008), Chen (2009), Miller et Ratti (2009)). Cependant, certains chercheurs soutiennent l'idée que cet effet n'est pertinent que pour les pays importateurs de pétrole, tandis que pour les pays exportateurs le prix du pétrole a des effets positifs sur les marchés boursiers (Sadorsky (2001); El-Sharif, Brown, Burton, Nixon et Russell (2005), Bashar (2006), Boyer et Filion (2007), O'Neill, Penm et Terrell (2008), Mohanty et al., (2011), Mohanty et Nandha (2011), Arouri et Rault (2012) et Filis et Chatziantoniou (2013), Wang et al., (2013)).

D'autre part, certains auteurs fournissent des preuves empiriques que les fluctuations du prix de pétrole ont peu ou pas d'effets sur les rendements boursiers (Lescaroux et Mignon (2008), Cong, Wei, Jiao et Fan (2008), Apergis et Miller (2009), Al Fayoumi (2009) et Al Janabi, Hatemi-J et Irandoust (2010)). Une explication plausible de ces effets faibles voire nuls peut être trouvée dans le fait que les économies soient capables de lutter contre les conséquences économiques des changements de prix du pétrole dont les effets supposés néfastes ne sont pas transmis au marché boursier. Ainsi, Filis et al. (2011) indiquent que les autorités monétaires s’assignent comme objectif le maintien de la stabilité de l'inflation empêchant ainsi toute pression inflationniste qui pourrait être causée par les variations du prix de pétrole. Par conséquent, ils minimisent les effets des variations de prix de pétrole sur l'économie et donc sur le marché boursier. En outre,

l'Agence internationale de l'énergie (2006), ainsi que Nordhaus (2007) suggèrent que les récents développements en matière d'investissement, de production de ressources renouvelables tendent à minimiser les conséquences des variations du prix de pétrole aux économies dans leur ensemble et sur les marchés boursiers en particulier.

Cependant, nous devons souligner que les changements de prix de pétrole pourraient avoir des effets différents sur les marchés boursiers, selon la nature des chocs pétroliers. Hamilton (2009) montre que les variations du prix de pétrole peuvent être déclenchées par des événements liés à la demande et à l'offre. Il explique que les chocs pétroliers du côté de la demande sont provoqués par des changements dans la demande globale (par exemple, l'essor industriel de la Chine, les récessions mondiales), tandis que les chocs pétroliers du côté de l'offre sont générés par les décisions de l'OPEP de réduire ou d'augmenter la production de pétrole ou en raison de perturbations de l'approvisionnement en pétrole dues à de mauvaises conditions météorologiques. Les données suggèrent que les chocs du côté de la demande exercent des effets positifs sur l'activité économique par rapport aux effets négatifs des chocs du côté de l'offre. De plus, Kilian (2009) a identifié un troisième type de chocs pétroliers en démêlant le choc de la demande (identique au choc de la demande de Hamilton) du choc d'une demande de précaution reflétant l'incertitude sur la disponibilité future de pétrole. Ce type de choc peut être déclenché par des événements tels que les conflits de guerre au Moyen-Orient ou les attaques terroristes. Dans l'ensemble, il est évident que les trois chocs pétroliers soient directement liés aux grands événements économiques et géopolitiques.

Kilian et Park (2009) montrent que les marchés boursiers réagissent positivement aux chocs de la demande globale, alors qu'une réponse négative est observée dans le cas des chocs de demande de précaution. Des preuves empiriques supplémentaires suggèrent qu'il existe une corrélation positive entre les chocs positifs de la demande globale et les rendements financiers ou économiques, tandis que l'inverse est vrai pour la demande de précaution positive et les chocs de l'offre (Lescaroux et Mignon (2008), Apergis et Miller (2009), Filis et al., (2011), Basher, Haug et Sadorsky (2012), Baumeister et Peersman (2012), Chen, Hamori et Kinkyo, (2014)). En outre, de nombreux chercheurs consolident le concept selon lequel les chocs sur l'offre n'exercent aucun effet sur l'activité économique ou les marchés financiers (Kilky (2008), Hamilton, (2009), Filis et al. (2011), Sadorsky, Basher & Haug, (2012) et Degiannakis, Filis et Kizys (2014)).

Les études présentées ci-dessus se concentrent sur les rendements boursiers et les rendements des prix du pétrole. Néanmoins, l'interaction entre le marché pétrolier et le marché boursier peut se produire par le biais de leurs volatilités respectives (Huang et al., 1996). Une première étude sur les effets de la volatilité des prix du pétrole sur le marché boursier est celle de Sadorsky (1999). Les résultats de Sadorsky (1999) révèlent que la volatilité des prix du pétrole tend à avoir des effets asymétriques sur les rendements boursiers américains. Ils ont ainsi mis en évidence que l'impact des chocs positifs sur la volatilité des prix du pétrole exerce un impact nettement plus important sur les rendements boursiers américains que sur les chocs négatifs. Plus récemment, Park et Ratti (2008) suggèrent également que la volatilité des prix du pétrole contribue négativement aux variations des rendements boursiers aux États-Unis et dans treize pays européens. Toutefois, cette conclusion n'est pas valable pour le marché boursier norvégien, qui semble répondre positivement à la hausse de la volatilité des prix du pétrole, fort vraisemblablement en raison du fait que la Norvège soit un important exportateur de pétrole. Ratti, Seol et Yoon (2011) confirment ces résultats. En outre, les chocs pétroliers, et plus particulièrement les chocs globaux de la demande, ont également un impact sur la volatilité des marchés boursiers, comme l'indique Degiannakis (2014).

Choi et Hammoudeh (2010) ont utilisé un modèle GARCH-DCC pour examiner la corrélation entre le marché boursier et les marchés pétroliers depuis la guerre en Irak en 2003 et signalent que cette corrélation diminue avec le temps et est de signe négatif.

Bhar et Nikolova (2010) étudient la corrélation entre le marché boursier russe et le prix de pétrole et ont trouvé des preuves d'une corrélation négative permanente entre le pétrole et le marché boursier russe au cours de la période 1995-2007.

Broadstock et al. (2012) utilisent un modèle GARCH-BEKK pour examiner la corrélation entre les variations du prix du pétrole et les actions liées à l'énergie en Chine. Ils constatent que la corrélation augmente de manière significative depuis le pic de la crise financière mondiale de 2007-2009.

Broadstock et Filis (2014) se concentrent sur la relation dynamique entre les chocs pétroliers, identifiés par Kilian (2009) et les rendements boursiers des États-Unis et de la Chine. En utilisant le modèle Scalar-BEKK, ils ont trouvé que le marché boursier américain a une plus grande corrélation avec les chocs pétroliers que le marché boursiers chinois.

Filis (2014) utilise également un modèle Scalar-BEKK pour examiner les mouvements dynamiques entre les rendements boursiers et les chocs pétroliers pour six pays importateurs de pétrole et deux pays exportateurs de pétrole. Les résultats de l'étude sont similaires à ceux de Broadstock et Filis (2014).

Il existe cependant très peu d'études sur la corrélation dynamique entre le marché du pétrole et les marchés boursiers. Ewing et Thompson (2007) ont étudié des co-mouvements dynamiques entre les prix du pétrole et les marchés boursiers en utilisant les composantes cycliques des prix du pétrole et des cours boursiers. Ils ont conclu que les prix de pétrole et les cours boursiers sont procycliques et ont une avance sur les cours des actions de 6 mois.

Bharn et Nikolova (2010) ont également examiné la corrélation dynamique entre les cours boursiers et les prix de pétrole, en Russie, en utilisant un modèle EGARCH bivarié. Ils ont identifié trois événements majeurs (l'attaque terroriste du 11 septembre 2001, la guerre en Irak en 2003 et la guerre civile en Irak en 2006) qui ont provoqué une corrélation négative entre le marché boursier russe et les prix du pétrole.

Aloui et Jammazi (2009) ont appliqué un modèle EGARCH à changement de régime univarié pour examiner la relation entre les chocs pétroliers des marchés boursiers de Royaume-Uni, de France et de Japon. Ils ont détecté deux épisodes de comportement des séries, l'un relatif à un régime de la moyenne faible et la variance élevée et l'autre à un régime de la moyenne élevée et de la variance faible, et ont fourni la preuve que les récessions coïncident avec le régime de moyenne faible et variance élevée. De plus, Lee et Chiou (2011) ont appliqué un modèle GARCH à changement de régime univarié pour examiner la relation entre les prix du pétrole WTI et les rendements du S&P500. Ils ont conclu qu'en cas de fluctuations importantes des prix du pétrole, les changements de prix asymétriques qui en résultent entraînent des répercussions négatives sur les rendements du S&P500, mais le résultat ne tient pas dans un régime de fluctuations plus faibles des prix du pétrole.

Cifarelli et Paladino (2010) ont fait appel à un modèle CCC-GARCH multivarié et ont mis en évidence que les variations du prix de pétrole sont négativement liées aux variations du cours des actions et des taux de change. Enfin, Choi et Hammoudeh (2010) ont appliqué un modèle DCC-GARCH symétrique et ont indiqué des corrélations croissantes entre le Brent, le WTI, le cuivre, l'or et l'argent, mais des corrélations

décroissantes avec l'indice S&P500. Chang, McAleer et Tansuchat (2010), en utilisant un modèle DCC-GARCH symétrique, ont également étudié les corrélations conditionnelles et les impacts de la volatilité du pétrole brut (marchés WTI et Brent) sur les Indices boursiers FTSE100, NYSE, Dow Jones et S&P500.

B. L'influence du prix du pétrole sur les variables macroéconomiques

Nous avons évoqué précédemment que les fluctuations des prix de pétrole peuvent avoir un effet différent selon que le pays soit un pays importateur ou un pays exportateur.

Ainsi, chez les pays importateurs de pétrole, l'augmentation du prix du pétrole provoque une augmentation des coûts de production et donc du taux d'inflation (l'effet inverse est observé en cas de diminution du prix du pétrole). L'augmentation du taux d'inflation a un effet sur la croissance économique en impactant l'économie réelle et de façon simultanée les marchés financiers.

L'augmentation des prix de pétrole entraîne également un transfert de revenus des pays importateurs vers les pays exportateurs dont le taux de change de leurs monnaies domestiques sont impactés par ce transfert (Amano et Norden(1998) ; Turhan, Hacihasanoglu et Soytas (2012)).

A l'opposé, chez les pays exportateurs, les fluctuations des prix de pétrole jouent un rôle beaucoup plus important. En effet, la diminution des prix de pétrole entraîne une chute des revenus d'exportation. Comme ces revenus constituent une large part du budget des Etats chez ces pays exportateurs, leur baisse se traduit inéluctablement par une baisse des dépenses publiques. Compte tenu du rôle central des dépenses publiques dans ces pays, leur baisse a un effet négatif sur les performances en terme de croissance économique. D'autre part, la chute des revenus d'exportation donne naissance à des déséquilibres de la balance des paiements qui se traduisent souvent par une hausse des taux d'intérêt, et qui peuvent déboucher sur des crises de liquidité (Jimenez-Rodriguez et Sanchez, 2005, Rickne, 2009).

Pour conclure, nous pouvons dire que selon la littérature empirique, l'effet le plus important du prix de pétrole chez les pays importateurs s'exerce sur les prix pouvant causer des tensions inflationnistes alors que dans les pays exportateurs c'est l'effet sur le

taux de change et la croissance économique qui prédomine (Bernanke, Gertfler et Watson, 1997 ; Jimenez-Rodriguez et Sanchez, 2005, Lescaroux et Mignon, 2008 : Rickne, 2009). Lescaroux et Mignon (2008), en faisant appel à la théorie de la cointégration et la causalité de Granger, ont étudié l'impact du prix du pétrole sur l'activité économique des pays membres de l'OPEC. Les auteurs ont montré qu'il existe une relation entre le prix de pétrole et les prix des actions à court terme, et une relation à long terme entre les variables macroéconomiques telles que le PIB, l'indice des prix à la consommation (IPC), la consommation des ménages et le taux de chômage.

Dans le cas de la Russie qui constitue l'objet de notre thèse, Benedictow, Fjartoft, Lofsnas (2010) ont montré que l'économie de la Russie était vulnérable aux fluctuations du prix pétrolier, mais on trouve des preuves de la faiblesse de la croissance économique en absence de prix élevés de pétrole.

Filis et Chatziantoniou (2014), ont étudié l'impact du choc pétrolier sur les pays exportateurs et importateurs du pétrole via une analyse de la fonction de réponse impulsionnelle. Dans le cas de la Russie, un choc pétrolier positif induit une réponse positive de l'inflation et des taux d'intérêts. Le marché boursier a une réponse négative à l'inflation et au taux d'intérêt. Ce qui montre que si le taux d'inflation est élevé, le marché boursier va enregistrer une baisse.

Kaplan (2015) a étudié les ruptures structurelles et la cointégration linéaire du prix de pétrole et du rouble. Il a mis en évidence que malgré la présence des ruptures structurelles, il existe une relation de cointégration linéaire entre les variables. Notons que selon Mamatzakis (2015), si la relation de long-terme entre les deux séries temporelles du pétrole et du rouble a changé à cause d'une rupture, le vecteur de cointégration invariant dans le temps ne sera plus valide. Ce fait nous incite à revisiter le travail de Kaplan en faisant appel à des modèles non linéaires comme les modèles à seuils.

Polbin et Skrobotov (2016) ont étudié les ruptures structurelles dans l'économie de la Russie. Les résultats empiriques montrent l'existence des 2 ruptures structurelles dans le taux de croissance de long terme de l'économie russe : 1998 Q3, 2007 Q3. Ce résultat indique que les problèmes structurels de l'économie de la Russie ont commencé avant la crise de 2008-2009 et que le taux de croissance élevé des années 200 était le résultat d'une croissance brutale et spectaculaire du prix de pétrole observée à partir de 2003.

Conclusion :

Nous avons présenté la littérature qui a étudié l'impact du prix du pétrole sur les différentes variables macroéconomiques et financières. Ainsi, nous trouvons que la hausse du prix du pétrole affecte positivement les pays exportateurs et négativement les pays importateurs. Lorsque le prix du pétrole augmente dans les pays importateurs cela entraine l'augmentation des coûts de production et de transport, mais augmente le niveau de richesses dans les pays exportateurs via l'afflux de devises.

Dans le cas de la Russie, la chute du prix du pétrole a fait dégringoler le cours du rouble et a entrainé la stagnation voire la chute du PIB, la hausse d'inflation et du chômage.

Section 2. Méthodologies d'analyse des séries temporelles

Ce chapitre présente les différentes méthodologies auxquelles nous allons faire appel dans le cadre de notre thèse. Nous présenterons les tests préliminaires de racine unitaire, les tests de linéarité, les tests de rupture structurelle. Ensuite, nous présenterons les concepts de cointégration linéaire et non linéaire et la méthodologie. Nous présenterons ensuite les modèles à seuil de type TAR.

A. Les tests de racine unitaire :

Lorsqu'on modélise un processus, il faut s'assurer de sa stationnarité. Faute de quoi, on encourt le risque de produire des régressions fallacieuses. La non stationnarité d'ordre 2 est engendrée par le fait que les moyenne et la variance d'un processus aléatoire ne soient pas constantes au cours du temps. Par conséquent, la première étape de l'analyse des séries temporelles consiste à en tester la stationnarité en faisant appel à des tests spécifiques qu'on appelle les tests de racine unitaire. La présence d'une ou plusieurs racines unitaires dans la structure d'une série temporelle témoigne de sa non stationnarité. Il existe une large palette de tests de racine unitaire, mais le plus célèbre est celui introduit par Dickey-Fuller (1979,1981).

I.1.Test de Dickey-Fuller :

Dickey (1976) et Fuller (1976) ont proposé une procédure de test fondée sur l'estimation par les MCO de trois modèles autorégressifs du premier ordre : le modèle sans constante, le modèle avec constante et le modèle avec constante et tendance. Nous allons présenter les processus générateurs des données (PGD) qui conduisent à ces modèles de régression.

PGD (1).

$$(1-\rho L)y_t = u_t \quad y_0 = 0\,, u_t \sim i.i.d.(0,\sigma_u^2) \tag{1}$$

Modèle (1).

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \tag{2}$$

1. Sous l'hypothèse de la racine unitaire $\rho = 1$, il vient :

$$y_t = y_{t-1} + u_t \quad ou\ y_t = y_0 + \sum_{i=1}^{t} u_t \tag{3}$$

C'est un processus de marche au hasard sans dérive caractérisé par une non-stationnarité de nature stochastique, stationnaire en différences premières (processus DS).

2. Sous l'hypothèse alternative $|\rho| < 1$, on obtient :

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \tag{4}$$

C'est un processus AR (1) asymptotiquement stationnaire de moyenne nulle.

PGD (2).

$$(1-\rho L)(y_t - \mu) = u_t, y_0 = 0, \mu \neq 0, u_t \sim i.i.d(0,\sigma_u^2) \tag{5}$$

Modèle (2).

$$y_t = c + \rho y_{t-1} + u_t \tag{6}$$

où $c = (1-\rho) \times \mu$ et μ est la moyenne non nulle de y_t

3. Sous l'hypothèse de la racine unitaire $\rho = 1$, on obtient $c = 0$, ce qui nous amène à un processus de marche au hasard sans dérive, stationnaire en différences premières (processus DS).

Notons que, l'hypothèse $\rho = 1$ implique que $c = 0$; donc on ne peut pas avoir à la fois $\rho = 1 \; et \; c \neq 0$.

1. Sous l'hypothèse alternative $|\rho| < 1$, nous avons :

$$y_t = c + \rho y_{t-1} + u_t \tag{7}$$

où $c = (1-\rho)\mu \neq 0$

C'est un processus AR(1) stationnaire en écarts à une moyenne constante non nulle μ.

PGD (3).

$$y_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t, (1-\rho L)\varepsilon_t = u_t, y_0, \varepsilon_0 = 0, \alpha \neq 0, \beta \neq 0 \tag{8}$$

$$u_t \sim i.i.d(0, \sigma_u^2) \; (6)$$

Modèle (3)

$$y_t = c + bt + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{9}$$

où $c = (1-\rho)\alpha + \rho\beta \; et \; b = (1-\rho)\beta$

2. Sous l'hypothèse de la racine unitaire $\rho = 1$, on a $c = \beta \; et \; b = 0$:

$$y_t = \beta + y_{t-1} + u_t \tag{10}$$

ou $y_t = y_0 + \beta t + \sum_{i=1}^{t} u_i$

C'est un processus de marche au hasard avec dérive avec une non-stationnarité de nature mixte : déterministe et stochastique, stationnaire en différences premières (processus DS).

3. Sous l'hypothèse alternative $|\rho| < 1$, il vient :

$$y_t = c + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{11}$$

où $c = (1-\rho)\alpha + \rho\beta \; et \; b = (1-\rho)\beta$

Il s'agit d'un processus caractérisé par une non-stationnarité de nature déterministe, stationnaire en écarts à la tendance linéaire (processus TS).

La procédure de test de Dickey-Fuller augmenté.

Cette procédure de test est fondée sur l'estimation par les MCO de trois modèles autorégressifs d'ordre *p* obtenus en soustrayant y_{t-1} aux deux membres des modèles (1), (2), (3) et en ajoutant $p-1$ retards en différences premières :

Modèle (1)

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + u_t \qquad (12)$$

$u_t \sim i.i.d(0, \sigma_u^2)$

Modèle (2)

$$\Delta y_t = c + \pi y_{t-1} + \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + u_t \qquad (13)$$

Modèle (3)

$$\Delta y_t = c + bt + \pi y_{t-1} + \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta y_{t-j+1} + u_t \qquad (14)$$

Le test de l'hypothèse H_0 de la racine unitaire revient au test de significativité du coefficient π que l'on réalise à l'aide des statistiques *t* usuelles $t_{\pi^*}, t_{\widehat{\pi}}, t_{\widetilde{\pi}}$ dont les distributions asymptotiques sont identiques à celles des statistiques $t_{\rho^*}, t_{\widehat{\rho}}, t_{\widetilde{\rho}}$.

II.2.Test d'Elliot-Rottenberg-Stock

Pour réaliser ce test, on élimine les composantes déterministes par une régression sur les séries quasi-différenciées. Soit X_t la série qui comprend T observations. La procédure est la suivante :

-après l'examen de la série, on décide de modéliser la série et on calcule

$$\alpha = 1 - \frac{c}{T} \qquad (15)$$

-soit $z_t = 1$ dans le cas sans dérive et $z_t = (1, t)$ dans le cas avec dérive. On quasi-différencie les séries $X_t et\ z_t\ par\ \tilde{X}_1 = X_1, \tilde{z}_1 = z_1\ et\ pour\ t > 1$,

$$\tilde{X}_t = X_t - \alpha X_{t-1} \tag{16}$$

Et

$$\tilde{z}_t = z_t - \alpha z_{t-1} \tag{17}$$

- soient β les coefficients estimés dans la régression de $\tilde{X}_t sur\ \tilde{z}_t$. On crée une nouvelle série détrendée

$$X_t^d = X_t - z_t \beta \tag{18}$$

- On effectue ensuite la régression (éventuellement augmentée) de Dickey-Fuller avec $d_t = 0$

$$\Delta X_t^d = \rho X_{t-1}^d + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta X_{t-i}^d + u_t \tag{19}$$

Le test proposé par ERS est le Student de l'hypothèse $\rho = 0$ dans cette régression. Ses valeurs critiques asymptotiques sont données dans le tableau ci-dessous.

Valeur critique	**1%**	**5%**	**10%**
Sans dérive	-2.58	-1.95	-1.62
Avec dérive	-3.48	-2.89	-2.57

Tableau 6.Les valeurs critiques du Test d'Elliott-Rothenberg-Stock

II.3.Test de KPSS

Kwiatkowski, Philips, Schmidt et Shin (1992) ont proposé le test fondé sur une hypothèse nulle de stationnarité. Son calcul est très simple. On commence par régresser X_t sur une constante (le cas sans dérive) ou sur une constante et un $trend$ (le cas avec dérive). Soit $\hat{e}_t$ le résidu estimé. On calcule ensuite les sommes partielles :

$$\hat{S}_t = \sum_{\tau=1}^{t} \hat{e}_\tau \tag{20}$$

Et on estime la variance de long terme de $\hat{e}_t$ par $\hat{s}^2$. La statistique de test est alors :

$$KPSS = \frac{1}{\hat{s}^2} \frac{\sum_{t=1}^{T} \hat{S}_t^2}{T^2} \tag{21}$$

En effet si X_t est stationnaire, $\hat{S}_t$ sera $I(1)$ et de moyenne nulle, si bien que $\sum_{t=1}^{T} \hat{S}_t^2$ sera d'ordre T^2, dans le cas contraire, $\sum_{t=1}^{T} \hat{S}_t^2$explosera plus rapidement. Cette fois, on **rejette** la stationnarité quand KPSS est **supérieur** aux valeurs critiques données dans le tableau ci-dessous.

Valeur critique	**1%**	**5%**	**10%**
Sans dérive	0.739	0.463	0.347
Avec dérive	0.216	0.146	0.119

Tableau 7. Les valeurs critiques du test KPSS

I.4.Test de Schmidt–Phillips

Schmidt et Philips (1992) ont proposé les tests qui sont valables si la série contient une dérive ou non. Ils commencent par enlever la tendance de la série par :

$$\hat{S}_t = X_t - \hat{\psi} - \hat{\xi}_t \tag{22}$$

Où

$$\hat{\xi} = \frac{X_T - X_1}{T-1} \; et \; \hat{\psi} = X_1 - \hat{\xi} \tag{23}$$

Ensuite, on réalise une régression semblable à celle de Dickey-Fuller avec $d_t = a$:

$$\Delta X_t = a + \rho \hat{S}_{t-1} + u_t \tag{24}$$

Les statistiques de test sont $SP_\rho = T\hat{\rho}$ et SP_τ (le Student de l'hypothèse $\rho = 0$). Il est souhaitable de les corriger pour la présence d'autocorrélation. Pour ce faire, on effectue la régression auxiliaire

$$X_t = a + bt + \beta X_{t-1} + \nu_t \tag{25}$$

Et on calcule le facteur $k = \frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{s}^2}, o\grave{u}\ \sigma^2\ (resp. s^2)$ est la variance de court terme (resp. long terme) des résidus estimés $\hat{v}_t$. Ensuite, il faut diviser SP_ρ par $k\ et\ SP_\tau\ par\ \sqrt{k}$. Les valeurs critiques de ces tests sont données dans le tableau ci-dessous. On rejette la non-stationnarité quand la statistique de test prend une valeur inférieure à ces valeurs critiques.

Valeur critique à	**1%**	**5%**	**10%**
$\boldsymbol{SP_\rho}$	-25.2	-18.1	-15.0
$\boldsymbol{SP_\tau}$	-3.56	-3.02	-2.75

Tableau 8. Les valeurs critiques de test de Schmidt-Phillips

I.5.Test de Phillips-Perron

La procédure de test consiste à tester l'hypothèse de racine unitaire $H_0 : \rho = 0$ dans les modèles suivants :

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \alpha + \beta + \epsilon_t \tag{26}$$

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \alpha + \epsilon_t \tag{27}$$

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \epsilon_t \qquad (28)$$

La statistique de test de PP est une statistique de Student corrigée de la présence d'autocorrélation par la prise en compte d'une estimation de la variance de long terme de ϵ_t (calculée par la densité spectrale de ϵ_t à la fréquence zéro), robuste à la présence d'autocorrélation et l'hétéroscédasticité.

Cette estimation de la variance de long terme de ϵ_t est donnée par :

$$\omega^2 = \gamma_\epsilon(0) + 2\sum_{(j=1)}^{q} \gamma_\epsilon(j) \qquad (29)$$

Où $\gamma_\epsilon(j)$, j=0, 1, …, q est le coefficient d'autocorrélation d'ordre j de ϵ_t et q est un paramètre de troncature (pour ne pas calculer les coefficients d'autocovariances jusqu'à un ordre infini !) choisi par exemple de la manière suivante :

$q = floor\left[4\left(\frac{T}{100}\right)^{\frac{2}{9}}\right]$ (=4 si T=100 ;5 si T=500)

On préfère en général utiliser la correction de Newey-West :

$$\omega^2 = \gamma_\epsilon(0) + 2\sum_{(j=1)}^{q}\left(1 - \frac{j}{q+1}\right)\gamma_\epsilon(j) \qquad (30)$$

La distribution asymptotique de la statistique de Student corrigée de ω est la même que celle de DF.

I.6.Les tests de rupture structurelle

La prise en compte d'une période de rupture permet d'analyser correctement la série en question. La présence des ruptures impacte les résultats des tests de cointégration.

L'hypothèse nulle d'absence de cointégration sera souvent acceptée s'il a des ruptures dans le modèle à correction d'erreurs (Gregory, Hansen (1996)).

I.6.1.Test d'une seule rupture (Test de Chow (1960))

i .Date connue

On applique le test de Chow pour tester l'hypothèse nulle de stabilité contre l'hypothèse alternative d'une seule rupture $m = 1$ à une date connue T_1. La statistique de test s'écrit :

$$F_T^{Chow}(T_1) = \frac{(T - 2q - p)}{q}\left(\frac{SSR_{1,T} - SSRA_{T1}}{SSRA_{T1}}\right) \quad (31)$$

Où $SSR_{1,T}$ est la somme des carrées des résidus (SCR) pour le modèle sans rupture estimé pour les dates *1 à T,* $SSRA_{T1}$ est la SCR pour le modèle avec une rupture sur les paramètres à la date T_1 ; q est le nombre de paramètres censés avoir une rupture ; p est le nombre de paramètres supposés stables. La statistique suit une loi de Fisher, à q et $T - 2q - p$ degrés de liberté si les erreurs sont indépendantes identiquement distribuées $(i.i.d)$ et suivent une loi normale.

Il existe également la forme de Wald fondée sur la statistique $F = qF^{Chow}$ moins restrictive. Son expression est donnée par :

$$F_T\left(\frac{T_1}{T}\right) = (T - 2q - p)\left(\frac{SSR_{1,T} - SSRA_{T1}}{SSRA_{T1}}\right) \quad (32)$$

Cette statistique suit une loi du Chi-2 à q degrés de liberté, sous l'hypothèse d'erreurs i.i.d., sans restriction sur la loi suivie.

On peut réécrire la statistique (32) sous la forme :

$$F\left(\frac{T_1}{T}\right) = \frac{(T-2q-p)}{T}\hat{\delta}'R'\left[R'\hat{V}\left(\hat{\delta}'\right)R'\right]^{-1}R\hat{\delta} \qquad (33)$$

Où $\hat{\delta}$ est le vecteur de paramètres estimés, R une matrice telle que sous l'hypothèse nulle de stabilité $R\delta = 0$, et $\hat{V}\left(\hat{\delta}\right)$ est la variance estimée de $\hat{\delta}$. Dans le cas d'erreurs $i.i.d.$ $\hat{V}\left(\hat{\delta}\right) = \hat{\sigma}^2(X'X)^{-1}$où $\hat{\sigma}^2$ est un estimateur de la variance des résidus u_t et X représente la matrice des régresseurs empilés.

ii.Date inconnue

Lorsque la date de rupture T n'est pas connue, on calcule la statistique F pour toutes les valeurs possibles de T et on retient celle dont la valeur F est la plus grande. C'est équivalent à sélectionner la date de rupture dont la somme des carrés des résides est minimale. La statistique ainsi obtenue est nommée « Sup F » :

$$SupF = Max\ F\left(\frac{T_1}{T}\right) \qquad (34)$$

Grace la statistique *SupF* on obtient un estimateur de la date de rupture T la plus probable. Pour décider si la rupture identifiée est significative il faut utiliser une distribution non-standard tabulée par Andrews (1993) et non pas celle de Chow. Cela s'explique par le fait que les seuils critiques pour accepter l'hypothèse de rupture sont plus élevés que ceux fournis par la table statistique du Chi-deux usuelle.

Andrews (1993) a élaboré la distribution des statistiques $SupF$ pour des régresseurs stationnaires et sans tendance déterministe. Vogelsang (1997) a considéré le cas de régresseurs incluant des tendances déterministes. Bai et Perron (1998b) proposent d'utiliser les mêmes valeurs critiques avec et sans tendance déterministe parmi les régresseurs.

Nous pouvons présenter d'autres tests de stabilité ne spécifiant pas de date a priori. Andrews et Ploberger (1994) ont proposé les statistiques *ExpF* et *AvgF* qui s'écrivent de manière suivante :

$$ExpF = \ln\left[\left(\frac{1}{T_{max} - T_{min} + 1}\sum_{T_{min}}^{T_{min}} \exp\left(\frac{1}{2}F\left(\frac{T_1}{T}\right)\right)\right)\right] \quad (35)$$

$$AvgF = \left(\frac{1}{T_{max} - T_{min} + 1}\right)\sum_{T_{min}}^{T_{min}} \mathrm{F}\left(\frac{T_1}{T}\right) \quad (36)$$

Ces statistiques suivent des lois tabulées par Andrews et Ploberger (1994). Elles conduisent à des tests plus puissants que celui fondé sur la statistique *SupF*.

I.6.2. Test de ruptures multiples

Les tests F et *SupF* s'utilisent aux cas de ruptures multiples lorsqu'on suppose le nombre de ruptures connu. Dans le cas où le nombre de ruptures reste inconnu, il est nécessaire de l'estimer.

i .Nombre de ruptures connu

Lorsqu'on connait le nombre et les dates de ruptures, on peut utiliser le test de Chow. La statistique de Wald pour m ruptures aux dates $T_1, \ldots, T_m$ se définit :

$$F(m) = \frac{(T - (m+1)q - p)}{Tm}\hat{\delta}' R'\left[R'\hat{V}(\hat{\delta}')R\right]^{-1}R\hat{\delta} \quad (37)$$

Bai et Perron (1998a et b) et Bai (1999) ont développé une généralisation des tests *SupF*. Ils ont proposé la statistique *SupF(m)* qui consiste à sélectionner la valeur maximale de toutes les statistiques de test de l'hypothèse de stabilité *(m=0)* contre l'hypothèse de *m* ruptures. Un autre test proposé est basé sur la statistique $supF(m+1|m)$, qui consiste à fixer m ruptures. Cette statistique représente la valeur maximale des statistiques de Wald

qui testent l'hypothèse nulle de m ruptures contre l'hypothèse alternative de *m+1* ruptures. On obtient cette valeur parmi toutes les dates de ruptures possibles.

ii.Nombre inconnu de ruptures: tests *SupF* séquentiels

Bai et Perron (1998a et b) ont développé une méthode séquentielle d'estimation du nombre de ruptures. D'abord, on doit tester l'hypothèse nulle de stabilité contre l'hypothèse de la présence d'une rupture. En cas de rejet de l'hypothèse nulle, on conclue qu'il y a présence d'une rupture. Ensuite, on doit tester l'hypothèse nulle d'une rupture contre celle de plusieurs ruptures en utilisant la statistique $supF(\ m+1|m)$. On répète la procédure pour *m* croissant jusqu'à ce que l'hypothèse de stabilité ne puisse plus être rejetée.

Il existe deux versions de ce test. La première consiste à déterminer de manière séquentielle les dates de ruptures et la seconde nécessite de déterminer simultanément ces dates. Dans le premier cas, on conserve la première date obtenue lorsqu'on teste une seconde, ce qui repose sur la propriété de l'estimation convergente des dates de rupture, établie par Bai (1996). Le deuxième cas consiste en l'estimation simultanée de toutes les dates de rupture où on sélectionne librement les *m* dates de rupture.

iii.Nombre inconnu de ruptures: Approche par les critères d'information

Il est possible de déterminer le nombre de rupture de manière plus simple à l'aide du Critère d'Information Bayésien BIC (*Bayesian Information Criterion)* proposé par Yao (1987) et Kim (1997). Selon cette approche on estime le modèle pour tous les nombres et toutes les dates de ruptures possibles et on sélectionne le modèle dont le critère BIC est minimal. Le critère BIC s'écrit :

$$BIC = \ln\left(\frac{SSR}{T}\right) + [(m+1)q + m + p]\ \frac{\ln(T)}{T} \qquad (38)$$

où *m* représente le nombre de ruptures, q est le nombre de paramètres sujets à une rupture, *p* le nombre de paramètres sans les ruptures.

Yao (1987) a proposé des fondements statistiques au critère BIC et prouve que son estimateur du nombre de ruptures est convergent. Néanmoins, la validité de ce résultat

n'est possible que sous les hypothèses de normalité et non-autocorrélation des résidus. Notons que, Bai et Perron prouvent que la procédure de sélection du nombre de ruptures par la méthode *SupF* séquentielle est plus performante que l'approche par le critère BIC.

iv .Intervalles de confiance

Lorsque l'hypothèse de stabilité du modèle est rejetée et le nombre des ruptures est déterminé, il reste à déterminer la date de rupture. Pour ce faire Bai (1997) a développé l'approche du calcul d'un intervalle de confiance autour de cette date. On considère le modèle à une rupture :

$$y_t = x_t'\beta + \epsilon_t, \qquad t = 1, \dots, T_1 \tag{39}$$

$$y_t = x_t'\beta + z_t'\delta + \epsilon_t, \qquad t = T_1 + 1, \dots, T \tag{40}$$

où les régresseurs z_t sont le sous-ensemble des régresseurs x_t dont le paramètre est concerné par une rupture.

La procédure pour une rupture est la suivante. On note :

$$\widehat{Q_1} = \frac{1}{T_1}\sum_{t=1}^{T_1} z_t z_t' \tag{41}$$

Qui représente un estimateur de la variance de L.T. du vecteur z pour la période (1,..,T_1). Q_2 et Q_2 sont les matrices correspondantes définies pour les observations $t = T + 1$ à T. On définit également les scalaires :

$$\hat{L} = \frac{\left(\hat{\delta}'\hat{Q}_1\hat{\delta}\right)^2}{\left(\hat{\delta}'\hat{\Omega}_1\hat{\delta}\right)} \tag{42}$$

$$\xi = \frac{\hat{\delta}'\hat{Q}_2\hat{\delta}}{\hat{\delta}'\hat{Q}_1\hat{\delta}} \tag{43}$$

$$\phi = \frac{\hat{\delta}'\hat{\Omega}_2\hat{\delta}}{\hat{\delta}'\hat{\Omega}_1\hat{\delta}} \tag{44}$$

Un intervalle de confiance à 90% autour de la date de rupture est alors donné par :

$$\left[T_1 - \left[\frac{c_2}{\hat{L}}\right] - 1, T_1 + \left[\frac{c_1}{\hat{L}}\right] + 1\right] \quad (45)$$

où *c* et *c* sont les quantiles à 5% et 95% d'une distribution paramétrée par ξ et ϕ et décrite dans Bai (1997). La procédure utilisée suppose que tous les régresseurs sont stationnaires, ce qui exclut le cas de tendance linéaire.

Dans le cas du modèle avec une tendance, Perron et Zhu (2002) montrent que la date de rupture estimée suit une distribution normale :

$$\frac{\widehat{T_1} - T_1^0}{\sqrt{T}} \rightarrow N\left(0, \frac{2\sigma^2}{15(\gamma)^2}\right) \quad (46)$$

Où T_1^0 est la date de rupture, σ est la variance de long terme des résidus qui peut être estimée en utilisant la procédure de Newey-West. Cette distribution peut être utilisée pour construire un intervalle de confiance autour de la date de rupture dans ce modèle.

I.7. Test de racine unitaire de Zivot-Andrews.

Zivot et Andrews (1992) ont développé une méthode séquentielle reposant sur un test de racine unitaire, contre l'hypothèse alternative de stationnarité, en tendance déterministe avec une rupture structurelle endogène, où un seul point de changement est possible et qui est dépendant des données. Cette date de rupture est inconnue et elle est estimée via la minimisation de la t-statistique DF. Ce test a pour l'objectif de localiser le point de rupture λ, accordant le plus de poids à l'alternative stationnaire en tendance, tout en minimisant la statistique de Student. La stratégie du test est basée sur les hypothèses nulles de racines unitaire sans rupture structurelle, contre les hypothèses alternatives de processus stationnaires en tendance, avec un changement structurel dans la tendance à une date inconnue. Selon la nature de la rupture structurelle, les auteurs ont pris en considération trois hypothèses alternatives possibles (Modèles A, B, C).

Soit, Y_t pour $t = 1, 2, \dots, T,$ une série temporelle possédant une racine unitaire, nous pouvons alors définir $\lambda = \frac{T_b}{T}$ comme étant la location du changement structurel où $1 < T_b < T$. Alors, les trois modèles étudiés sont les suivants :

Modèle A : Changement endogène dans le niveau,

$$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: Y_t = \mu_0^A + Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \psi_i^A \, \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t^A \\ \boldsymbol{H_1}: Y_t = \mu_0^A + \mu_1^A t + \mu_1^A DU_t(\lambda) + \rho^A Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \psi_i^A \, \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t^A \end{cases} \tag{47}$$

Modèle B : Changement endogène dans le taux de croissance,

$$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: Y_t = \mu_0^B + Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \psi_i^B \, \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t^B \\ \boldsymbol{H_1}: Y_t = \mu_0^B + \mu_1^B t + \mu_1^B DT_t^*(\lambda) + \rho^B Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \psi_i^B \, \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t^B \end{cases} \tag{48}$$

Modèle C : Changement endogène dans la pente et le niveau de la tendance,

$$\begin{cases} \boldsymbol{H_0}: Y_t = \mu_0^C + \mu_2^C DU_t(\lambda) + Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \psi_i^C \, \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t^C \\ \boldsymbol{H_1}: Y_t = \mu_0^C + \mu_1^C t + \mu_2^C DU(\lambda) + \mu_3^C DT_t^*(\lambda) + \rho^C Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \psi_i^C \, \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t^C \end{cases} \tag{49}$$

Où

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1 \; si \; t > T\lambda \\ 0 \; sinon \end{cases} \tag{50}$$

,

$$DT_t^*(\lambda) = \begin{cases} 1 - T\lambda \; si \; t > T\lambda \\ 0 \; sinon \end{cases}, \epsilon_t^j \sim N\left(0, \sigma_{j\epsilon}^2\right), j = A, B, C \qquad (51)$$

Soit λ_{inf}^i , la valeur minimisant le modèle (i = A, B, C), quand les plus petites valeurs de la statistique mènent au rejet de l'hypothèse nulle pour tester $\rho^i = (A, B, C)$. La statistique du test est convergente asymptotiquement en distribution et par définition nous obtenons :

$$t_{\rho^j}\left[\lambda_{inf}^j\right] = \inf_{\lambda \in I} \; t_{\rho^j}(\lambda) \sim \inf_{\lambda \in I}\left[\int_0^1 W^i(\lambda, r)^2 dr\right]^{-\frac{1}{2}} \times \left[\int_0^1 W^i(\lambda, r)^2 dW(r)\right] \qquad (52)$$

$W^i(.)$ est un processus stochastique défini sur [0;1] et correspond selon Park et Phillips (1988), à la projection résiduelle du processus de mouvement Brownien dans l'espace d'Hilbert

$$L_2[0;1], \lambda = \frac{Tb_k}{T}, \forall k \in \left[\frac{2}{T}, \left(\frac{T-1}{T}\right)\right] et \; I = [0.001; 0.999] \subset [0;1]. \qquad (53)$$

La règle de décision du test consiste à rejeter l'hypothèse nulle d'une racine unitaire si :

$$\inf_{\lambda \in I} t_{\rho^j}(\lambda) < k_{inf,\rho}^i, \qquad i = A, B, C \qquad (54)$$

Où $k_{inf,\rho}^i$, représente la valeur critique asymptotique de $\inf_{\lambda \in I} t_{\rho^j}(\lambda)_{i=A,B,C}$.

Le test de Zivot et Andrews (1992) a suscité de nombreuses critiques. Ainsi, Nunes, Newbold et Kuan (1997) ont démontré que la procédure de ce test exhibe une distorsion en taille, autour de l'hypothèse nulle de la présence de rupture. Par ailleurs, Lumsdaine et Papell (1997) ont remarqué que le test de Zivot et Andrews (1992), possède des limites,

du fait qu'il ne puisse pas prendre en considération qu'une seule rupture structurelle inconnue. Pour surmonter cette limite, ces chercheurs ont proposé d'étendre ce test, au cas de deux ruptures structurelles inconnues.

D'autre part, Lee et Strazicich (2001), ont montré que l'utilisation de ce type de test de racine unitaire avec rupture endogène ne permet pas souvent d'estimer correctement le point de rupture, ni sous l'hypothèse nulle ni sous l'hypothèse alternative. En plus, Vogelsang et Perron (1998) et Lee et Strazicich (2001) ont montré que sous l'hypothèse nulle de la présence d'une rupture endogène, il y a présence d'une anormalité au niveau de la taille. Pour dépasser cette limite, ces auteurs ont proposé une statistique qui maximise la statistique de Wald ($notée\ F_t^{max}$). Ils ont montré que la puissance de F_t^{max}est moins imprévisible et peut être plus grande, pour certains modèles, que le minimum de t-statistique. Mais, Sen (2003) a montré qu'il y a une grande distorsion de puissance du test de racine unitaire avec rupture structurelle inconnue, au sens de Zivot et Andrews (1992) et au sens de Vogelsang et Perron (1998), si la forme de rupture est mal spécifiée.

Les hypothèses à tester sont :

$$H_0: non\ stationnaire$$

$$H_1: stationnaire$$

La règle de décision est suivante :

$$\textbf{Si t-stat} > t_{0.95} \Rightarrow H_0\ est\ accept\acute{e}e$$

Si la statistique du test est supérieure au quantile de 95% nous acceptons l'hypothèse nulle.

I.8.Test Lee-Strazicich

Lee et Strazicich (2003), ont proposé d'étendre ce test de racine unitaire, avec un changement structurel endogène, en niveau et en trend, en cas de deux ruptures structurelles inconnues, dans la série temporelle, basée sur le minimum de la statistique LM où il n'exhibe plus de distorsion de taille, dans la présence des ruptures sous les hypothèses nulles et alternatives et permet d'estimer, correctement, les points de ruptures.

La stratégie de test est appuyée sur la régression suivante :

$$\Delta Y_t = \delta' \delta Z_t + \phi \tilde{Y}_{t-i} + \sum_{i=1}^{p} \psi_i \, \Delta \tilde{Y}_{t-1} + \eta_t \qquad (55)$$

Où, $\tilde{Y}_t = Y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $\tilde{\delta}$ est le vecteur des coefficients dû à la régression de ΔY_t sur ΔZ_t , $\Delta \tilde{Y}_{t-h}$, h=1,…,k est un terme de correction de la corrélation sérielle, $\tilde{\psi}_x$ est l'estimateur du maximum de vraisemblance de $\tilde{\psi}_x$ donné par $\tilde{\psi}_x = Y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$, Y_1 et Z_1sont les premières observations de $Y_t et\ Z_t$ et $\eta_t \sim N\left(0, {\sigma_{j\epsilon}}^2\right), j = A, C$.

Dans le cas d'une rupture, $\Delta Z_t = (1, t, B_t)$ pour le modèle A (Crash Model) et $\Delta Z_t = (1, t, B_t, D_t)'$ pour le modèle C (Trend-shift modèle), où $B_t = \Delta D_t$ correspond au changement en niveau autour de l'hypothèse alternative, $D_t = \Delta T_t^*$ correspond au changement en trend autour de l'hypothèse alternative, alors que dans le cas des deux ruptures, $\Delta Z_t = (1, t, B_t, D_t)'$ pour le modèle A et $\Delta Z_t = (1, t, B_{1t}, B_{2t}, D_{1t}, D_{2t})'$ pour le modèle C, où quel que soit s=1,2, $B_{st} = 1$ pour $t \geq Tb_s + 1$ et $D_{st} = t\ pour\ t \geq Tb_s + 1$.

Le test de racine unitaire avec dates de ruptures endogènes traitées comme des variables aléatoires inconnues consiste à vérifier les hypothèses suivantes :

$$\begin{cases} H_0 : \phi = 0 \\ H_1 : \phi \neq 0 \end{cases}$$

Sous l'hypothèse nulle, la t-statistique du test LM_τ minimum s'écrit :

$$LM_\tau = \inf_{\lambda} \tilde{\tau}(\lambda)$$

II. Les tests de non-linéarité

Les tests de linéarité sont généralement basés sur les hypothèses suivantes:

$$\begin{cases} H_0 : linéarité \\ H_1 : nonlinéarité \end{cases}$$

Nous allons aborder les aspects théoriques des tests que nous allons utiliser dans le cadre de notre thèse.

II.1.Le test de White (1989) et Terasvirta et al (1993)

Le test basé sur les réseaux de neurones de White (1989), que nous allons appeler le test de RN a été construit sur la base des modèles de réseaux de neurones. L'un des plus courants est le réseau à action directe à couche cachée unique où les unités d'entrée

envoient un vecteur X des signaux X_i, $i = 1, \dots, k$ avec les liens (les connections) qui atténuent ou amplifient les signaux d'origine par un facteur γ_{ij}(poids). L'unité de traitement intermédiaire ou cachée j reçoit les signaux $X_i\gamma_{ij}$, $i = 1, \dots, k$ et les traite. En général, les signaux entrants sont additionnés par les unités cachées de sorte que la sortie est produite par les moyens d'une fonction d'activation $\Phi(\tilde{X}', \gamma_j)$, où Φ est généralement la fonction de logistique et $\tilde{X} = (1, X_1, \dots, X_k)$, passé à la couche de sortie :

$$f(X, \delta) = \beta_0 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \Phi(\tilde{X}'\gamma_j), \quad q \in N \tag{56}$$

où $\beta_0, \dots, \beta_q$sont cachés aux poids des sorties et $\delta = (\beta_0, \dots, \beta_q, \gamma_q', \dots, \gamma_q')'$.

Le test de RN en particulier emploie un réseau à une couche cachée unique, augmenté par des connections d'entrée à sortie. La sortie o du réseau est :

$$o = \tilde{X}'\theta + \sum_{j=1}^{q} \beta_j \Phi(\tilde{X}'\gamma_j) \tag{57}$$

et l'hypothèse nulle de linéarité est équivalente à la pondération optimale du réseau égale à zéro, c'est-à-dire que l'hypothèse nulle du test de RN est $\beta_j^* = 0 \; pour \; j = 1,2, \dots, q$ pour le q donné et γ_j.

En pratique, le test de RN peut être mis en œuvre comme un test de multiplicateur de Lagrange :

$$\begin{cases} H_0 : E(\Phi_t e_t^*) = 0 \\ H_1 : E(\Phi_t e_t^*) \neq 0 \end{cases}$$

où les éléments $\Phi_t \equiv \left(\Phi(\tilde{X}_t\Gamma_q), \dots, \Phi(\tilde{X}_t'\Gamma_q)\right)$ et $\Gamma \equiv (\Gamma_1, \dots, \Gamma_q)$ sont choisis a priori, indépendamment de X_t et pour q donné. Pour réaliser le test, les éléments e_t sont remplacés par les résidus MCO $e_t = y_t - \tilde{X}'\theta$, pour obtenir la statistique de test

$$M_n = \left(n^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^{n} \Phi_t \backslash \hat{e}_t)' \, \widehat{W}_n^{-1} (n^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^{n} \Phi_t \hat{e}_t \right) \tag{58}$$

où $\widehat{W}$est un estimateur constant de $W^* = var(n^{-\frac{1}{2}} \sum_{t=1}^{n} \Phi_t e_t^*)$ et sous H_0 $M_n \rightarrow \mathrm{X}^2(q)$. Pour contourner le problème de multicollinéarité de Φ_t avec eux-mêmes et ainsi que de X_t lors du calcul de $\widehat{W}_n$, deux solutions pratiques adoptées :

1.La première: Le test est réalisé pour $q^* < q$ principales composantes de $\Phi_t, \Phi_t e_t^*$

2.La seconde : La statistique de test équivalente suivante est utilisée pour éviter le calcul de $\widehat{W}_n$,

$$nR^2 \rightarrow \mathrm{X}^2(q) \tag{59}$$

où R^2 est la corrélation multiple carrée non centrée d'une régression linéaire standard de $\hat{e}_t sur\ \Phi_t^*, \tilde{X}_t$.

Terasvirta et al. (1993) ont montré que le résultat de ce test est affecté par la présence de l'ordonnée à l'origine de la fonction logistique choisie comme une fonction d'activation. De plus, il a mis en évidence une perte de puissance due au choix aléatoire des paramètres γ. Afin de dépasser ces limites, Terasvirta et al. (1993) ont remplacé l'expression $\sum_{j=1}^{q} \beta_j \Phi\left(\tilde{X}'\gamma_j\right)$ dans (56) par une approximation basée sur le développement de Taylor et ont dérivé qu'un test LM alternatif qui s'est révélé avoir de meilleures propriétés de puissance.

II.2. Test de Ramsey (1969):test RESET

Ramsey (1969) propose le test de spécification pour l'analyse de régression linéaire par les moindres carrés ordinaires (MCO), dont l'argument est que la non-linéarité sera reflétée dans le diagnostic d'un modèle linéaire ajusté si les résidus du modèle linéaire sont corrélés avec d'autres termes. Autrement dit, ce test appelé le test RESET, qui se concentre sur les erreurs de spécification dans la régression linéaire, y compris celles provenant de la non-linéarité non modélisée, est facilement applicable aux modèles autorégressifs (AR) linéaires.

On considère le modèle linéaire AR(p) :

$$X_t = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + \cdots + \phi_p X_{t-p} + a_t \tag{60}$$

La première étape du test RESET consiste à obtenir les moindres carrés ordinaires $\hat{\phi}$, calculer les résidus $\hat{a}_t = X_t - \hat{X}_t$,et la somme des carrés des résidus :

$$SCR_0 = \sum_{i=p+1}^{n} \hat{a}_t^2 \tag{61}$$

où n est la taille de l'échantillon.

La deuxième étape**,** on considère la régression linéaire :

$$\hat{a}_t = X'_{t-1}a + M'_{t-1}b + v_t \tag{62}$$

où $X_{t-1} = (1, X_{t-1}, \dots, X_{t-p})$ et $M_{t-1} = (\hat{X}_t^2, \dots, \hat{X}_t^{s+1})$ pour les $s \geq 1$, et on calcule les moindres carrés ordinaires

$$\hat{v}_t = \hat{a}_t - X'_{t-1}\hat{a} - M'_{t-1}\hat{b} \tag{63}$$

Dans la troisième étape la somme des carrés des résidus est calculée ainsi :

$$SCR_1 = \sum_{i=p+1}^{n} \hat{v}_t^2 \tag{64}$$

Si le modèle linéaire AR(p) est adéquat, alors a et b doivent être nuls. Cela peut être testé dans la quatrième étape par la statistique F habituelle donnée par :

$$F = \frac{\frac{SSR_0 - SSR_1}{g}}{\frac{SSR_1}{n-p-q}} \tag{65}$$

avec $g = s + p + 1$, qui sous la linéarité et la normalité, a un $F_{g,n-p-g}$.

II.3. Le test de Keenan

Keenan (1985) propose le test de non linéarité qui utilise seulement $\hat{X}_t^2$et modifie la seconde étape du test RESET de Ramsey afin éviter la multicolinéarité entre $\hat{X}_t^2$ et $\boldsymbol{X_{t-1}}$. Il suppose que la série peut être approximée par :

$$X_t = \mu + \sum_{u=-\infty}^{\infty}\sum_{v=-\infty}^{\infty} \theta_u a_{t-u} + \sum_{u=-\infty}^{\infty}\sum_{v=-\infty}^{\infty} \theta_{uv} a_{t-u} a_{t-v} \tag{66}$$

Si la partie $\sum_{u=-\infty}^{\infty}\sum_{v=-\infty}^{\infty}\theta_{uv}a_{t-u}a_{t-v}$ est nulle, l'approximation est linéaire, donc Keenan l'idée partage le principe d'un test F.

La procédure du test a les mêmes étapes que le test de Ramsey. Premièrement, nous sélectionnons (avec le critère AIC) la valeur p du nombre des retards impliqué dans la régression, puis nous ajustons X_t sur $(1, X_t, \dots, X_{t-p})$ pour obtenir les valeurs ajustées $(\hat{X}_t)$, les résidus $(\hat{a}_t)$ et la sommes des carrés des résidus SCR. Dans un deuxième temps, nous régressons $\hat{X}_t$ sur $(1, X_{t-1,} \dots, X_{t-p})$ pour obtenir les résidus $(\hat{\zeta}_t)$.

Finalement nous calculons :

$$\hat{\eta}_t = \frac{\sum_{t=p+1}^{n}\hat{a}\hat{\zeta}_t}{\sum_{t=p+1}^{n}\hat{\zeta}_t^2} \tag{67}$$

et la statistique de test est égale à :

$$\hat{F} = \frac{(n-2p-2)\hat{\eta}^2}{(SCR-\hat{\eta}^2)} \tag{68}$$

Sous l'hypothèse nulle de linéarité, on a :

$$H_0 : \sum_{u=-\infty}^{\infty}\sum_{v=-\infty}^{\infty}\theta_{uv}a_{t-u}a_{t-v} = 0 \tag{69}$$

et l'hypothèse que (a_t) sont $i.i.d$. Asymptotiquement $\hat{F} \sim F_{1,n-2p-2}$.

B. La théorie de la cointégration

La théorie de la cointégration introduite par Granger (1986) permet de mettre en évidence la présence de relations linéaires stables entre des séries temporelles non stationnaires. Si des variables sont cointégrées, il existe alors une relation de long terme entre elles. Nous allons présenter les différences approches qui permettent de tester la cointégration.

III.1. Test de cointégration linéaire

III.1.1. Approche d'Engle-Granger (1987)

Nous vérifions l'hypothèse de cointégration linéaire en testant la stationnarité du résidu de la relation de cointégration entre les variables économique analysée suivant l'approche d'Engle & Granger (1987).

Nous utiliserons la transformation logarithmique de Box-Cox pour nos séries chronologiques afin de linéariser les séries temporelles.

Le test consiste à estimer le modèle de régression entre les variables X et Y et ensuite de tester les résidus ε_t pour la racine unitaire. En résumant :

1) $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$
2) Test de racine unitaire de ε_t

Les hypothèses du test sont :

$$H_0 : présence\ de\ racine\ unitaire$$

$$H_1 : absence\ de\ racine\ unitaire$$

Si l'hypothèse nulle est acceptée, alors le résidu de la régression linéaire entre les variables X et Y n'est pas stationnaire et il n'existe donc pas de relation de cointégration entre les variables. Par contre, si l'hypothèse nulle est rejetée, ce résidu est donc stationnaire, nous concluons alors que les séries temporelles représentant les variables X et Y sont cointégrées.

III.1.2. Approche de Johansen (88,91)

Johansen (1988, 1991) a proposé une méthode alternative afin de tester la présence d'une ou plusieurs relations de cointégration entre des variables économiques. Cette approche consiste à estimer le maximum de vraisemblance et tester par des tests de ratio de vraisemblance la présence de cointégration au sein d'un vecteur de variables.

Soit X_t, un vecteur contenant n variables tel que $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \ldots, x_{nt})$'. Le modèle de vecteur autorégressif d'ordre k, notée VAR(k), est de la forme :

$$X_t = \mu + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \cdots + \alpha_k X_{-k} + \varepsilon_t \qquad (70)$$

Où μ est un vecteur de constantes de dimension $(n \times 1), \varepsilon_t$ est un vecteur de termes d'erreurs de dimension $(n \times 1)$ tel que $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t,}\varepsilon_{2t,} \dots, \varepsilon_{nt})'$ où on suppose que ε_t suit un processus de bruits blancs gaussiens de moyenne nulle et de variance constante Ω et où les k matrices de coefficients α_1 à α_k sont de dimension $(n \times n)^2$.

Le théorème de représentation de Granger (Engle et Granger (1987)) montre que si les composantes de X_t sont cointégrées, on peut exprimer (70) sous forme de modèle à correction d'erreur (VECM) de la forme :

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta_{t-2} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (71)$$

$$o\grave{u} : \Gamma_i = -(I - \sum_{(j=1)\hat{i}} \alpha_j) \; et \; \Pi = -(I - \sum_{i=1}^{k} \alpha_i) \qquad (72)$$

La formule (72) est une transformation de la formule (70) qui permet de mettre en relation des variables en niveau et en différence première. La formule (72) met en évidence le fait selon lequel si les composantes de X_t sont cointégrés, la formule en différence première sera stationnaire à court terme et la formule en niveau le sera à long terme. Les informations correspondantes à la relation de cointégration sont incluses dans le terme ΠX_{t-k} et l'hypothèse de cointégration est équivalente à une hypothèse de rang réduit de la matrice Π. Le nombre de vecteurs de cointégration est déterminé par le nombre de colonnes linéairement indépendantes de Π (le rang de Π).

En notant r le rang de Π, nous avons trois cas possibles.

1. Si $r = n$ la matrice Π est de rang complet, ce qui signifie que toutes les variables sont stationnaires et que l'estimation d'un VAR en niveau tel que (1) est appropriée.
2. Si $r = 0$, il n'existe aucun vecteur de cointégration. C'est le cas où Π est la matrice nulle. A ce moment, l'analyse appropriée est celle d'un VAR en différence première.
3. Si on a que 0 < r < n, il y a alors exactement *r* vecteurs de cointégration et on peut à ce moment factoriser Π tel que Π = αβ' de sorte que :

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha\beta' X_{t-k} + \varepsilon_t \qquad (73)$$

Dans cette expression les matrices $\alpha\ et\ \beta$ ont une dimension $(n \times r)$. Les r colonnes de la matrice β constituent r combinaisons linéaires $\beta' X_{t-k}$ qui sont stationnaires et par conséquent forment les r vecteurs de cointégration. Dans la matrice α les r colonnes sont des paramètres de vitesse d'ajustement du système aux déséquilibres de long terme. Dans le cas où ces paramètres sont proches de zéro, il existe toujours une ou plusieurs relations d'équilibre dans le système, mais l'apparition d'un choc provoqué par ε_t crée un déséquilibre qui prendra du temps pour disparaître.

Les matrices $\alpha\ et\ \beta$ sont estimées par maximum de vraisemblance et les tests du nombre de vecteurs de cointégration sont réalisés par des tests de ratio de vraisemblance. Les *r* vecteurs de cointégration correspondent aux vecteurs propres associés aux r plus grandes racines caractéristiques obtenus en résolvant :

$$|\lambda S_{22} - S_{21} S_{11}^{-1} S_{12}| = 0 \qquad (74)$$

$$o\text{ù} : S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \zeta_{it} \zeta'_{jt}\ pour\ i,j = 1{,}2 \qquad (75)$$

Où $\zeta_{it}\ et\ \zeta_{jt}$ sont les deux termes résiduels obtenus en régressant respectivement ΔX_t et X_{t-k} sur $\Delta X_{t-1}, \Delta X_{t-2}, \dots, \Delta X_{t-(k-1)}$. Ces *r* racines caractéristiques correspondent aux r plus grandes corrélations canoniques (élevées au carré) entre $\zeta_{it}\ et\ \zeta_{it}$.

On peut alors dire que l'approche de Johansen est équivalente à une mesure de la corrélation entre les composantes du système en niveau et en différence première. Les n racines caractéristiques trouvées en (75) sont utilisées pour réaliser un test de significativité de celles-ci, qui donne le nombre de vecteurs de cointégration.

La procédure de Johansen suppose deux tests de ratio de vraisemblance.

1.Le premier est le test λ-trace formulé de la façon suivante :

$$\lambda - \text{trace (r)} = -2lnQ = -T \sum_{i=r+1}^{n} \ln(1 - \lambda_i) \quad (76)$$

Où T représente le nombre d'observations et les λ_i sont les $(n - r)$ dernières racines caractéristiques trouvées en (75). On teste l'hypothèse nulle, telle que $H_0: r^* \leq r$, qui signifie que le nombre de vecteurs de cointégration est plus petit ou égal à *r*, contre une hypothèse alternative générale.

2.Le deuxième test est celui de λ-max :

$$\lambda - \max(r) = -2 \ln \text{Q} = -\text{T} \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (77)$$

L'hypothèse nulle $H_0: r^* = r$ teste si le nombre de vecteurs de cointégration est exactement égal à *r*, contre l'hypothèse alternative qu'il est exactement égal à $(r + 1)$. La matrice suivante représente la distribution de ces deux tests :

$$\int_0^1 dW_u W_u' [\int_0^1 W_u W_u' d_u] \int_0^1 W_u dW_u' \quad (78)$$

Où W_u est un vecteur de mouvement Brownien dont la dimension est (k-r). La matrice de la trace (77) donne la distribution du test λ-trace. La distribution du test λ-max est donnée par sa racine caractéristique maximale. Osterwald-Lenum (1992) propose les tables de valeurs critiques pour les tests λ-trace et λ-max. L'auteur réalise une simulation de (77) en remplaçant le mouvement brownien par une marche aléatoire discrète à 400 étapes.

Les tests λ-trace et λ-max dépendent du nombre *n* auquel on soustrait le nombre de vecteurs de cointégration sous l'hypothèse nulle, (n-r), et de la structure déterministe

donnée au modèle à correction d'erreur. Ainsi, nous pouvons inclure toutes les possibilités des structures déterministes dans le modèle a correction d'erreur (73). Pour cela nous allons réécrire (73), sous l'hypothèse nulle 0<r<n :

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha\beta^{*\prime} X_{t-k}^{*} + \alpha \perp \mu_2 + \alpha\delta_2 t + \alpha + \varepsilon_t \qquad (79)$$

$$avec : \beta^{*} = (\beta, \mu_1, \delta_1)' et\ X_{t-k}^{*} = (X_{t-k}, 1, t)'$$

Cette expression donne plusieurs possibilités que peuvent jouer les paramètres : les constantes, μ_1 et μ_2 et les tendances linéaires, $\delta_1\ et\ \delta_2$.

Osterwald-Lenum (1992) définit cinq cas possibles à (79). Il formule cinq types de restrictions sur les composantes déterministes de (79) qui affectent la distribution des deux tests de ratio de vraisemblance.

D'après la notation d'Osterwald-Lenum, nous avons 5 structures possibles :

$\boldsymbol{Cas\ 0}$: $\mu_1 = \mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$; L'absence de composante déterministe dans les séries.

$\boldsymbol{Cas\ 1^{*}}$: $\delta_1 = \delta_2 = \mu_2 = 0$; L'absence de tendance linéaire mais présence d'une constante.

$\boldsymbol{Cas\ 1}$: $\delta_1 = \delta_2 = 0$; L'absence de tendance linéaire, mais la présence d'une ordonnée à l'origine non-contrainte.

$\boldsymbol{Cas\ 2^{*}}$: $\delta_2 = 0$; La présence d'une tendance linéaire dans l'espace de cointégration. Il y a donc présence de variables stationnaires en tendance.

$\boldsymbol{Cas\ 2}$: $aucune\ restriction$; Ce cas est peu probable dans la réalité empirique puisqu'il permet une tendance linéaire dans les séries en différence première et, ainsi, une tendance quadratique dans les séries en niveau. Ce phénomène est considéré rare en économie.

Lors de l'application de la procédure de Johansen on détermine la structure déterministe de son modèle à correction d'erreur et le nombre de vecteurs de cointégration. Par la suite

il est nécessaire de contraindre (79) selon les restrictions déterministes convenables et en fonction du nombre de vecteurs de cointégration trouvé (il faut contraindre les $(n-r)$ racines caractéristiques de Π non significatives à être égales à zéro) pour estimer le modèle à correction d'erreur.

C. Les limites des modèles linéaires :

Chaouachi et Jawadi (2006) ont montré que les modèles linéaires gaussiens ont eu une position dominante dans le développement de la modélisation des séries temporelles depuis plus de soixante ans. D'abord, c'étaient les processus autorégressifs (AR) qui se sont généralisés ensuite aux processus autorégressifs et moyennes mobiles (ARMA). L'hypothèse de linéarité, facile à adopter mathématiquement, a permis l'utilisation des modèles ARMA pour reproduire les phases des cycles économiques. Par conséquent, les modèles linéaires ont été systématiquement utilisés dans l'analyse des relations économiques et financières.

Les méthodes d'estimation linéaire (Moindres Carrés Ordinaires (MCO) et Moindres Carrés Généralisées (MCG)) sont plus simples que les méthodes d'estimation non-linéaires (i.e. Moindres Carrés Non Linéaires (MCNL), Maximum de Vraisemblance (MV)). Par conséquent, la principale raison du recours aux modèles linéaires réside dans leur simplicité.

Mais, en modélisation économétrique, nous devons toujours rester conscients des limites de ces modèles linéaires qui peuvent parfois se révéler inadaptés dans beaucoup d'analyses empiriques. En effet, les modèles linéaires risqueraient de ne pas capter les propriétés importantes des fluctuations des séries telle que les oscillations auto-entretenues, les changements de régime, la volatilité excessive, les ruptures de tendance et l'asymétrie des cycles. Selon l'approche linéaire, un cycle est nécessairement symétrique et les oscillations économiques au cours du temps sont périodiques et symétriques. Mais dans la réalité empirique, les phases des cycles économiques ont des durées et des amplitudes différentes. En réalité, les périodes de récession ont une durée plus longue que les périodes d'expansion et les chocs défavorables ont un impact beaucoup plus important que les chocs favorables.

De nombreux auteurs ont apporté des contributions en faveur de l'utilisation des modèles non linéaires dans les études empiriques.

Escribano (1986), Dumas (1992), Michael, Nobay et Peel (1997), Balke et Fomby (1997), Michael et al. (1997), Escribano et Pfann (1998), Peel et Taylor (2000) et Dufrénot et Mignon (2002) ont mis en exergue les phénomènes d'asymétrie et les irrégularités des mouvements des marchés financiers. Ces auteurs ont montré que les modèles linéaires ont une difficulté au niveau empirique pour décrire la dynamique des prix et prévoir le retour des prix vers l'équilibre. Ils ont montré que les séries financières peuvent être générées de façon endogène à partir d'un mécanisme à correction d'erreur non-linéaire. L'estimation des modèles à correction non-linéaire permet de rendre compte de l'asymétrie d'ajustement des prix à long terme.

Dumas (1992) a appliqué les modèles non linéaires au taux de change et a montré que les déviations par rapport à l'équilibre sont non-linéaires et dépendent de l'ampleur de l'écart par rapport à l'équilibre. D'autres auteurs, Michael, Nobay et Peel (1997), Michael, Peel et Taylor (1997), Peel et Taylor (2000) ont montré que l'ajustement vers l'équilibre se réalise souvent de façon asymétrique.

Rappelons que les séries temporelles économiques et financières présentent une ou plusieurs ruptures structurelles causées par divers facteurs comme les crises économiques et financières, et les changements institutionnels.

Si l'on prend à titre d'illustration le test de racine unitaire le plus célèbre, celui de Dickey-Fuller augmenté, on peut s'apercevoir que lorsque le processus générateur de données est sujet à des changements structurels, le test perd de sa puissance mais ne rejette pas l'hypothèse nulle de racine unitaire. Un tel résultat nous induit à la conclusion inexacte selon laquelle la série temporelle analysée présente une tendance stochastique dans sa structure. Les conclusions économiques peuvent nous induire de façon erronée à dire que tous les chocs (de demande, d'offre, ou de politique économique) sur la variable économique qu'on analyse pourraient avoir des effets de long terme sur cette dernière (effets permanents). L'effet de tels chocs ne disparaîtrait pas et la série ne retournerait jamais à son niveau moyen de long terme (absence de dynamique de retour vers la moyenne). Nous pouvons ainsi conclure à tort que la série temporelle de la variable économique analysée présente une tendance stochastique alors qu'en réalité, elle est stationnaire autour d'une tendance linéaire par morceaux.

Selon Perron(2006), il serait donc plus judicieux de comparer entre « une tendance qui change toujours » et « une tendance qui change parfois ». Perron (1989, 1990) souligne

que, si le vrai processus présente des changements structurels dans la fonction linéaire de tendance, la puissance des tests de racine unitaire se trouve diminuée.

Outre, ces limites d'interprétation économique de la linéarité en particulier la nature permanente ou transitoire des chocs économiques, d'autres insuffisances économétriques peuvent justifier le recours aux modèles non-linéaires. Ainsi, l'existence de phénomènes de changement de régimes a donnée naissance à un renouveau dans les approches de l'économétrie appliquée à la macroéconomie et à la finance. Une large littérature empirique a pu mettre en évidence la présence de changements structurels permanents et l'existence d'asymétries dans la dynamique des principaux agrégats macro-économiques ou financiers. Etant donné qu'il est impossible de rendre compte de ce type de phénomènes à partir des modèles linéaires autorégressifs usuels qu'ils soient univariés (ARMA) ou multivariés (VAR), il a été nécessaire de considérer des processus non linéaires qui soient en mesure de reproduire ces caractéristiques fondamentales d'asymétrie, ou de changements de régime.

Les modèles linéaires ne sont donc pas suffisants du fait qu'ils ne tiennent pas compte des asymétries, des ruptures, de changement de régimes ainsi que des autres sources de non linéarités qui peuvent conduire aux faux résultats économétriques et donc à des fausses conclusions. De ce fait, nous proposerons de faire notre analyse à l'aide des modèles non-linéaires.

V. Cointégration non linéaire

V.1. La cointégration à seuil

Balke et Fomby (1997) ont introduit la cointégration à seuil qui permet de combiner la non-linéarité et la cointégration. En particulier, le modèle permet d'avoir un ajustement non linéaire vers l'équilibre de long terme. Le modèle a suscité beaucoup d'intérêt parmi les auteurs : Balke et Wohar (1998), Baum et al. (2001), Baum et Karasulu (1998), Enders et Falk (1998), Lo et Zivot (2001), Martens et al. (1998), Michael et al. (1997), O'Connell (1998), O'Connell et Wei (1997), Obstfeld et Taylor (1997) et Taylor (2001). Lo et Zivot (2001) fournissent un examen approfondi de cette littérature.

L'un des problèmes statistiques les plus importants pour ce type de modèles est de tester la présence d'un effet de seuil (l'hypothèse nulle de linéarité).

Balke et Fomby (1997) ont proposé d'utiliser des tests univariés de Hansen (1996) et Tsay (1989) sur le terme de correction d'erreur.

Lo et Zivot (2001) ont étendu l'approche de Balke et Fomby (1997) à un modèle de cointégration à seuil multivarié avec un vecteur de cointégration connu, en utilisant les tests de Tsay (1998) et les extensions multivariées de Hansen (1996).

Un modèle de cointégration à deux régimes à seuil prend la forme suivante :

$$\Delta x_t = \begin{cases} A_1' X_{t-1}(\beta) + u_t & si\ w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A_2' X_{t-1}(\beta) + u_t & si\ w_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (80)$$

où γ est le paramètre de seuil.

Cela peut être réécrit comme suit :

$$\Delta x_t = A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (81)$$

Où

$d_{1t}(\beta, \gamma) = 1(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma)$,

$d_{2t}(\beta, \gamma) = 1(w_{t-1}(\beta) > \gamma)$, et 1 (.) désigne la fonction indicatrice.

Le modèle à seuil (81) a deux régimes, définis par la valeur du terme de correction d'erreur. Les matrices de coefficients A_1 et A_2 régissent la dynamique de ces régimes. Le modèle (81) permet à tous les coefficients (sauf le vecteur cointégrateur β) de basculer entre ces deux régimes. Dans de nombreux cas, il peut être judicieux d'imposer une plus grande parcimonie sur le modèle, en permettant seulement à certains coefficients de passer d'un régime à l'autre. C'est un cas particulier de (81) où les contraintes sont placées sur (A_1 ; A_2).

L'effet de seuil existe si $0 < P\ (w_{t-1} \leq \gamma) < 1$, sinon le modèle simplifie la cointégration linéaire. Nous imposons cette contrainte en supposant que

$$\pi_0 \leq P\ (w_{t-1} \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0 \quad (82)$$

où $\pi_0 > 0$ est un paramètre de rognage. Pour l'application empirique, nous établissons $\pi_0 = 0.05$.

Nous proposons l'estimation du modèle (81) par le maximum de vraisemblance, sous l'hypothèse que les erreurs u_t sont iid de la loi gaussienne. La vraisemblance gaussienne est

$$L_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = -\frac{n}{2}\log|\Sigma| - \frac{1}{2}\Sigma_{t=1}^{n} u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma)'\Sigma^{-1}u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) \quad (83)$$

Où

$$u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) = \Delta x_t - A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) \quad (84)$$

Les estimateurs du maximum de vraisemblance (EMV) $(\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ sont les valeurs qui maximisent $L_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma)$.

Il est pratique de se concentrer d'abord sur le calcul de $(A_1, A_2, \Sigma,)$. C'est-à-dire que, garder (β, γ) fixes et calculer les EMV contraints pour $(A_1, A_2, \Sigma,)$. Ceci est juste la régression MCO, en particulier,

$$\hat{A}_1(\beta, \gamma) = \left(\Sigma_{t=1}^{n} X_{t-1}(\beta) X_{t-1}(\beta)' d_{t1}(\beta, \gamma)\right)^{-1}\left(\Sigma_{t=1}^{n} X_{t-1}(\beta)\Delta x_t' d_{1t}(\beta, \gamma)\right), \quad (85)$$

$$\hat{A}_2(\beta, \gamma) = \left(\Sigma_{t=1}^{n} X_{t-1}\,(\beta) X_{t-1}(\beta)' d_{2t}(\beta, \gamma)\right)^{-1}\left(\Sigma_{t=1}^{n} X_{t-1}(\beta)\Delta x_t' d_{2t}(\beta, \gamma)\right), \quad (86)$$

$$\hat{u}_t(\beta, \gamma) = u_t\left(\hat{A}_1(\beta, \gamma), \hat{A}_2(\beta, \gamma), \beta, \gamma\right) \quad (87)$$

Et

$$\hat{\Sigma}(\beta, \gamma) = \frac{1}{n}\Sigma_{t=1}^{n} \hat{u}_t(\beta, \gamma)\hat{u}_t(\beta, \gamma)' \quad (88)$$

Il peut être utile de noter que (85) et (86) sont des régressions MCO de Δx_t sur $X_{t-1}(\beta)$ pour les sous-échantillons pour lesquels $w_{t-1}(\beta) \leq \gamma$ and $w_{t-1}(\beta) > \gamma$, respectivement.

Cela donne la fonction de vraisemblance concentrée

$$L_n(\beta,\gamma) = L_n\big(\hat{A}_1(\beta,\gamma), \hat{A}_2(\beta,\gamma), \hat{\Sigma}(\beta,\gamma), \beta, \gamma\big) = -\frac{n}{2}\log\big|\hat{\Sigma}(\beta,\gamma)\big| - \frac{np}{2} \qquad (89)$$

Les EMV $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ se trouvent donc comme des minimiseurs de log $|\hat{\Sigma}(\beta,\gamma)|$ sous réserve de la normalisation imposée à β et de la contrainte

$$\pi_0 \leq n^{-1} \Sigma_{t=1}^{n} 1(x_t'\beta \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0 \qquad (90)$$

(qui impose (82)). Les EMV pourA_1 et A_2 sont $\hat{A}_1 = \hat{A}_1(\widehat{\beta}, \hat{\gamma})$ et $\hat{A}_2 = \hat{A}_2(\widehat{\beta}, \hat{\gamma})$.

Cette fonction de critère (89) n'est pas lisse, de sorte que les algorithmes conventionnels ne sont pas adaptés à sa maximisation. Dans le cas principal $p = 2$, nous suggérons d'utiliser une recherche de grille sur l'espace à deux dimensions (β, γ). Dans les cas de dimension supérieure, la recherche de grille devient moins attrayante et des méthodes de recherche alternatives (comme un algorithme génétique, voir Dorsey et Mayer, 1995) pourraient être plus appropriées. On note que dans le cas où β est connu a priori, cette recherche de grille est grandement simplifiée.

Il existe deux types de travaux dans la littérature relative à la cointégration dans le cas des processus non linéaires (Mignon, Dufrenot (2002)).

Le premier type est présenté par Granger et Hallman (1991) qui suggèrent une généralisation de la cointégration au cas non linéaire basée sur la notion de mémoire étendue. On peut citer également Escribano et Mira (1998) qui appliquent au cas bivarié les mesures basées sur la théorie de l'information et les notions de dépendance proche.

Le deuxième type de travaux a plutôt cherché à comprendre les implications relatives à la façon de combiner les dynamiques de court terme et de long terme. C'est par la présentation de cette deuxième approche que nous allons continuer.

La différence entre les modèles linéaires et les modèles non linéaires repose en premier lieu sur la manière dont on modélise la "cible" dans un modèle à correction d'erreur. Dans le cadre linéaire standard, l'erreur constitue l'écart à la cible de long terme. Considérons deux séries X et Y :

$$z_t = Y_t - aX_t \tag{91}$$

Dans ce cas, la cible est donnée par l'égalité $Y_t = aX_t$ lorsque l'écart z_t s'annule.

Dans le cadre non linéaire, la relation de long terme entre Y et X est donnée à partir d'une formulation plus générale du type :

$$f(Y_t) = g(X_t) \tag{92}$$

où f et g sont deux fonctions non linéaires. Dans ce cas, le terme à correction d'erreur s'écrit :

$$z_t = f(Y_t) - g(X_t) \tag{93}$$

Nous pouvons déduire l'équation comportant le mécanisme de correction d'erreur. Supposons alors que nos deux variables suivent chacune un processus non linéaire, par exemple :

$$X_t = h_x(X_{t-1}) + \varepsilon_t^X \; avec \; i = 1, \dots, p \tag{94}$$

$$Y_t = h_x(Y_{t-1}) + \varepsilon_t^Y \; avec \; i = 1, \dots, q \tag{95}$$

Où $\{\varepsilon_t^X\} \; et \; \{\varepsilon_t^Y\}$ sont deux processus stationnaires.

Si X et Y sont non stationnaires, elles sont rendues stationnaires en appliquant la différence suivante :

$$\widetilde{\Delta}X_t = X_t - h_X(X_{t-i}) \tag{96}$$

$$\widetilde{\Delta}Y_t = Y_t - h_Y(Y_{t-i}) \tag{97}$$

Le modèle à correction d'erreur s'écrit alors :

$$\widetilde{\Delta}X_t = \mu_1 z_{t-1} + \sum_i \mu_{2i}\widetilde{\Delta}X_{t-i} + \sum_i \mu_{3i}\widetilde{\Delta}Y_{t-i} + v_{X_t} \tag{98}$$

$$\widetilde{\Delta}X_t = \rho_1 z_{t-1} + \sum_i \rho_{2i}\widetilde{\Delta}Y_{t-i} + \sum_i \rho_{3i}\widetilde{\Delta}X_{t-i} + v_{Y_t} \tag{99}$$

Où $z_t = f(Y_t) - g(X_t)$ et v_{Y_t} et v_{Y_t} sont deux processus stationnaires.

On peut constater que dans (98) et (99), l'écriture du modèle à correction d'erreur n'est pas modifiée par rapport à celle d'un modèle linéaire. Le seul changement concerne la définition du terme d'erreur z (Granger et Teräsvirta, 1993).

Il existe une seconde interprétation de la cointégration non linéaire dans le contexte des modèles à correction d'erreur. On s'intéresse au mécanisme d'ajustement temporel qui mène à la cible.

On critique les modèles à correction d'erreur linéaires du fait que dans ces modèles, le caractère linéaire du processus d'ajustement ne permet pas de rendre compte de certains phénomènes observés en réalité : l'existence de dynamiques asymétriques, l'existence de rigidités, la propriété de dépendance temporelle qui implique que le "chemin" suivi pour atteindre la cible de long terme dépend de la valeur courante des variables.

Pour tenir compte de ces phénomènes, on introduit alors un mécanisme d'ajustement non linéaire. Considérons le cas simple où les deux variables X et Y sont non stationnaires et suivent chacune un processus linéaire. Dans ce cas, le modèle à correction d'erreur s'écrit :

$$\Delta X_t = \sum_i \mu_{1i} \Delta X_{t-i} + \sum_i \mu_{2i} \Delta Y_{t-i} + \rho_1 z_{t-1} + \rho_2 F(z_{t-1}) \quad (100)$$

$$\Delta Y_t = \sum_i \mu_{3i} \Delta Y_{t-i} + \sum_i \mu_{4i} \Delta X_{t-i} + \lambda_1 z_{t-1} + \lambda_2 F(z_{t-1}) \quad (101)$$

Où $z_t = Y_t - \alpha X_t$ et F est une fonction non linéaire. On peut constater que la définition de la cible n'est pas modifiée par rapport au cas linéaire. Par ailleurs, l'écriture du processus d'ajustement tient compte du fait que le mécanisme qui mène à la cible peut être non linéaire.

Il est possible de combiner les deux interprétations en introduisant de la non-linéarité pour modéliser à la fois la cible et le mécanisme d'ajustement.

V.2. Estimation des modèles à correction d'erreur non linéaires

Escribano (1997) et Escribano et Mira (1998) ont établi un certain nombre de conditions permettant de généraliser la procédure d'estimation de Engle et Granger (1987) au cas non linéaire. Le modèle à correction d'erreur non linéaire peut ainsi être estimé au moyen d'une procédure en deux étapes.

À l'aide de simulations de Monte Carlo, les auteurs montrent que lorsque la relation de cointégration est linéaire, mais que le terme à correction d'erreur est non linéaire, le biais de l'estimateur des moindres carrés ordinaires du vecteur de cointégration est faible pour de petits échantillons (100 et 200 observations).

Ces résultats restent valables lorsque les moindres carrés ordinaires sont également utilisés dans l'estimation de la deuxième étape. Cependant le biais a tendance à être plus élevé lorsqu'on utilise l'estimation par les moindres carrés non linéaires dans la seconde étape. Dans ces conditions, il est préférable de travailler sur des échantillons de taille supérieure à 500 observations. Néanmoins ces différentes conclusions relatives à l'estimation et à l'inférence dans les modèles à correction d'erreur non linéaires sont basées sur des procédures paramétriques (moindres carrés ordinaires ou non linéaires) qui ne peuvent être valables que lorsque la forme fonctionnelle non linéaire est connue. Mais, dans la réalité empirique, une telle forme n'est souvent pas connue. Afin de dépasser cette

limite, Escribano (1997) a suggéré l'utilisation d'une procédure d'estimation semi-paramétrique basée sur les fonctions *spline* lisses.

V.3. Test de cointégration à seuil :

Le test de cointégration à seuil consiste à explorer deux aspects : la présence de la cointégration et celle de la non-linéarité (Stigler 2010). Par conséquent, on peut avoir quatre cas différents :

1- Cointégration et effets de seuil

2- Cointégration et aucun effet de seuil

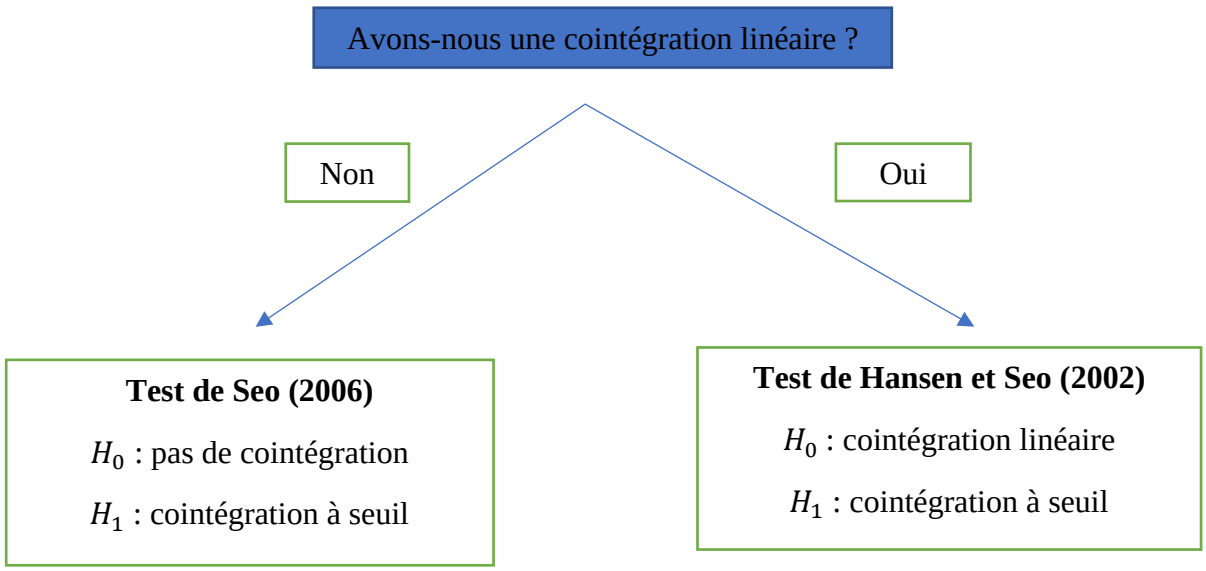
3- Aucune cointégration et aucun effet de seuil

4- Pas de cointégration et pas d'effet de seuil

L'approche préconisée par Balke et Fomby (1997) consiste à effectuer une analyse en deux étapes en utilisant d'abord le test de cointégration linéaire. Si la cointégration linéaire n'est pas rejetée, on doit alors tester la cointégration à seuil. Si à la première étape on rejette la cointégration linéaire, on doit tester la non-cointégration sous l'hypothèse nulle contre la cointégration à seuil.

L'algorithme de ce test est présenté ci-dessous :

L'algorithme des tests de cointégration



Ainsi, nous pouvons appliquer le test de cointégration linéaire d'Engle-Granger ou de Johansen. S'il y a une cointégration linéaire, nous passerons à la deuxième étape : le test de cointégration linéaire contre la cointégration à seuils.

Autrement dit, si nous ne détectons pas de cointégration linéaire, nous testerons l'hypothèse de non cointégration contre la cointégration à seuil.

V.3.1. Test de cointégration à seuil de Seo (2006)

L'approche de Seo (2006) pour tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration linéaire contre l'hypothèse alternative de cointégration à seuil utilise une statistique de test de sup-Wald avec des valeurs critiques déterminées par un bootstrap résiduel. Le principal avantage de l'approche de Seo (2006) est qu'elle a de meilleures propriétés de puissance que les tests de cointégration classiques.

L'idée du test est basée sur des résultats de Horvath et Watson (1995), qui montrent que lorsque le vecteur de cointégration est connu, un test de cointégration peut simplement être effectué en testant la significativité du coefficients du terme de correction d'erreur. Dans le cadre du TVECM (Threshold Vector Error Correction Model ou modèle à correction d'erreur à seuil), l'hypothèse nulle d'absence de cointégration devient :

$$H_0: a_L = a_H = 0$$

et l'hypothèse alternative selon laquelle a_L ou a_H sont différents de zéro.

Le test sup-Wald suggéré ne dépend pas du paramètre de nuisance et des valeurs critiques peuvent être obtenues. Comme la distribution asymptotique semble moins performante dans le cadre de petits échantillons, Seo (2006) fournit un bootstrap basé sur les résidus et montre sa cohérence asymptotique.

On considère un modèle TVECM:

$$\Phi(L)\Delta x_t = \alpha_1 z_{t-1} 1\{z_{t-1} \leq \gamma_1\} + \alpha_2 z_{t-1} 1\{z_{t-1} > \gamma_2\} + \mu + \epsilon_t \qquad (102)$$

Où $t = 1, \dots, n$ et $\Phi(L)$ est un polynôme d'ordre q dans l'opérateur de retard définit comme suit : $\Phi(L) = I - \Phi_1 L^1 - \cdots - \Phi_q L^q$.

Le terme de correction d'erreur est défini comme $z_t = x_t' \beta$ pour le vecteur de cointégration connu β. Le paramètre de seuil $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2)$ satisfaisant $\gamma_1 \leq \gamma_2$, prends les valeurs sur l'ensemble Γ.

Le modèle (102) tient compte de la région de non-ajustement au milieu ($\gamma_1 < z_{t-1} \leq \gamma_2$), qui résulte de la présence d'obstacles à la transaction ou d'interventions politiques.

Ce type de modèles est souvent utilisé dans les études empiriques avec des restrictions imposées, tels que $\alpha_1 = \alpha_2$ et/ou $\gamma_1 = -\gamma_2$. Le modèle TVECM ($\gamma_1 = \gamma_2$) est fréquemment utilisé dans les cas où l'échantillon est relativement petit.

Hansen et Seo (2002) développent le test avec l'hypothèse nulle de présence de cointégration linéaire dans le TVECM à deux régimes. Autrement dit, ils testent l'hypothèse $\alpha_1 = \alpha_2$ sous la restriction qu'ils sont non nuls, et que $\gamma_1 = \gamma_2$.

Seo (2006) développe le test d'absence de cointégration linéaire sous l'hypothèse nulle :

$$\boldsymbol{H_0} : \alpha_1 = \alpha_2 = 0 \tag{103}$$

dans le modèle (102).

L'auteur utilise la statistique du supremum de Wald (notée supW). Le test de Wald est une méthode typique de VECM linéaire afin de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'hypothèse alternative d'une seule relation de cointégration.

En outre, le supW est asymptotiquement équivalent à la statistique du rapport de vraisemblance (Likelihood Ratio) en présence de normalité.

Quand γ est donné, les estimateurs des moindres carrés des coefficients sont les estimateurs MCO. Ainsi,

$$\Delta x_t = \hat{\alpha}_1(\gamma) z_{t-1}\, 1\{z_{t-1} \leq \gamma_1\} + \hat{\alpha}_2(\gamma) z_{t-1} 1\{z_{t-1} > \gamma_2\} +$$

$$+\hat{\mu}(\gamma) + \hat{\Phi}_1(\gamma)\Delta x_{t-1} + \cdots + \hat{\Phi}_q(\gamma)\Delta x_{t-q} + \hat{\epsilon}_t(\gamma) \tag{104}$$

et soit :

$$\hat{\Sigma}(\gamma) = \frac{1}{n}\Sigma_{t=1}^{n}\hat{\epsilon}_t(\gamma)\hat{\epsilon}_t(\gamma)'. \tag{105}$$

On introduit alors la notation matricielle.

Soit $A = (\alpha_1, \alpha_2)'$, et Z_γ et ϵ sont des matrices empilant $(z_{t-1}1\{z_{t-1} \leq \gamma_1\}, z_{t-1}1\{z_{t-1} > \gamma_2\})$ et ϵ_t' respectivement. On définit la projection M_{-1} dans l'espace orthogonal des termes constants et retardés $\Delta_{t-1}, \dots, \Delta x_{t-q}$.

La statistique de Wald testant l'hypothèse nulle (2) avec les γ fixes s' écrit alors :

$$W_n(\gamma) = vec\left(\hat{A}(\gamma)\right)' var\left(vec\left(\hat{A}(\gamma)\right)\right)^{-1} vec\left(\hat{A}(\gamma)\right)$$

$$= vec\left(\left(Z_\gamma' M_{-1} Z_\gamma\right)^{-1}\left(Z_\gamma' M_{-1}\epsilon\right)\right)' \left[\left(Z_\gamma' M_{-1} Z_\gamma\right)^{-1} \otimes \hat{\Sigma}(\gamma)\right]^{-1} \times$$

$$\times cev\left(\left(Z_\gamma' M_{-1} Z_\gamma\right)^{-1}\left(Z_\gamma' M_{-1}\epsilon\right)\right)$$

$$= tr\left\{\left(Z_\gamma' M_{-1}\epsilon\hat{\Sigma}(\gamma)^{-\frac{1}{2}}\right)' \left(Z_\gamma' M_{-1} Z_\gamma\right)^{-1}\left(Z_\gamma' M_{-1}\epsilon\hat{\Sigma}(\gamma)^{-\frac{1}{2}}\right)\right\} \tag{106}$$

et la statistique du supremum de Wald est définie comme suite :

$$supW = \sup_{\gamma\in\Gamma} W_n(\gamma) \tag{107}$$

C. Les modèles à seuils (TAR, STAR) :

Nous allons considérer deux types de modèles à seuils : les modèles autorégressifs à transition brutale (TAR) et à transition souple (STAR). La variable de seuil (dans le modèle TAR) ou de transition (dans le modèle STAR), notée s_t, est une variable exogène qui peut appartenir ou non à l'ensemble des variables exogènes x_t du modèle. Sa valeur détermine le régime en action par rapport à une échelle de seuils a_i à estimer.

Goldfeld et Quandt (1972, 1973b) élaborent une approche pour estimer les modèles à seuils inconnus. On obtient ce modèle en introduisant un critère à seuils, de telle façon que :

$$y_t = \beta_i' x_{it} + \epsilon_{it} \quad si\ \alpha_{i-1} < s_t \leq \alpha_i, \qquad i = 1, \dots, k \tag{108}$$

où s_t est une variable de seuil et les α_i sont des seuils inconnus tels que $a_0 < a_1 < \dots < a_k$ (on pose $a_0 = -\infty\ et\ \alpha_k = \infty$).

Dans un cas simple s_t est une seule variable ou une somme de variables exogènes. L'estimation du modèle nécessite le conditionnement de chaque régime à un positionnement de s_t par rapport aux seuils α_j. On associe à chacun des seuils une fonction binaire $d_j(s_t)$ qui prend la valeur zéro si $s_t \leq \alpha_j$ et 1 sinon.

Etant donné que ces fonctions sont à valeurs discrètes, il faut les approximer par une fonction continue comme la fonction cumulative normale :

$$d_j(s_t) \equiv F(s_t; \alpha_j, \gamma_j) = 2\pi^{-\frac{1}{2}} \gamma_j^{-1} \int_{-\infty}^{s_t} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left[\frac{\tau - \alpha_j}{\gamma_j}\right]^2\right\} d\tau \tag{109}$$

Où γ_j est le paramètre à estimer, il est inversement proportionnel à la quantité de l'approximation. Ainsi, nous pouvons réécrire le modèle à seuils sous la forme suivante :

$$y_t = \Sigma_{i=1}^{k} \delta_i(s_t) \beta_i' x_{ij} + \epsilon_t \tag{110}$$

$$\delta_i(s_t) = \prod_{i=0}^{i-1} d_j(s_t) \prod_{j=i}^{k} \left(1 - d_j(s_t)\right) \tag{111}$$

Où $d_0(s_t) = 1$ et $d_k(s_t) = 0$ par convention et $\epsilon_t = \sum_{i=1}^{k} \delta_i(s_t) \epsilon_{it}$ a pour variance $\sum_{i=1}^{k} \delta_i(s_t)^2 \sigma_i^2$.

Goldfeld et Quandt (1972) proposent d'estimer les paramètres de ce modèle par la méthode du maximum de vraisemblance.

Un exemple d'un modèle à seuils pour $k = 2$:

$$y_t = \beta_1' x_{1t} + \epsilon_{1t}, \quad si\ s_t \leq \alpha \tag{112}$$

$$y_t = \beta_2' x_{2t} + \epsilon_{2t}, \quad si\ s_t > \alpha \tag{113}$$

On peut représenter ce modèle de manière équivalente :

$$y_t = \beta_1' x_{1t} + \epsilon_{1t}, \quad si\ d(s_t) = 0 \tag{114}$$

$$y_t = \beta_2' x_{2t} + \epsilon_{2t}, \quad si\ d(s_t) = 1 \tag{115}$$

Ou encore :

$$y_t = \big(1 - d(s_t)\big)\beta_1' x_{1t} + d(s_t)\beta_2' x_{2t} + \big(1 - d(s_t)\big)\varepsilon_{1t} + d(s_t)\varepsilon_{2t} \tag{116}$$

Et la log-vraisemblance s'écrit :

$$\ln L(y_t) = -\frac{T}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} \ln\left[\big(1 - d(s_t)\big)^2\sigma_1^2 + d(s_t)^2\sigma_2^2\right]$$

$$-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left[\left[\frac{[y_t - (1 - d(s_t)\beta_1' x_{1t} - d(s_t)\beta_1' x_{2t}]^2}{\left[\big(1 - d(s_t)\big)^2\sigma_1^2 + d(s_t)^2\sigma_2^2\right]}\right]\right] \tag{117}$$

VI.1. Les modèles TAR :

Dans l'approche proposée par Goldfeld et Quandt, la variable de seuil s_t est supposée connue. Mais, la question qui se pose est relative au cas où cette variable est inconnue mais appartient à un ensemble de variables explicatives.

Si on limite les variables x_{it} dans (108) aux valeurs passées de y_t , on obtient un modèle autorégressif à seuils ou un modèle TAR (Threshold AutoRegressive).

Pour élargir le modèle TAR, Tong (1990) et Ben Salem et Perraudin (2000) introduisent dans les x_{it} des facteurs exogènes. Ainsi, la variable de seuil peut être une valeur passée de la variable endogène ou une variable exogène.

Le modèle TAR où la variable de seuil est une valeur passée de la variable endogène, soit $s_t = y_{t-d}$, est le modèle SETAR (Self-Exciting Threshold AutoRegressive).

Un modèle SETAR peut être exprimé comme suit :

$$y_t = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij} y_{t-j} + \varepsilon_{it} \quad si\ \alpha_{i-1} < y_{t-d} \leq \alpha_i \quad i = 1, \dots k \qquad (118)$$

Où

$\alpha_0 < \alpha_1 < \dots < \alpha_k$ (avec $\alpha_0 = -\infty$ et $\alpha_k = \infty$)

p_i est l'ordre du polynôme de retards dans le processus autorégressif qui définit le régime i $(i = 1, \dots k)$

d est un entier naturel inconnu tel que $1 \leq d \leq max(p_i)$ qui est le paramètre de retard.

Les modèles TAR sont mieux adaptés à l'analyse des séries ayant des cycles périodiques qui présentent souvent un comportement asymétrique. Tong et Lim (1980) montrent que le modèle SETAR permet de rendre compte de différentes formes d'asymétrie. Il existe une asymétrie entre les phases ascendantes et les phases descendantes de même qu'une asymétrie entre la fréquence des fluctuations de haute amplitude et celle de basse amplitude.

L'estimation des paramètres d'un modèle SETAR peut souvent se révéler difficile. Cette difficulté peut se manifester lors de l'identification de la variable de seuil, mais aussi dans l'absence d'une méthode d'estimation simple. On peut construire facilement la fonction de vraisemblance du modèle (118), mais elle n'est pas dérivable en *d*. Il existe des différentes approches qui utilisent des méthodes séquentielles d'estimations des valeurs de d et de α.

Tong et Lim (1980) proposent d'estimer les paramètres du modèle SETAR suivant une procédure basée sur le critère d'Akaike.

Mais, cette méthode a un inconvénient qui provient du fait que les valeurs optimales ne soient pas détectées selon un critère unique pour tous les paramètres. Afin de résoudre ce problème, Hansen (1997) propose un modèle non-linéaire à une seule équation. Il associe une variable indicatrice à chaque régime et propose une procédure de double balayage sur α et d, avec la minimisation de la variance de l'erreur résiduelle comme critère d'optimalité.

Pour $k = 2$, un tel modèle prend la forme suivante :

$$y_t = \left(\beta_{10} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} y_{t-j}\right) 1_{y_{t-d} \leq \alpha} + \left(\beta_{20} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{2j} y_{t-j}\right) 1_{y_{t-d} > \alpha} + \varepsilon_t \qquad (119)$$

La fonction $1_{y_{t-d} \leq \alpha}$ $(1_{y_{t-d} > \alpha})$ est une fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si la variable de transition est inférieure ou égale (resp. supérieure) au seuil et 0 sinon.

Les paramètres des deux modèles autorégressifs linéaires sont estimés par les MCO selon que y_{t-d} dépasse ou non le seuil α. Ainsi, on effectue un balayage sur α pour chaque valeur de d et on calcule la variance résiduelle associée à chaque couple (d, α). Le couple optimal (d^*, α^*) correspond à la variance résiduelle minimale du modèle (solution de la fonction $arg\ min\ \hat{\sigma}_\varepsilon^2\ (d, \alpha)$).

Néanmoins, comme l'estimation basée sur la méthode du balayage nécessite beaucoup de temps de calcul, Tsay (1989) a proposé une méthode alternative.

Cette approche de Tsay(1989) consiste à estimer les paramètres d'un modèle autorégressif (AR) unique dont les observations sont disposées suivant les valeurs ordonnées de la variable de seuil et à tester par la statistique F la non-linéarité à seuils. On peut alors conclure que le modèle est linéaire (c'est-à-dire il n'existe qu'un régime) si les résidus prédictifs sont orthogonaux aux régresseurs.

Si on détecte la non-linéarité, la paramètre de retard correspondant à la plus forte non-linéarité est retenu. Le nombre et les valeurs des seuils sont alors déterminés par une procédure graphique.

Il existe de nombreux travaux empiriques qui mettent en évidence les performances du modèle SETAR. Tsay (1989) justifie la nécessité de sa méthode pour l'estimation de modèles SETAR à plusieurs régimes. Balke et Wohar (1998) modélisent à l'aide d'un modèle SETAR les variations asymétriques du taux d'intérêt. Krager et Kugler (1993) utilisent le modèle SETAR pour étudier les fluctuations des taux de change pendant la période de flottement contrôlé. Peel et Speight (1998) découvrent que le modèle SETAR peut modéliser de façon adéquate les données de la production allemande, japonaise et américaine. Peel et Speight (2000) modélisent les taux de chômage en Allemagne, aux

États-Unis, au Royaume-Uni et au Japon au moyen de modèles SETAR en montrent leur performance prédictive à une période.

Il est important de mentionner une extension des modèles TAR. Astatkie, Watts et Watt (1997) ont proposé le modèle TAR imbriqué (Nested TAR ou NeTAR). Ce modèle peut être déterminé par plusieurs origines qui sont les sources de non-linéarité, représentées par des variables de seuils. Considérons le cas où nous avons deux sources de non-linéarité. Ainsi, la valeur retardée y_{t-d} de la variable endogène et la valeur actuelle ou retardée d'une variable x_t , qui représentent le vecteur de variables exogènes z_t du modèle sont des variables de seuils. Supposons que y_{t-d} agit au premier niveau et prend ses valeurs dans une partition de k_1 intervalles et que pour un intervalle $i \in [1, k_1]$, x_{t-e_i} (où $e_i \geq 0$) prend ses valeurs dans une partition de k_{2i} intervalles, alors on obtient le modèle imbriqué Nested TAR à $k = \sum_{i=1}^{k_1} k_{2i}$ régimes.

A titre d'illustration, pour $k_1 = 2\ et\ k_{2i} = 2,\ i = 1,2$, ce modèle prendre la forme :

$$y_t = \begin{cases} \sum_{j=1} \beta_{1j} y_{t-j} + \sum_{j=0} \gamma_{1i} y_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad si\ x_{t-e_1} < \alpha_2\ et\ \ y_{t-d} \leq \alpha_1 \\ \sum_{j=1} \beta_{2j} y_{t-j} + \sum_{j=0} \gamma_{2i} y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad si\ x_{t-e_1} < \alpha_2\ et\ \ y_{t-d} \leq \alpha_1 \\ \sum_{j=1} \beta_{3j} y_{t-j} + \sum_{j=0} \gamma_{3i} y_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad si\ x_{t-e_2} < \alpha_3\ et\ \ y_{t-d} > \alpha_1 \\ \sum_{j=1} \beta_{4j} y_{t-j} + \sum_{j=0} \gamma_{4i} y_{t-i} + \varepsilon_{4t} \quad si\ x_{t-e_2} > \alpha_3\ et\ \ y_{t-d} > \alpha_1 \end{cases} \tag{120}$$

L'estimation du modèle NeTAR s'effectue par une méthode séquentielle selon laquelle les paramètres de retard sont évalués par un lissage non paramétrique.

VI.2. Modèles STAR :

Chan et Tong (1986), Luukkonen, Saikkonen et Teräsvirta (1988), et Teräsvirta (1994) proposent les modèles STAR à transition lisse (Smooth Transition AutoRegressive model). Granger et Teräsvirta (1997) proposent une interprétation de la transition lisse. Le changement de régime sera plus adéquatement représenté par un modèle STAR dans une économie où un large nombre d'agents peuvent changer de régime de façon brutale, mais pas de façon non-simultanée.

Cette transition lisse peut être expliquée par le fait que des agents économiques anticipant les décisions de politique économique des pouvoirs publics, vont réaliser une transition avant ce changement de politique économique. Mais, l'existence des coûts d'information peut amener d'autres agents à réagir avec un retard. Donc, l'apparition d'une transition peut se justifier par la présence de situations où l'on observe de délais de réaction des agents face à événements économiques comme le cas de changement de politique économique par un gouvernement ou une banque centrale.

Nous pouvons présenter le modèle STAR à deux régimes sous l'expression :

$$y_t = \left(\beta_{10} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} y_{t-j}\right)[1 - F(s_t; \alpha, \gamma)] + \left(\beta_{20} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{2j} y_{t-j}\right) F(s_t; \alpha, \gamma) + \varepsilon_t \,, \qquad (121)$$

$\gamma > 0$

Où $F(s_t; \alpha, \gamma)$, est une fonction de transition.

Si la variable de transition s_t est une valeur retardée de y_t, alors il s'agit d'un modèle SETAR.

Le paramètre γ représente la vitesse de transition qui est élevée ou faible si la transition est rapide ou lente, respectivement. Le terme ε_t est un terme d'erreur supposé identiquement distribué et ayant une moyenne égale à zéro et une variance constante.

A partir du modèle (121) Granger et Teräsvirta (1997) proposent un modèle STR (Smooth Transition Regression) dans lequel les régresseurs sont remplacés par des variables exogènes. Dans les modèles STAR on utilise 2 types des fonctions de transition :

Fonction logistique :

$$F(s_t; \alpha, \gamma) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - \alpha)\})^{-1}, \gamma > 0 \qquad (122)$$

Dans ce cas-là on parle d'un modèle STAR logistique ou LSTAR,

Fonction exponentielle :

$$F(s_t; \alpha, \gamma) = 1 - \exp\{-\gamma(s_t - \alpha)^2\}, \gamma > 0 \qquad (123)$$

C'est le cas d'un modèle STAR exponentiel ou ESTAR.

Le terme $w_t = s_t - \alpha$ représente l'écart au seuil à un instant donné. Lorsque w_t tend vers – ∞ et + ∞, $F(s_t\,; \alpha, \gamma)$ tend respectivement vers 0 et 1. Par conséquent, si s_t est petit (grand) devant α, le modèle (121) se ramène au premier (deuxième) régime.

Le modèle LSTAR est adapté pour décrire les dynamiques asymétriques, par exemple pendant les phases d'expansion et de récession. Si $s_t = y_{t-d}$, le modèle LSTAR se devient le modèle SETAR (119). Dans le cas où $\gamma \to \infty$, la fonction de transition explique des changements brutaux, tandis que lorsque $\gamma = 0$, le modèle devient un modèle linéaire parce que la fonction de transition est égale à 0.5.

Considérons un exemple du modèle ESTAR avec une fonction de transition exponentielle. Supposons un modèle de taux de change à trois régimes où les régimes extrêmes sont symétriques. La banque centrale intervient sur le marché des changes lorsque le taux de change s'écarte de sa valeur d'équilibre. On est dans le cas des régimes extrêmes. Dans le régime intermédiaire, l'intervention n'a pas lieu.

Lorsque $\gamma \to 0$ ou $\gamma \to \infty$, le modèle ESTAR devient un modèle linéaire décrivant respectivement le régime intermédiaire ou le régime extrême.

Le modèle ESTAR est adapté pour décrire les déviations du prix d'un actif par rapport à sa valeur d'équilibre. Dumas (1992) et Sercu, Uppal et van Hulle (1995) proposent les modèles d'équilibre de taux de changes. Selon ces modèles, lorsque l'écart à la PPA est inférieur aux coûts de transaction, (le cas du régime intermédiaire), il n'y a pas d'arbitrage et le taux de change fluctue aux valeurs proches de la PPA. Dans les régimes extrêmes,

ou à l'extérieur de la bande de transaction, l'arbitrage entraîne un processus de retour à la moyenne. Michael et al. (1997) emploient le modèle ESTAR pour décrire la dynamique des écarts à la PPA. De même, Michael, Peel et Taylor (1997) montrent que le taux de change du dollar/sterling s'ajuste de façon non-linéaire vers la PPA. Baum et al. (2001) et Taylor et al. (2001) examinent la dynamique d'un ajustement vers la PPA et démontrent l'apparition du processus de retour à la moyenne en cas des écarts à la PPA significatifs. Chen et Wu (2000) valident le modèle ESTAR puisqu'il décrit mieux l'ajustement non-linéaire vers la PPA.

En abordant les travaux sur les modèles logistiques LSTAR, notons que Teräsvirta et Anderson (1992) ont fait appel à ces modèles afin de montrer que les chocs exogènes provoquent des non-linéarités dans la production industrielle des pays d'OCDE. De même, Teräsvirta et al. (1994) valident le modèle LSTAR appliqué à la production industrielle d'Autriche. Sarantis (1999) démontre que le modèle STAR a montré une meilleure qualité de prévision de taux de change que le modèle de Markov.

D'autre part, et afin de prendre en compte la possibilité d'une présence de plusieurs régimes, Van Dijk et Franses (1999) ont proposé le modèle MRSTAR (Multi-Regime STAR) qui est un modèle LSTAR à plus de deux régimes. Dans le modèle MRSTAR, le choix du régime se réalise en fonction de deux ou plusieurs variables de transition s_t.

Si l'on suppose le cas avec deux variables de transition, la variable endogène y_t est expliquée par le modèle LSTAR en suivant la règle suivante : $s_{2t} \leq \alpha_2 \; ou \; s_{2t} > \alpha_2$ $(s_{1t} \leq \alpha_1 \; ou \; s_{1t} > \alpha_2)$.

Ainsi, le modèle MRSTAR contient quatre régimes qui correspondent aux régions :

$$(s_{1t} \leq \alpha_1 , s_{2t} \leq \alpha_2),$$

$$(s_{1t} > \alpha_1 , s_{2t} \leq \alpha_2),$$

$$(s_{1t} \leq \alpha_1 , s_{2t} > \alpha_2)$$

$$et \; (s_{1t} > \alpha_1 , s_{2t} > \alpha_2)$$

En notant $F_{1t} = F(s_{1t} ; \alpha_1 , \gamma_1) \; et \; F_{2t} = F(s_{2t} ; \alpha_2 , \gamma_2)$ les fonctions logistiques associées à $s_{1t} \; et$ à s_{2t} , on peut exprimer le modèle MRSTAR de manière suivante :

$$y_t = \left[\left(\beta_{10} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} y_{t-j}\right)(1 - F_{1t}) + \left(\beta_{20} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{2j} y_{t-j}\right) F_{1t}\right](1 - F_{2t})$$
$$+ \left[\left(\beta_{30} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{3j} y_{t-j}\right)(1 - F_{1t}) + \left(\beta_{40} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{4j} y_{t-j}\right) F_{1t}\right] F_{2t} + \varepsilon_t \qquad (124)$$

Le modèle se ramène au $1er, 2e$, $3e\ ou\ 4e$ régime en fonction des valeurs limites prises respectivement par les fonctions de transition (F_{1t}, F_{2t}): $(0,0), (1,0), (0,1)\ et\ (1,1)$.

En fonction des valeurs de F_t nous pouvons avoir plusieurs cas possibles de modèles. Dans le cas où $F_{1t} = F_{2t} = 0.5$, il n'y a aucune transition. Par conséquent, le modèle MRSTAR devient un modèle linéaire autorégressif simple AR(p).

Lorsque l'une des deux fonctions de transition est égale à 0.5, on passe au modèle STAR à deux régimes (121). Si les deux vitesses sont infinies, les transitions sont instantanées et le modèle MRSTAR devient identique au modèle NeTAR (120).

Pour estimer le modèle MRSTAR, Van Dijk et Franses(1999) élaborent une méthodologie d'identification et d'estimation. Leur méthode consiste à identifier les variables de transition via la procédure de Luukkonen et al. (1988) et de tester par les moindres carrés non-linéaires un modèle LSTAR. Les auteurs proposent également le test de type LM pour tester le modèle LSTAR sous l'hypothèse nulle, contre le modèle MRSTAR. En appliquant leur méthodologie, ils ont montré que le PIB réel américain peut être représenté par un modèle MRSTAR avec un indicateur de tendance et un indicateur conjoncturel comme variable de transition.

Dufrénot et al. (2004) ont également montré que le modèle MRSTAR permet de rendre compte des effets asymétriques des chocs monétaires sur le PIB des Etats-Unis.

On peut obtenir un cas particulier du modèle MRSTAR lorsque s_{2t} représente le temps $(s_{2t} = t)$. C'est le modèle STAR à paramètres variables ou Time-varying STAR (TV-STAR) développé par Lundbergh, Teräsvirta et van Dijk (2003). Dans ce modèle, les paramètres (β_{1j}, β_{2j}) changent en (β_{3j}, β_{4j}) au-delà d'une date α_2 estimée.

Un deuxième cas du modèle MRSTAR à plusieurs régimes qui a une seule variable de transition mais plusieurs seuils peut également exister. En reprenant le modèle (124), admettons que $s_{1t} = s_{2t} = s_t$ et posons $\alpha_1 < \alpha_2$, on obtient trois régions pour la variable de transition dont les valeurs inférieures à a_1 correspondent au régime 1, celles comprises entre a_1 et a_2 au régime 2 et celles supérieures à a_2 au régime 4. Dans ce cas le régime 3 défini par les conditions $s_t \leq a_1$ et $s_t > a_2$ appartient à une région d'impossibilité. On vérifie que le produit $(1 - F_{1t})F_{2t}$ dans le modèle (124) est négligeable. Ainsi, F_{2t} est une bonne approximation de $F_{1t}\,F_{2t}$.

Il est donc possible d'avoir un modèle MRSTAR à trois régimes comme suite :

$$y_t = \beta_{10} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} y_{t-j} + \left(\beta'_0 + \sum_{j=1}^{p} \beta'_j y_{t-j} \right) F_{1t} + \left(\beta''_0 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j y_{t-j} \right) F_{2t} + \varepsilon_t \quad (125)$$

avec $\beta_j' = \beta_{2j} - \beta_{1j}$ et $b_j'' = \beta_{4j} - \beta_{2j}$, $j = 0, \ldots, p$.

Notons que Jansen et Teräsvirta (1996) ont proposé un autre modèle STAR à trois régimes avec une fonction logistique quadratique (QLSTAR) :

$$F(s_t; \alpha_1, \alpha_2 \gamma) = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - \alpha_1)(s_t - \alpha_2)\})^{-1} \quad (126)$$

Pour des valeurs suffisamment grandes de γ et pour $a_1 < a_2$, nous avons :

$F(s_t\,;\, a_1\,, a_2\,, \gamma) = 1$ si $s_t < \alpha_1$ ou $s_t > \alpha_2$, et

$F(s_t\,; \alpha_1\,, \alpha_2\,, \gamma) = 0\; si\; \alpha_1 < s_t < \alpha_2$.

Nous sommes en présence d'un modèle à trois régimes dont les deux régimes extrêmes sont identiques, tout comme le modèle ESTAR.

L'avantage du modèle QLSTAR par rapport à ESTAR, est qu'il permet de rendre asymétriques les seuils séparant les régimes extrêmes et le régime intermédiaire.

Van Dijk et Franses (2000) ont étudié l'ajustement asymétrique du taux d'intérêt hollandais via le modèle à correction d'erreurs à transition lisse (STECM). Ce modèle est plus avantageux par rapport au modèle VECM linéaire car il prend en compte l'asymétrie de l'ajustement en fonction de la force et du signe de l'écart à l'équilibre.

VII. Modèles à changement de régimes markoviens

Méthodologie

La méthodologie de Markov-Switching a été introduite par Hamilton (1989). Dans ses travaux, il emploie ces modèles pour étudier les cycles conjoncturels. Il découvre l'existence des asymétries cycliques et propose de modéliser les chocs avec des modèles à changement de régimes Markoviens.

Introduction au modèle Markovien

La variable dépendante au temps t est notée y_t pour $t = 1, \dots, T$ et T est le nombre des périodes de l'échantillon. Le y_t peut être un scalaire, un vecteur ou une matrice. La variable indépendante est notée x_t, qui peut aussi être un scalaire, un vecteur ou une matrice. Il n'est pas nécessaire que x_t soit de même dimension que y_t, mais il doit inclure les valeurs retardées de y_t.

1.1.Le processus Markov

L'état latent au temps t est inobservable pour un économètre et est noté s_t. Il prend la valeur de $k \in \{1,2, \dots, K\}$, où K est un entier positif représentant le nombre total des états. Cette variable latente s_t indique l'état dans lequel se trouve le système actuel au temps t. Ainsi, on peut l'appeler *l'indicateur de l'état* ou *l'indicateur de régime.*

La dynamique de l'indicateur de l'état est gérée par le processus de Markov. La distribution de probabilité de s_t dépend uniquement de l'état le plus récent s_{t-1}. On définit la *probabilité de transition* comme :

$$\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2}, \dots, s_1) = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \qquad (127)$$

Où $i, j = 1, \dots, K$. Etant donné qu'en période $t-1$ le progrès a été en état i la probabilité que l'état changera à l'état j en période t est égale à p_{ij}. La matrice de transition organise les probabilités de transition dans la matrice $K \times K$ définie par :

$$P = \left[p_{ij}\right] K \times K, \qquad (128)$$

Où p_{ij} est un élément dans la $i - \text{è}me$ ligne et la $j - \text{è}me$ colonne telles que la somme des éléments de chaque ligne de la matrice P est égale à un.

Le vecteur des probabilités de l'état inconditionnel, noté $\pi \equiv E[s_t]$, est défini par :

$$P'\pi = \pi \qquad (129)$$

L'équation ci-dessus indique l'invariance dans le temps de la distribution π, c'est-à-dire, l'itération réalisée pendant une période par la multiplication par la probabilité des transition P' ne modifie pas le vecteur π.

La distribution de l'état initial en $t = 0$, noté par s_0 est représentée par le K-vecteur suivant :

$$\pi_0 \equiv [\Pr(s_0 = k)]_{K\times 1} \tag{130}$$

Pour un processus Markov ergodique, la distribution initiale peut être simplement réglée sur la distribution stationnaire π.

1.2. Equation de Mesure

L'équation de mesure établit la loi de probabilité des observations et est donnée par :

$$y_t \sim F(x_t, s_t) \tag{131}$$

Où F représente la distribution de y_t conditionnelle à l'observation x_t et à l'état latent s_t. Il n'y a pas de restriction sur F. Il peut s'agir d'une distribution discrète, continue ou mixte selon la structure des données y_t. Par exemple, considérons une série temporelle des rendements d'actifs et assumons que chaque état admet un processus autorégressif d'ordre un avec les innovations Gaussiennes. Alors F peut être exprimé comme suit :

$$F(x_t, s_t) \equiv N\big(\mu_{s_t} + \beta_{s_t} y_{t-1}, \sigma_{s_t}^t\big), \tag{132}$$

Où $\mu_{s_t} + \beta_{s_t} y_{t-1}$ est la moyenne et $\sigma_{s_t}^t$ la variance de cette distribution conditionnelle étant donné s_t et y_{t-1}. La même hypothèse implique une forme de régression donné par :

$$y_t = \mu_{s_t} + \beta_{s_t} y_{t-1} + \sigma_{s_t} \epsilon_t, \epsilon \sim N(0,1) \tag{133}$$

Les équations (127) et (131) constituent la base du cadre Markov-Switching. Avec la condition initiale (130), la fonction de vraisemblance $p\ (Y \mid \Theta)$ est disponible grâce à la technique de filtrage de Hamilton (1989) appelée le *filtre de Hamilton*. La notation Y désigne la collection de tous les y_t pour $t = 1, \dots, T$; et Θ est la collection des tous les paramètres invariants dans le temps. Par exemple, $\Theta \equiv \{\mu_k, \beta_k, \sigma_k^2\}_{k=1}^K$ dans l'exemple ci-dessus.

1.3.Le filtrage des états

Le filtre de Hamilton donne la distribution conditionnelle de l'état $s_t$sur les données jusqu'au temps $t, Y_{1:t}$, noté $p(s_t|Y_{t-1})$. Il est utilisé pour calculer la densité de probabilité à une période d'avance de y_t de la formule suivante :

$$p(y_{t+1}|Y_{1:t}) = \sum_{s_{t+1=1}}^{K} p(y_{t+1}, s_{t+1}|Y_{1:t}) \tag{134}$$

$$= \sum_{s_{t+1}=1}^{K} \sum_{s_t=1}^{K} p(y_{t+1}|s_{t+1}, Y_{1:t}) p(s_{t+1}|s_t) p(s_t|Y_{1:t}) \tag{134a}$$

Où $p(y_{t+1}|s_{t+1}, Y_{1:t})$ est obtenu à partir de l'équation de mesure (131) et $p(s_{t+1}|s_t)$ est la transition de probabilité dans l'équation (127). La dérivation ci-dessus utilise la probabilité d'état prévu décomposée en probabilité et filtrée :

$$p(s_{t+1}|Y_{1:T}) = \sum_{s_{t=1}}^{K} p(s_{t+1}|s_t) p(s_t|Y_{1:t}), \tag{135}$$

Où la probabilité filtrée pour s_{t+1} est donnée par :

$$p(s_{t+1} = k|Y_{1:t+1} = \frac{p(s_{t+1}, y_{t+1}|Y_{1:t})}{p(y_{t+1}|Y(1:t)} \tag{136}$$

La probabilité filtrée de s_{t+1} est facile à calculer tant que la probabilité filtrée de s_t est connue. La densité conditionnelle $p\ (y_{t+1}|Y_{1:t})$ a été déduite ci-dessus. Compte tenu de la distribution initiale de l'état de première période, π_0, la probabilité filtrée de s_t et la densité de probabilité d'avance à une période associée peuvent être calculées de manière itérative. La fonction de vraisemblance est construite comme le produit des densités de probabilité conditionnelles :

$$p(Y|\Theta) = \prod_{t=1}^{T} p(y_t|Y_{1:t-1}, \Theta) \tag{137}$$

Où $Y_{1:0}$ est traitée comme connu et les indicateurs d'état, s_t pour $t = 1, \ldots T$ sont intégrés

Le modèle Markov-Switching basique

Etant donné les régresseurs X_t et Z_t, on admet la spécification linéaire de la moyenne conditionnelle de y_t dans le régime m :

$$\mu_t(m) = X_t'\beta_m + Z_t'\gamma \tag{138}$$

Où $\beta_m, \gamma, k_X, k_Z$ sont les vecteurs de coefficients. On note que les coefficients $\beta_m$pour X_t sont indexés par le régime, et les coefficients γ associés avec Z_t sont non variables par rapport au régime.

On admet que les erreurs de régressions sont distribuées normalement, avec la variance, mais elles dépendent de régime. Donc le modèle sera :

$$y_t = \mu_t(m) + \sigma(m)\epsilon_t \tag{139}$$

Lorsque $s_t = m$, où ϵ_t est iid et distribué normalement.

La contribution de Log-Vraisemblance pour une observation donnée peut être formée en pondérant la fonction de densité dans chacun des régimes par la probabilité d'être dans ce régime en $t + 1$.

$$L_t(\beta, \gamma, \sigma, \delta) = \sum_{m=1}^{M} \frac{1}{\sigma_m} \phi\left(\frac{y_t - \mu_t(m)}{\sigma(m)}\right) \times P(s_t = m | J_{t-1}, \delta) \tag{140}$$

Où $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_M), \sigma = (\sigma_1, \dots, \sigma_M), \delta,$ sont les paramètres qui déterminent les probabilités de régime, $\phi(.)$ est la densité de distribution de la loi normale, J_{t-1}est l'ensemble des informations en période $t - 1$. Dans le cas le plus simple, δ représente les probabilités des régimes.

VIII. Analyse temps-fréquence : approche par les ondelettes

Les ondelettes ont été introduites pour pallier l'insuffisance de l'hypothèse de stationnarité sur laquelle repose l'analyse de Fourier. En effet, les séries temporelles sont souvent soumises à des ruptures structurelles, à des changements de régime, et à des effets GARCH. L'innovation de la transformée en ondelettes est que sa fenêtre est ajustée automatiquement à la haute ou basse fréquence car elle utilise une fenêtre courte pour les hautes fréquences et une fenêtre longue pour les basses fréquences en utilisant une compression ou une dilatation temporelle.

La transformée en ondelettes discrète (DWT) transforme une série temporelle en la divisant en segments du domaine temporel appelés « échelles » ou « bandes de fréquence ». Ces échelles, de la plus courte à la plus grande, représentent des fluctuations de fréquence progressivement hautes et basses. En outre, l'analyse en ondelettes a l'avantage de représenter les caractéristiques locales des signaux à la fois dans le domaine temporel et fréquentiel, fournissant des informations beaucoup plus riches sur la stabilité du cycle économique dans le temps que les autres filtres linéaires ne fournissent pas.

L'analyse en ondelettes a commencé à être appliquée dans des domaines tels que l'économie et la finance, à la suite des articles de Ramsey et Lampart (1998), Gencay, Selcuk et Whitcher (2002), Crowley et al. (2005), Crowley (2010) et Benhmad(2012,2013), qui ont illustré le potentiel et l'utilité de l'approche par ondelettes pour l'analyse des variables macroéconomiques.

Nous commençons cette section en rappelant brièvement la structure de base de l'approche par ondelettes en nous inspirant des travaux de Percival et Walden (2000), de Gencay et al. (2004), Schleicher (2002) et de Crowley (2005).

VII.1. Structure de base des ondelettes

Il y a 2 types d'ondelettes : les ondelette pères ϕ et les ondelettes mère ψ .

$$\int \phi(t)dt = 1,\ \int \psi(t)dt = 0 \qquad (141)$$

Les ondelettes pères représentent les composantes lisses ou de basse fréquence d'un signal, alors que les ondelettes mères captent les détails ou les composantes de haute fréquence de ce signal. Autrement dit, les ondelettes pères captent la tendance du signal alors que les ondelettes mères captent tous les déviations par rapport à cette tendance.

Les ondelettes consistent en une équation de dilatation à double échelle (two-scale). L'équation de dilatation de l'ondelette père $\phi(x)$ peut être exprimée comme suit :

$$\phi(x) = \sqrt{2}\sum_k l_k \phi(2x-k) \qquad (142)$$

L'ondelette mère $\psi(x)$ peut être dérivée à partir de l'ondelette père comme suite :

$$\psi(x) = \sqrt{2}\sum_k h_k \phi(2x-k). \tag{143}$$

Les coefficients l_k et h_k sont respectivement appelés coefficients du filtre passe-bas et du filtre et peuvent être exprimés comme suit :

$$l_k = \frac{1}{\sqrt{2}}\int \phi(t)\phi(2t-k)dt \tag{144}$$

$$h_k = \frac{1}{\sqrt{2}}\int \psi(t)\phi(2t-k)dt. \tag{145}$$

Par conséquent, la représentation d'un signal ou d'une $f(t)$ dans L^2 (R) consiste en une séquence de projections sur les ondelettes père et mère par une mise à l'échelle ou scaling (dilatation et compression) et par translation. Cette représentation peut être exprimée comme suite :

$$f(t) = \sum_k s_{J,k}\phi_{J,k}(t) + \sum_k d_{J,k}\psi_{J,k}(t) + \sum_k d_{J-1,k}\psi_{J-1,k}(t) + ... + \sum_k d_{1,k}\psi_{1,k}(t) \tag{146}$$

Les coefficients $s_{J,k}$ (smooth) représentent le comportement du signal aux échelles grossières ou larges 2^J (coare scales) correspondant à la tendance·

Les coefficients $d_{j,k}$ (details) représentent les déviations de cette tendance ; $d_{J,k}$, $d_{J-1,k}, ..., d_{1,k}$ captent les déviations de l'échelle la plus grossière à l'échelle la plus fine.

J représente le nombre des niveaux de décomposition ou de multi résolution, et *k* représente le nombre de coefficients à chaque niveau.

$$S_J(t) = \sum_k s_{J,k}\phi_{J,k}(t) \tag{147}$$

$$D_j(t) = \sum_k d_{j,k}\psi_{J,k}(t) \text{ for j=1, 2, …, } J \tag{148}$$

VII.2 Analyse en multi-résolution (MRA):

L'analyse en multi-résolution (Mallat, 1989) d'un signal $f(t)$ consiste en sa décomposition en ces composantes orthogonales aux différentes résolutions ou échelles peut être définie comme suit :

$$f(t) = S_J(t) + D_J(t) + D_{J-1}(t) + ... + D_1(t). \qquad (149)$$

Il existe une large famille d'ondelettes, mais les plus utilisées empiriquement sont les ondelettes orthogonales comme les ondelettes Haar, les Daublets, les Symmlets et les coiflets (Daubechies,1992).

La Figure 12 représente l'arbre de décomposition de la transformée en ondelettes.

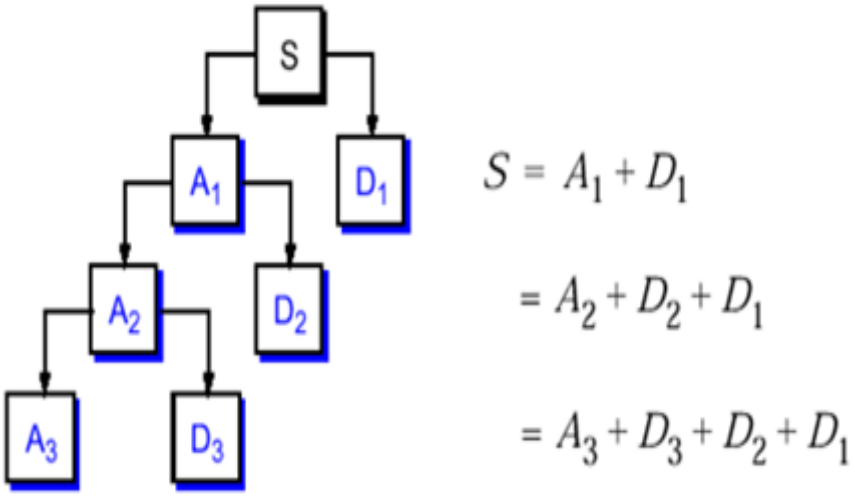


Figure 12.Arbre de décomposition d'une ondelette à un niveau J (J level)

Pour un niveau de décompostion J=4, le signal S = $A_4 + D_4 + D_3 + D_2 + D_1$

L'interprétation temps-fréquence des échelles temporelles de l'analyse en multi-résolution est représentée par le Tableau 9.

Le niveau d'échelle	Fréquence trimestrielle
D1	2-4 trimestres
D2	4-8 trimestres
D3	8-16 trimestres
D4	16-32 trimestres
A4	Plus de 32 trimestres

Tableau 9.Interprétation temps-fréquence

Afin de prendre en compte les échelles dyadiques de la décomposition en ondelettes, on pourrait définir le cycle des affaires (business cycle) en nous inspirant de Burns and Mitchell (1946) pour lesquels les composantes du 'business-cycle' sont représentées dans une bande de fréquence allant de 6 à 32 trimestres.

Ainsi, on peut considérer que le détail de niveau 1 (D1) représente le bruit de haute fréquence. Les composantes de détail allant du niveau 2 au niveau 4 (D2+D3 + D4) représentent les composantes du cycle des affaires. En outre, l'approximation de niveau 4 (A4) représente la tendance de long terme. En fait, grâce à la propriété de la reconstruction parfaite, la décomposition en ondelettes nous permet de décomposer toute série temporelle en ses différents composantes : la tendance, le cycle, la saisonnalité et le bruit dont la somme représente la série originelle.

Conclusion

Nous avons présenté dans le cadre de ce chapitre, les différentes approches économétriques que nous allons mobiliser dans notre étude empirique qui s'assigne comme objectif l'analyse de l'impact du prix de pétrole sur les principales variables économiques de la Russie. En effet, nous allons revisiter les analyses empiriques qui ont exploré le lien de la sphère réelle et financière de la Russie avec la dynamique du prix de pétrole. Mais, comme la majorité de ces analysées ont été faites dans un cadre linéaire, nous allons effectuer des extensions vers le cadre non-linéaire. Ainsi, nous allons faire

appel à la cointégration non linéaire, aux modèles à seuil, et aux modèles à changement de régime. La prise en compte des non linéarités pouvant exister dans la structure des séries temporelles analysées (prix du pétrole, taux de change du rouble russe, indice boursier RTS, indice de production industrielle,…etc) est en mesure de révéler la complexité des relations pouvant s'établir entre ces différentes variables économiques.

Enfin, dans le but d'explorer la dynamique de la relation entre le PIB de la Russie et le prix de pétrole dans le domaine des fréquences, nous mobiliserons l'approche temps-fréquence des ondelettes susceptible de fournir un enrichissement des approches dans le domaine temporel.

Chapitre 3. Impact du prix de pétrolier sur les sphères réelle et financière de la Russie

Introduction :

La littérature empirique qui s'est intéressée à l'étude de l'impact du prix de pétrole sur les différentes sphères de l'économie russe est en plein essor. Ainsi, Blokhina et al. (2016) ont analysé l'impact de la baisse du prix du pétrole et les conséquences des sanctions économiques imposées à la Russie en 2014 par les pays occidentaux, suite à l'annexion de la Crimée. Les auteurs ont trouvé que ces facteurs ont causé une forte dépréciation du taux de change du rouble. La Russie étant une grande exportatrice de matières premières, mais également une grande importatrice des biens de consommation. De ce fait, s'il y a l'augmentation des prix libellés en dollars, la demande des dollars augmente entrainant la montée du cours dollar/rouble. Tenant compte de ces faits il est possible de dire que l'inflation influence le cours du rouble/dollar. Ils trouvent que l'inflation sur le marché interne mène vers la dévaluation du rouble. L'augmentation du taux d'intérêt de la Banque Centrale augmente la demande du rouble et donc induit son appréciation. Le taux d'intérêt élevé augmente l'afflux des dollars en Russie ce qui augmente l'offre et donc ce qui réduit le coût du dollar et donc cela induit l'appréciation du rouble.

Hasanov et al. (2017) ont étudié la relation entre le prix du pétrole et le taux de change des pays membres de la Communauté des Etats Indépendants (ex-URSS), à savoir de la Russie, de l'Azerbaïdjan et du Kazakhstan. Les auteurs ont mis en évidence la présence d'une relation de cointégration entre le prix du pétrole et le taux de change des monnaies de ces pays. Ils ont également montré que le différentiel de productivité est une source d'appréciation du taux de change de ces monnaies, et que le niveau élevé des prix domestiques était le résultat d'une augmentation des dépenses publiques. Les auteurs recommandent une révision de la politique budgétaire en diminuant la dépendance du budget de l'Etat aux recettes fiscales provenant de l'exportation du pétrole, et en orientant les dépenses publiques vers le soutien des secteurs non-pétroliers de l'économie.

Dans ce chapitre nous allons aborder la question de l'interdépendance entre les sphères réelle et financière de la Russie. Il existe des travaux sur ce sujet.

Nous avons choisi l'indice de production industrielle de la Russie comme indicateur du niveau de production. Nous allons évaluer la manière dont le cours boursier RTS influence cet indice dans une première section. Ensuite dans la section suivante nous étudierons la relation entre les indicateurs macroéconomiques et l'indice boursier RTS.

Nous allons appliquer les modèles économétriques pour étudier l'économie de la Russie. Nous ferons appel aux modèles non-linéaires qui permettons mieux appréhender les variables macroéconomiques et financières sujettes à des non-linéarités.

Section 1. La relation entre l'indice RTS et les indicateurs macroéconomiques de la Russie

Il est largement admis dans la littérature empirique que les facteurs macroéconomiques jouent un rôle central dans les performances des marchés financiers en particulier du marché boursier. Parmi les facteurs les plus importants figurent l'indice des prix à la consommation[11] (IPC) et le taux de chômage[12].

L'IPC est un indicateur économique important qui mesure la variation des prix à la consommation, autrement dit l'inflation. Cet indicateur est calculé mensuellement à partir d'un panier fixe de biens et de services. On compare l'évolution des prix des produits et services constituant ce panier durant chaque mois par rapport au mois précédent. L'inflation a en général des effets positifs pour les marchés boursiers qui peuvent être liés au fait que les facturations des entreprises suivent la hausse des prix, ce qui augmente leur chiffre d'affaires et fait monter leurs cours en Bourse. En même temps, les investisseurs cherchant à se protéger contre la dépréciation de leurs actifs à cause des risques inflationnistes, vont placer leurs capitaux dans les actions. Ce qui entraînerait une hausse des cours de ces actions et donc de l'indice boursier qu'elles composent. A l'opposé, une décélération de l'inflation risque de réduire les performances du marché boursier et en limiter ainsi les perspectives de gains.

[11] https://www.abcbourse.com/marches/cpi.aspx
[12] https://admiralmarkets.com/fr/formation/articles/analyse-forex/trading-chomage

D’autre part, le taux de chômage est indicateur de la santé économique d’un pays donné. Ainsi, un faible taux de chômage témoigne d’une activité économique en plein essor car le fait qu’une large part de la population active occupe un emploi permet un fort soutien aux revenus des ménages qui se traduirait inéluctablement par une hausse de leur consommation, et donc par de bonnes performances en termes de croissance économique. A l’opposé, un taux de chômage élevé témoigne d’un marché de l'emploi en difficulté où la demande du travail émanant de entreprises est réduite. Ce qui traduit une faiblesse des performances de l'économie du pays en question.

Par conséquent, le taux de chômage est l’un des facteurs macroéconomiques les plus importants qui joue le rôle d’indicateur qui aide les investisseurs dans leurs prises de décision en termes d’allocation de leurs portefeuilles. Ce qui se répercute sur les variations de l’indice boursier en question.

Les entreprises qui contribuent à l’essor des exportations peuvent développer leurs chiffres d’affaires sur les marchés étrangers en plus du marché domestique. Ce qui leur permet d’augmenter considérablement leurs bénéfices et donc la profitabilité de leurs investissements. Les impôts sur ces bénéfices récoltés par l’Etat peuvent contribuer à augmenter les recettes fiscales, et donc participer à améliorer les performances de l’économie en termes de croissance économique de leur pays. D’autre part, le secteur des exportations est une source de devises étrangères qui peuvent être utilisés dans le règlement de factures d’importation ou dans l’accumulation des réserves de change par la banque centrale.

Dans cette section, nous nous proposons d’étudier la relation pouvant exister entre les indicateurs macroéconomiques mentionnés ci-dessus et le marché boursier de la Russie représenté par l’indice RTS.

A. La relation entre l’indice RTS et l’indice de production industrielle:

De nos jours, les marchés financiers jouent de plus en plus un rôle central dans la vie économique de tous les pays du monde même les moins développés d’entre eux. En particulier, le marché boursier représente un indicateur clé de la santé des entreprises qui y sont cotées. Ainsi, la hausse de la valeur de tout indice bousier est la traduction de la profitabilité des entreprises qui le composent et par conséquent des performances en

terme de croissance de l'économie du pays que représente cet indice. En effet, les entreprises dont la valeur boursière augmente seront en capacité de disposer de fonds nécessaires pour engager leurs investissements et assurer ainsi leur développement. Ces entreprises seront ainsi en mesure d'embaucher plus, de produire plus, et par conséquent de générer plus de profits et distribuer plus de dividendes. Cette spirale vertueuse sera une source importante de la croissance économique du pays.

Masoud (2013) a mis en évidence une relation positive entre l'efficacité des marchés boursiers et la croissance économique, à la fois à court et à long terme, et a prouvé l'existence d'un mécanisme de transmission indirect du développement des marchés boursiers sur l'investissement.

Osasery et al. (2019) ont révélé dans leur étude qu'il existe une corrélation positive entre les indicateurs de développement des marchés boursiers et la croissance économique des pays BRICS. Les auteurs recommandent même aux gouvernements de se fixer, le développement des marchés financiers, comme une priorité de politique économique. Ainsi, afin de favoriser le développement des marchés financiers dans les pays émergents, les autorités doivent encourager le développement d'instruments financiers spéciaux tels que les produits dérivés, les dettes titrisées et les fonds communs de placement.

Dans section, nous allons étudier l'impact de l'indice boursier RTS sur l'indice de production industrielle de la Russie.



Figure 13. L'indice de production industrielle et l'indice RTS.

Test de stationnarité des variables :

La première étape de l'analyse de ces deux séries temporelles consiste en tester la stationnarité en faisant appel aux tests de racine unitaire.

Le tableau suivant montre les résultats respectifs des tests de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), d'Elliot-Rottenber-Stock (ERS), de Kwiatkovsky-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) et de Phillips-Perron (PP)

Variable	Test	t-stat	t-critiq
LRTS	**ADF**	-2.0243	-2.87
LIP	**ADF**	-2.1865	-2.87
LRTS	**ERT**	-0.2077	-1.95
LIP	**ERT**	0.8498	-1.95
LRTS	**KPSS**	2.3325	0.463
LIP	**KPSS**	4.2877	0.463
LRTS	**PP**	-5.8684	-2.87
LIP	**PP**	-1.7876	-2.87

ADF : Dickey-Fuller Augmenté, ERT : Elliot-Rottenberg-Stock, KPSS : Kwiatkovsky-Phillips-Schmidt, PP : Phillips-Perron

Tableau 10. Test de racine unitaire (RTS, indice de production)

Sur la base des résultats obtenus, on peut conclure que les séries temporelles de la production industrielle et de l'indice boursier RTS transformés en logarithmes sont non stationnaires en niveau.

Mais, compte tenu de la fréquence des événements extrêmes qu'a connus l'économie de la Russie sur la période 2000-2019 en particulier à la suite des chocs sur le prix de pétrole, il y une présomption de ruptures structurelles dans les séries temporelles de la production industrielle et de l'indice RTS. Ce qui justifie le recours à des tests de racine unitaire prenant en compte ces potentielles ruptures structurelles. On peut en citer respectivement les tests de Perron (1989), de Zivot-Andrews (1992), de Lumsdaine-Papell (1997), de Perron (1997), de Ng-Perron (2001) et de Lee-Strazicich (2003).

Test de Zivot-Andrews

Les hypothèses du test de Zivot-Andrews sont :

$$\boldsymbol{H_0}: \textit{Présence de racine unitaire avec une rupture}$$

$$\boldsymbol{H_1}: \textit{Absence de racine unitaire avec une rupture}$$

On applique la règle de décision de sorte que si t-stat< $t_{0.95} \rightarrow H_0$ est rejetée.

Variable	T-stat	T-critique à 5%	Point de rupture
LIP	-5.965*	-5.08	105
LRTS	-4.746	-5.08	101

Tableau 11.Test de Zivot-Andrews, Indice de production, Indice RTS

La date de la rupture de l'indice de production industrielle se situe au mois de Septembre de 2008 (09/2008). L'hypothèse nulle est rejetée puisque $-5.965 < -5.08$. L'indice de production industrielle est donc stationnaire si on prend en compte la rupture qui a eu lieu à la date 09/2008.

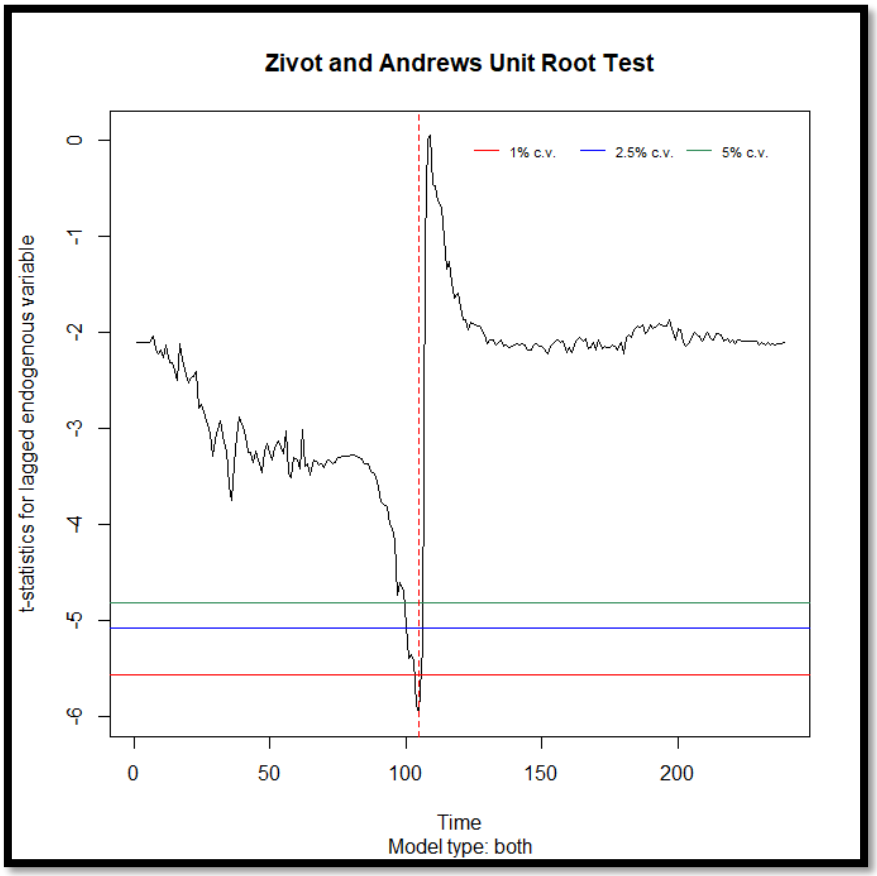


Figure 14. La date de rupture de l'indice de production industrielle

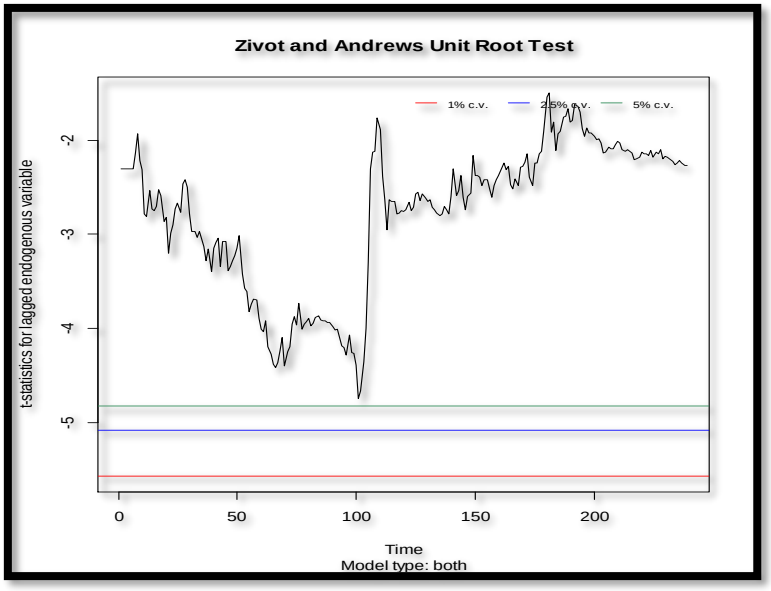


Figure 15. La date de rupture de l'indice RTS

La date de la rupture de l'indice RTS se situe mai 2008 (05/2008). L'hypothèse nulle est acceptée car $-4.746 > -5.08$. La série temporelle de l'indice RTS est donc non stationnaire.

On peut noter que la date de rupture de l'indice RTS est antérieure à celle de l'indice de production industrielle d'environ 3 à 4 mois.

Test de Lee-Strazicich.

Nous appliquons ensuite aux deux séries temporelle le test de racine unitaire de Lee et Strazicich (2003) qui autorise la présence de deux ruptures dans la tendance déterministe. L'intérêt du test de Lee et Strazicich (2003) repose sur le fait que le choix des dates de ruptures se fait de manière endogène. Il est bien connu en effet que le choix de ruptures exogènes dans les tests de racine unité peut biaiser les résultats en faveur de l'hypothèse de stationnarité (Zivot et Andrews, 1992).

Les résultats du test Lee et Strazicich (2003) rejettent l'hypothèse d'une racine unitaire pour les séries :

- LPROD du modèle C
- DLPROD du modèle A et du modèle C.

Deux ruptures :

Modèle [A] : CRASH MODEL					**Modèle [C]** TREND-SHIFT MODEL			
Variables	$LM\tau$	Tb_1	Tb_2	λ	$LM\tau$	Tb_1	Tb_2	λ
LPROD	−2.592544	2002 : 05	2005 : 01	6	−4.172865	2005: 0	2010 : 09	6
DLPROD	−3.852020*	2008 : 01	2008 : 09	2				
LRTS	−1.885252	2011 : 08	2012: 04	1	−4.622583	2003 : 0	2008 : 04	5
DLRTS	−8.620083 *	2008 : 07	2010 : 04	1	−12.085445 *	2001 : 1	2002 : 03	0

Tableau 12. Résultats du Test de Lee et Strazicich (2003)

** ,** et *** indiquent que l'hypothèse* $H_0(présence\ de\ racine\ unitaire)$ *est rejetée au seuil de 1 % , 5 % et 10 % respectivement. Les valeurs critiques sont tablées dans Lee et Strazicich (2003). LM* τ *et Tb indiquent la statistique du test de LM* τ *minimum et la date d'achèvement du point de rupture.* $\boldsymbol{\lambda}$ **est le nombre de retards.**

Les valeurs critiques :

Variable		Modèle A	Modèle C
LPROD	1%	−4.076547	−6.750013
	5%	−3.566927	−6.140827
	10%	−3.302207	−5.837187
DLPROD	1%	−4.076547	−6.750013
	5%	−3.566927	−6.140827
	10%	−3.302207	−5.837187
LRTS	1%	−4.076547	−7.041213
	5%	−3.566927	−6.189133
	10%	−3.302207	−5.780393
DLRTS	1%	−4.076547	−6.605600
	5%	−3.566927	−5.983867
	10%	−3.302207	−5.664600

Tableau 13. Les valeurs critiques du test Lee-Strazicich

Selon les résultats du test Lee-Strazicich (2003), les séries temporelles analysées (RTS et indice de production industrielle) contiennent une racine unitaire dans leurs structures, elles sont donc non stationnaires.

Les différents tests ci-dessus appliqués sur les séries temporelles de l'indice RTS et de l'indice de production industrielle ont mis en évidence la présence d'une racine unitaire dans la structure de ces séries.

Test de cointégration linéaire

Nous décidons alors d'explorer la présence éventuelle d'une relation de long terme entre ces 2 variables en mobilisant le test de cointégration d'Engle-Granger (1987). Les résultats de ce test figurent dans les tableaux : Tableau 14 et Tableau 15:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-26.79324	1.169672	-22.90663	0.0000
LPROD	7.831946	0.278770	28.09464	0.0000
TREND	-0.012147	0.000698	-17.41004	0.0000

Tableau 14. Test de cointégration d'Engle-Granger (RTS- Indice de Production)

	T-stat
La statistique de test d'ADF	-4.631972
Valeur critique	-3.37

Tableau 15. Test d'ADF sur les résidus

La statistique du test de Dickey-Fuller appliqué sur les résidus de la relation de long terme (ect) a une valeur de -4.631 < -3.37. Ces résidus sont donc stationnaires. Ce qui plaide en faveur de l'existence d'une relation de long terme entre l'indice boursier RTS et l'indice de production industrielle. La présence d'une relation de cointégration entre les 2 variables nous conduit à l'estimation d'un modèle à correction d'erreur dont les résultats figurent au Tableau 16. Nous avons sélectionné le retard 1 sur la base de la minimisation du critère d'information d'Akaike.

Variable dépendante : DLRTS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004712	0.006419	0.734055	0.4637
DLPROD	0.911067	0.442901	2.057047	0.0408
DLRTS(-1)	0.196515	0.068928	2.851023	0.0047
DLPROD(-1)	0.206747	0.416744	0.496100	0.6203
ECT(-1)	-0.042316	0.026225	-1.613587	0.1080

Tableau 16.Estimation d'un modèle à correction d'erreur

Le coefficient de terme de correction d'erreur est de signe négatif mais sa significativité est rejetée à 5 et 10%. En effet, la probabilité associée à l'hypothèse nulle de nullité de ce coefficient s'élève à 0.1080. C'est à la limité du seuil de significativité de 10%. La décision de la validité du modèle à correction d'erreur s'avère donc difficile parce que la non significativité du coefficient du terme de correction d'erreur revient tout simplement à rejeter la relation de cointégration. Nous émettons une hypothèse selon laquelle cette contradiction entre le test de cointégration et le modèle de correction d'erreur provient de la différence des réactions de l'indice de production industrielle à deux phases de forte volatilité de l'indice RTS en 2008 et 2014. En effet, la faible réaction de l'indice de production industrielle à la sévère dégringolade de l'indice boursier russe en 2014 est différente de sa forte réaction à la suite de la baisse enregistrée en 2008 qui résultait de la chute spectaculaire des toutes les bourses mondiales due à la crise des subprimes.

Nous décidons alors de recourir au test de causalité au sens de Granger dont l'estimation dérive de l'estimation d'un modèle VAR entre les deux variables. Ce qui nous permet d'analyser les relations dynamiques de court terme entre l'indice RTS et l'indice de production industrielle. Les résultats figurant au Tableau 17 suivant montrent l'existence d'une relation de causalité au sens de Granger allant de l'indice RTS à l'indice de production industrielle.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLRTS does not Granger Cause DLPROD	235	10.4441	**9.E-08**
DLPROD does not Granger Cause DLRTS		1.25783	0.2875

Tableau 17.Test de causalité au sens de Granger

Les résultats du test de Granger sont confirmés par la fonction de réponse impulsionnelle et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision présentées respectivement par la Figure 16 et le Tableau 18 suivants.

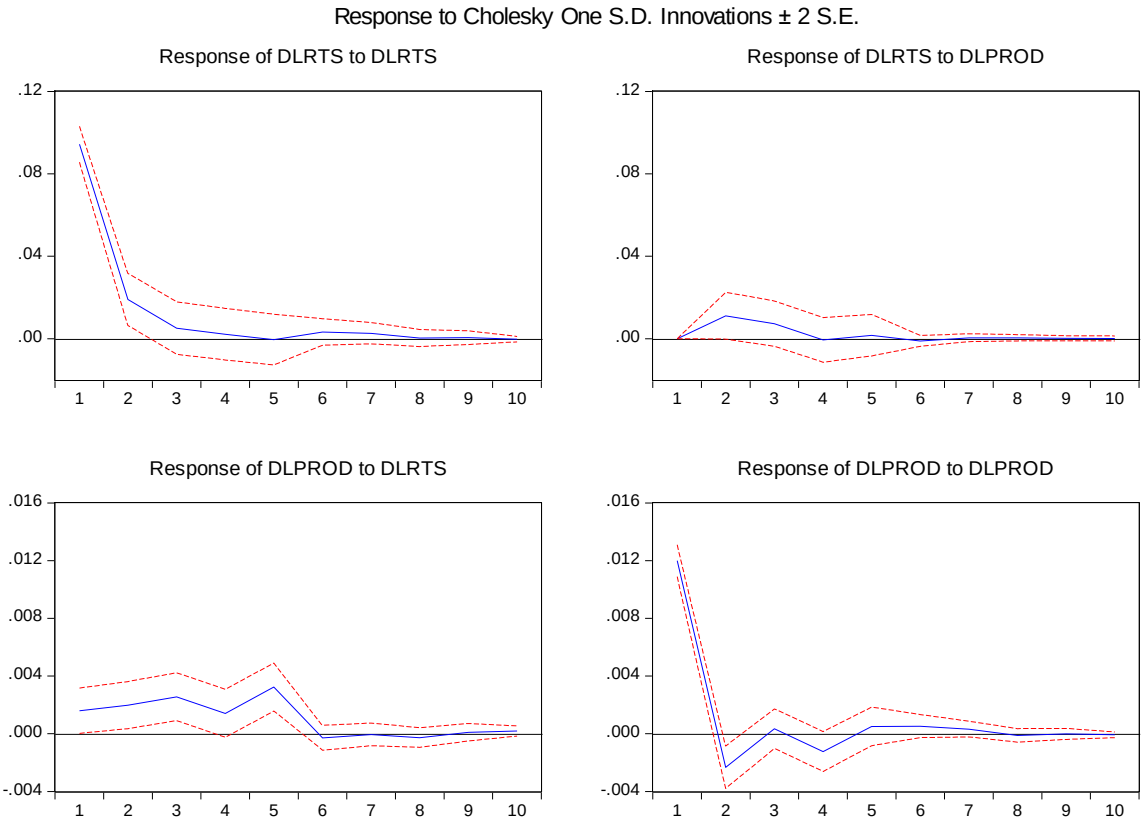


Figure 16. Fonction de réponse impulsionnelle.

Variance Decomposition

Variance Decomposition of DLRTS:

Period	S.E.	DLRTS	DLPROD
1	0.094344	100.0000	0.000000
2	0.096888	98.68583	1.314169
3	0.097296	98.13421	1.865794
4	0.097321	98.13110	1.868899
5	0.097336	98.10310	1.896903
6	0.097397	98.09195	1.908047
7	0.097434	98.09118	1.908817
8	0.097435	98.08974	1.910262
9	0.097437	98.08937	1.910635
10	0.097437	98.08931	1.910692

Variance Decomposition of DLPROD:

Period	S.E.	DLRTS	DLPROD
1	0.012105	1.730155	98.26984
2	0.012483	4.131467	95.86853
3	0.012748	7.994905	92.00509
4	0.012885	9.017973	90.98203
5	0.013295	14.40889	85.59111
6	0.013309	14.42594	85.57406
7	0.013313	14.41882	85.58118
8	0.013316	14.45357	85.54643
9	0.013316	14.45804	85.54196
10	0.013318	14.47472	85.52528

Cholesky Ordering: DLRTS DLPROD

Tableau 18.Décomposition de la variance de l'erreur de prévision.

L'existence d'une relation de causalité au sens de Granger allant de l'indice RTS à l'indice de production industrielle met en évidence l'importance majeure joué par la bourse de Moscou et son indice phare libellé en dollar américain (RTS) dans le financement du secteur industriel russe par des capitaux provenant d'investisseurs étrangers. En effet, l'indice RTS étant composé des grandes entreprises industrielles de la Russie, chaque augmentation de sa valeur correspond à une hausse de la demande sur les actions de ces entreprises cotées en bourse, et donc à de nouvelles opportunités de financement du secteur industriel en Russie. Ce qui aura inéluctablement un impact positif sur les performances de l'indice de production industrielle.

Test de cointégration non linéaire :

Le fait que nous n'avons pas pu prouver de manière évidente l'existence d'une relation de cointégration linéaire entre l'indice de production industrielle et l'indice boursier RTS

nous incite à explorer l'existence d'une relation de cointégration dans un cadre non linéaire. Nous recourons dans une première partie au test de dépendance non linéaire de Keenan (1985) basé sur les travaux de Priestley (1980).

Les hypothèses du test de Keenan (1985) s'expriment de la manière suivante :

$$H_0: x(t)\ est\ un\ processus\ ARMA(p,q)$$

$$H_1: x(t)\ est\ un\ processus\ non\ linéaire$$

Série	T-stat	p-value	Linéarité à 5%
IPI	0.6170301	0.4328011	Non
LIPI	0.4882317	0.485283	Non
RTS	11.63753	0.0007398855	Oui
LRTS	4.907253	0.02753468	Oui

Tableau 19. Test de Keenan (1985)

Sur la base des résultats du Tableau 19 ci-dessus, selon le test de Keenan (1985), nous pouvons conclure que la série temporelle de l'indice de production industrielle est linéaire alors que la série temporelle de l'indice boursier RTS non-linéaire.

La question qui se pose alors est relative à la possibilité de présence d'une relation de cointégration non linéaire en particulier une cointégration à seuil (Threshold cointegration). Afin de tester cette hypothèse, nous recourons au test de cointégration à seuil introduit par Hansen et Seo (2002).

Rappelons que les hypothèses du test de Hansen et Seo (2002) sont les suivantes :

$$H_0: cointégration\ linéaire$$

$$H_1: cointégration\ \text{à}\ seuil$$

Les résultats de ce test figurant au Tableau *20* suivant :

Variable 1	Variable 2	T-stat	T-crit à 5%	P-value
LRTS	LIP	33.89	44.63497	0.60

Tableau 20.Test de Hansen et Seo

D’après les résultats du test, nous pouvons conclure qu’il n’y a pas de cointégration à seuil entre l’indice RTS et l’indice de production industrielle puisque la T-statistique s’élevant à 33.89 est inférieure à 44.63. Par conséquent, s’il y présence d’une relation de cointégration entre les 2 variables, qui ne peut être que de nature linéaire. C’est la question à laquelle nous avons essayé de répondre dans les sous-sections précédentes.

B. L’impact des variables macroéconomiques sur l’indice RTS :

L’évolution de l’indice boursier russe RTS peut être impactée par plusieurs variables macroéconomiques. Parmi ces variables, on peut en citer le taux de chômage, l’inflation, les composantes de la balance commerciale (importations et les exportations). L’ensemble de ces facteurs domestiques vont avoir une interaction avec les flux de capitaux provenant d’investisseurs internationaux et par conséquent auront une incidence sur la dynamique de l’indice RTS.

Afin d’étudier l’impact de ces variables macroéconomiques, nous utiliserons des données en fréquence mensuelle respectivement de :

- L’indice boursier **RTS**,
- L’indice de prix à la consommation (CPI),
- L’importation en Mds de $ (**Import**)
- L’exportation en Mds de $ (**Export)**
- Le taux de chômage (**Unempl**)

La Figure 17 présente l’évolution des variables étudiées.

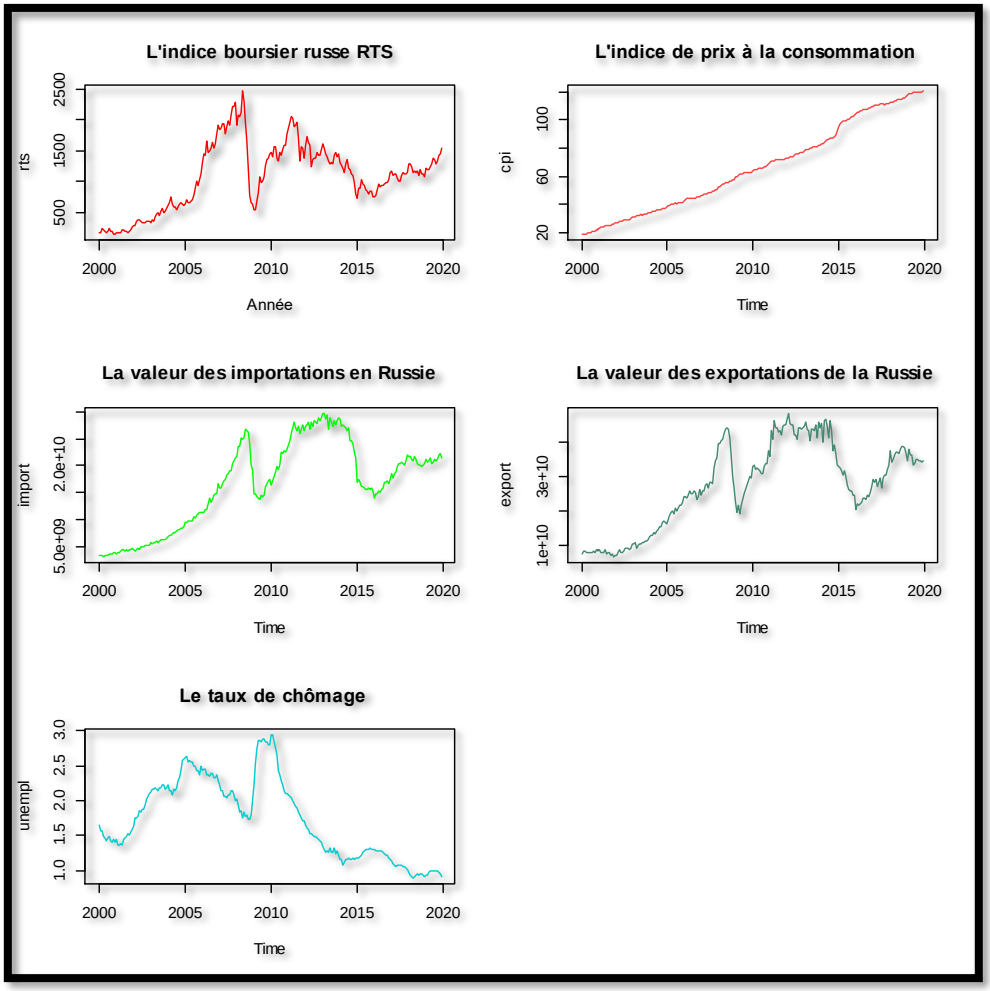


Figure 17. L'évolution de l'indice RTS, du IPC, de l'Import, des Exportations, du Taux de chômage.

Test de stationnarité des variables :

Nous commençons notre étude par l'analyse de la stationnarité des variables transformées par le logarithme népérien en faisant appel aux tests de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté mais aussi au test de Bai-Perron afin de prendre en compte d'éventuelles ruptures structurelles.

1. Test de Dickey-Fuller Augmenté

Variable	Statistique	Racine Unitaire
lRTS	-2.5453	Oui
lCPI	-1.775	Oui
lUNEMPL	-2.3945	Oui
lEXP	-1.512	Oui
lIMP	-1.7108	Oui

Tableau 21. Test ADF

Le test nous indique que toutes les variables sont non stationnaires en niveau.

2. Test des ruptures structurelles

2.1.Le test de Bai-Perron

Le critère de sélection d'une rupture est le BIC minimal et le RSS faible. Nous avons sélectionné les ruptures présentées dans le Tableau 22:

Variable	RSS faible	BIC minimal	Dates des ruptures
DlRTS	2.200	-409.319	2006(2) 2009(1)
DlCPI	0.007321	-1773	2003(2) 2016(2)
DlUNEMPL	0.1803	-1007.2184	2010(2) 2014(3)
DlEXP	0.8537	-624.6217	2008(7) 2013(2) 2016(1)
DlIMP	0.4416	-793.1067	2008(7) 2016(1)

Tableau 22. Test de rupture structurelle

Afin de mieux visualiser ces ruptures, nous présentons les graphiques des séries temporelles représentant ces variables ainsi que la localisation temporelle des ruptures qu'elles ont subies (en pointillés).

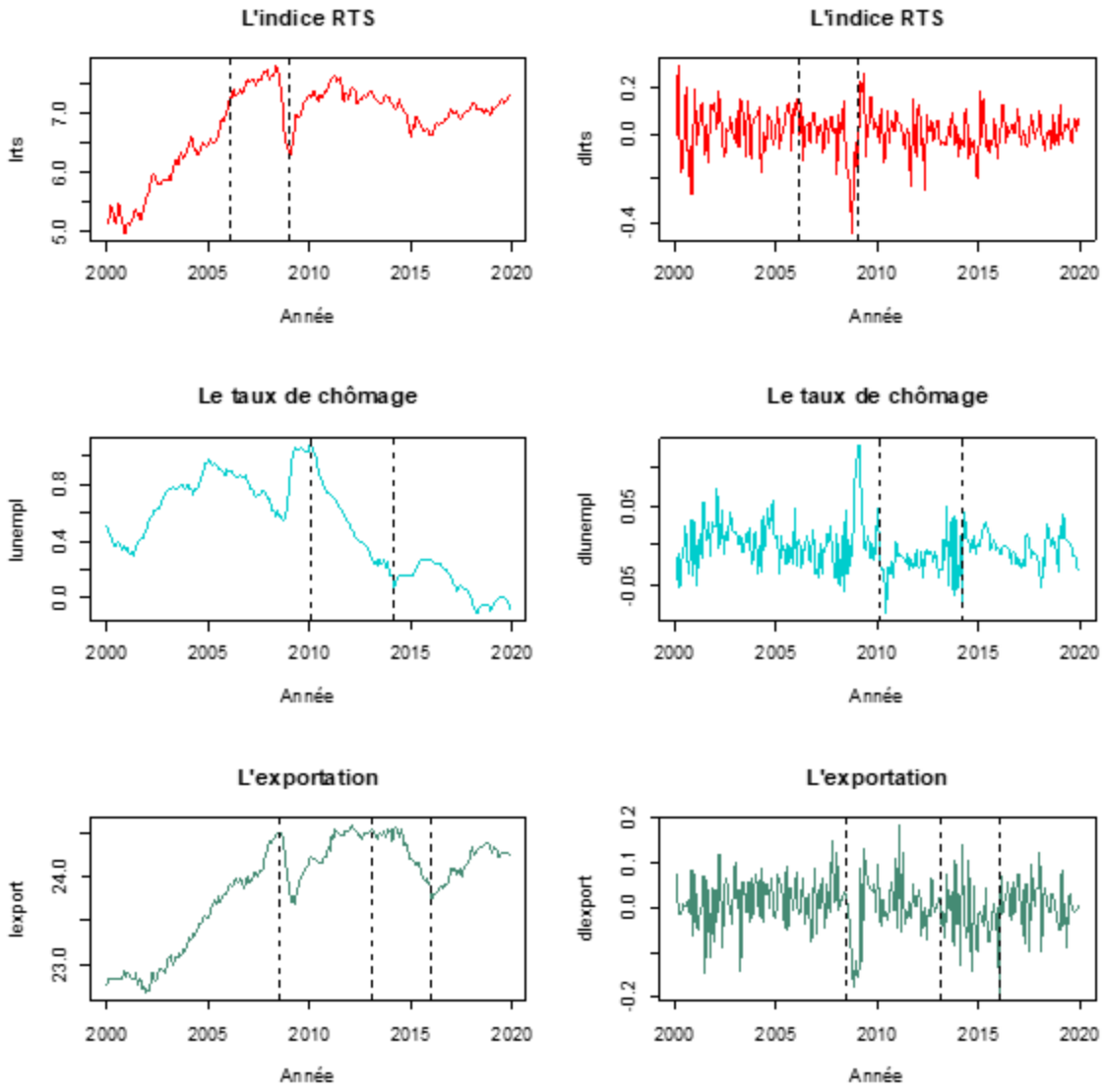


Figure 18. Le test de ruptures de Bai-Perron (RTS, taux de chômage, export)

On peut observer que l'indice RTS a connu deux ruptures en 2006 et 2009, ce qui correspond aux années de la crise des subprimes.

Quant au taux de chômage, il a connu des ruptures en 2010 et 2014. La rupture de 2010 est la traduction de la crise des subprimes qui s'est propagée à l'économie réelle de la Russie et par conséquent a eu un impact négatif sur le taux de chômage. Cette rupture a mis fin à une longue embellie du marché du travail en Russie qui a commencé au début des années 2000. Malgré une légère amélioration du marché du travail après la repise économique de 2010-2013, l'année 2014 qui a été marquée par une forte chute du prix de pétrole et du cours du rouble, s'est traduite par un arrêt brutal de cette amélioration. Le

taux de chômage en Russie a donc entamé une dynamique haussière depuis 2014 entraînant une détérioration du marché de l'emploi.

La Russie étant l'un des grands pays exportateurs du pétrole, chaque baisse du prix de pétrole se traduit par la baisse en volume et en valeur de ses exportations. Ainsi, les exportations de la Russie ont connu des ruptures en 2008, 2013 et 2016 compte tenu de la chute spectaculaire du prix du pétrole en particulier en 2008 et 2014.

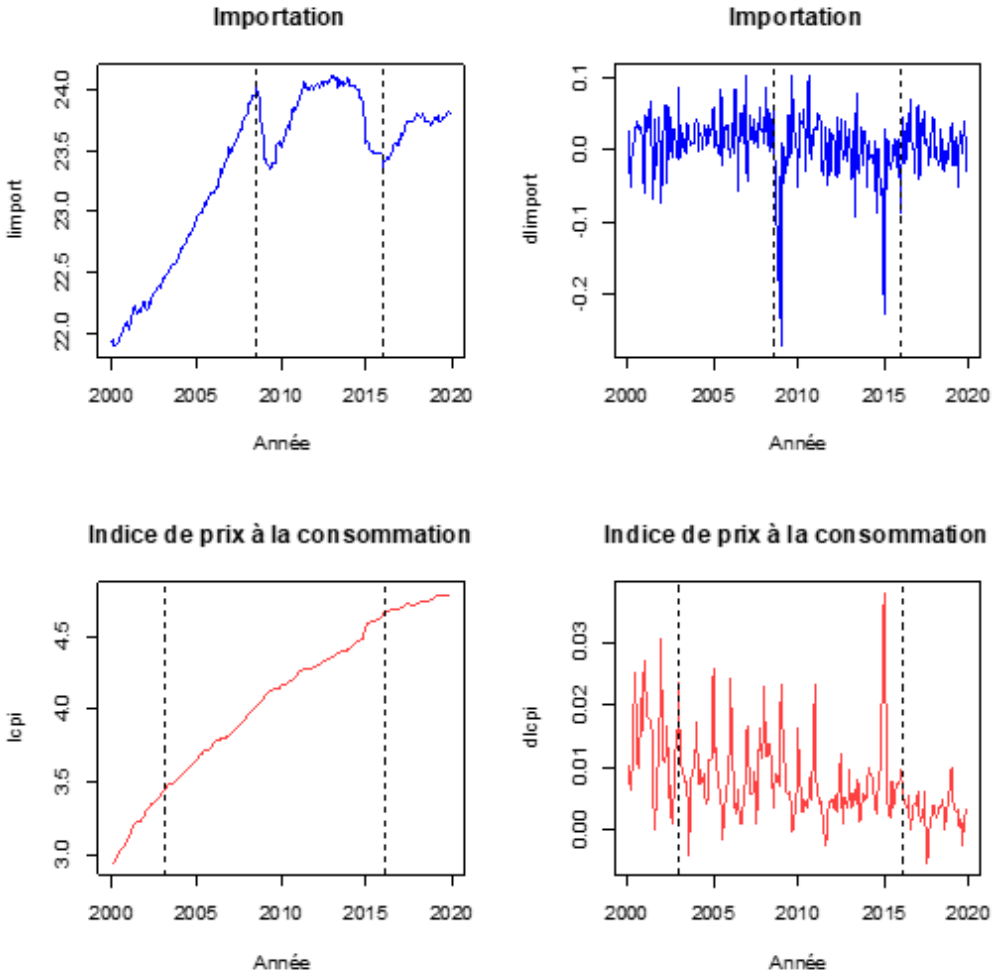


Figure 19. Le test de ruptures de Bai-Perron (import, CPI)

La Russie étant l'un des grands pays importateurs en particulier de biens agricoles et de biens d'équipement, chaque récession économique se traduit par une contraction des importations. Ce qui explique les ruptures de 2008 et de 2016 enregistrée par les importations à la suite en particulier de la dégringolade des prix de pétrole.

L'indice de prix à la consommation (IPC) a quant à lui connu deux ruptures majeures en 2003 et 2016. La première rupture représente l'augmentation de l'inflation en Russie à cause de la surchauffe qu'a connue l'économie russe à la suite de l'augmentation spectaculaire du prix du pétrole. Mais, à l'opposé, la rupture de 2016 peut être expliquée par la dépréciation du Rouble russe à la suite du changement de régime change (passage d'un taux de change fixe à un taux de change flottant). La flottaison du Rouble russe s'est traduite par une dégringolade qui a été exacerbée par les sanctions occidentales contre la Russie à la suite de l'annexion de la Crimée 2014. La baisse du Rouble russe a ainsi fortement augmenté les prix des produits importés. Ce qui s'est traduit par de fortes augmentations des prix à la consommation, et donc de l'indice des prix à la consommation.

Pour conclure, toutes les variables macroéconomiques analysées ci-dessus présentent des ruptures structurelles. Il est donc impératif, avant d'explorer les liens éventuels pouvant exister entre ces variables et l'indice RTS, de tester leur linéarité. Pour cela, nous faisons appel au test de linéarité de Terasvirta (1994) et de Keenan (1985)

3. Test de linéarité

3.1.Test de linéarité de Terasvirta (1994)

Nous testons les hypothèses suivantes :

$$H_0: Linéarité$$

$$H_1: Non\ linéarité$$

Variable	Statistique	p-value	Linéarité (à 5%)
lRTS	3.449	0.1783	oui
lCPI	4.1798,	0.1237	oui
lUNEMPL	0.013002	0.9935	oui
lEXPORT	5.9491	0.05107	oui
lIMPORT	4.9886	0.08255	oui

Tableau 23. Test de Terasvirta (1994)

Selon les résultats du test de Terasvirta présentés au tableau 23, toutes les séries temporelles correspondant aux différentes variables macroéconomiques sont linéaires.

3.2.Test de linéarité de Keenan (1985)

$$H_0 : procéssus\ AR$$

$$H_1 : Non - \ linéarité$$

Le Tableau 24 et le Tableau 25 présentent le test de Keenan (1985) sur les variables en niveau et en différence première.

Variable	Statistique t	p-value	Linéarité (à 5%)
lRTS	4.907253	0.02753468	Non
lCPI	51.58695	5.90973e-12	Non
lUNEMPL	0.6153101	0.4334515	Oui
lEXPORT	1.648093	0.2002541	Oui
lIMPORT	0.748497	0.3876751	Oui

Tableau 24. Test de Keenan (en niveau)

Variable	Statistique t	p-value	Linéarité (à 5%)
DlRTS	2.040043	0.154533	Oui
DlCPI	0.5502239	0.459059	Oui
DlUNEMPL	0.5894723	0.4434142	Oui
DlEXPORT	0.1575465	0.6918018	Oui
DlIMPORT	0.6447139	0.4228343	Oui

Tableau 25. Test de Keenan (en différence première)

Contrairement aux résultats du test de Terasvirta, les résultats du test de Keenan nous indiquent que les séries LRTS, LCPI sont non-linéaires alors que les séries LUNEMPL, LEXPORT, LIMPORT sont linéaires.

Les résultats des tests de linéarité plaident en faveur de la possibilité d'une présence de relations non-linéaire entre ces variables. Nous devons donc recours à l'analyse de relations de cointégration non linéaire.

Mais, dans un premier temps, nous allons d'abord tester la présence de relations de cointégration linéaire.

4. Test de cointégration

4.1.Test de cointégration de Johansen

4.1.1. Lien entre l'indice RTS et le taux de chômage

Afin d'explorer l'existence éventuelle d'une relation de cointégration entre les 2 variables, nous recourons au test d'Engle-Granger (1987) qui se déroule en 2 étapes.
Dans une première étape, on estime la relation entre les 2 variables en niveau, alors que dans une deuxième étape, on vérifie la stationnarité des résidus issus de cette estimation avec une valeur critique de Engle-Yoo qui s'élève à -3.37.
Le Tableau 26 présente les résultats de l'estimation de la relation entre l'indice RTS et le taux de chômage en niveau

Variable dépendante : LRTS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.796334	0.080145	84.80011	0.0000
LUNEMPL	0.005273	0.134088	0.039324	0.9687

Tableau 26.Estimation de relation entre l'indice RTS et le taux de chômage

Le coefficient de corrélation de la variable taux de chômage n'est pas significatif dans la relation de long terme qui pourrait potentiellement le lier à l'indice RTS.

Nous décidons alors d'introduire une tendance linéaire (TREND) dans la relation de long terme qui lie l'indice RTS au taux de chômage en Russie. Comme le montrent les résultats qui figurent dans le Tableau 27, tous les coefficients sont significativement différents de zéro.

Variable dépendante : LRTS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.744515	0.100039	47.42661	0.0000
LUNEMPL	1.499531	0.099265	15.10629	0.0000
TREND	0.010971	0.000478	22.93408	0.0000

Tableau 27.Estimation de relation entre l'indice RTS et le taux de chômage (avec tendance)

Testons alors la stationnarité des résidus de cette équation. Les résultats du test de Dickey-Fuller augmenté (1981) présentés dans le Tableau 28 montrent qu'il y a présence de racine unitaire dans la structure de ces résidus (-2.98 >-3.37). On peut donc conclure qu'il n'y a pas de relation de cointégration entre l'indice RTS et le taux de chômage en Russie.

Statistique de test ADF	-2.987714
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 28. Test d'ADF sur les résidus

4.1.2. Lien entre l'indice RTS et les exportations

Afin d'explorer l'existence éventuelle d'une relation de cointégration entre les 2 variables, nous recourons au test d'Engle-Granger (1987) comme précédemment.
Le Tableau 29 présente les résultats de l'estimation de la relation entre l'indice RTS et les exportations en niveau.

Variable dépendante : LRTS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-19.22447	0.799686	-24.04002	0.0000
LEXPORT	1.089275	0.033463	32.55139	0.0000

Tableau 29.Estimation de la relation entre l'indice RTS et les exportations

L'analyse de la stationnarité des résidus de cette équation par le test de Dickey-Fuller augmenté (1981) présentés dans le Tableau 30 montrent qu'il y a présence de racine unitaire dans la structure de ces résidus (-3.036 >-3.37).

Statistique de test ADF	-3.036
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 30. Test d'ADF sur les résidus

On peut donc conclure qu'il n'y a pas de relation de cointégration entre l'indice RTS et les exportations.

4.1.3. Lien entre l'indice RTS et les importations

Nous analysons l'existence éventuelle d'une relation de cointégration entre les 2 variables, nous recourons au test d'Engle-Granger (1987) comme précédemment.

Le Tableau 31 présente les résultats de l'estimation de la relation entre l'indice RTS et les importations en niveau.

Variable dépendante : LRTS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-15.70849	0.677365	-23.19058	0.0000
LIMPORT	0.963681	0.028991	33.24080	0.0000

Tableau 31.Estimation de la relation entre l'indice RTS et les importations

L'analyse de la stationnarité des résidus de cette équation par le test de Dickey-Fuller augmenté (1981) présentés dans le Tableau 32 montrent qu'il y a présence de racine unitaire dans la structure de ces résidus (-2.857 >-3.37).

Statistique de test ADF	-2.850760
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 32. Test d'ADF sur les résidus

On peut donc conclure qu'il n'y a pas de relation de cointégration entre l'indice RTS et les importations.

4.1.4. Lien entre l'indice RTS et l'indice des prix à la consommation

Nous analysons l'existence éventuelle d'une relation de cointégration entre les 2 variables, nous recourons au test d'Engle-Granger (1987) comme précédemment.

Le Tableau 33 présente les résultats de l'estimation de la relation entre l'indice RTS et l'indice des prix à la consommation.

Variable dépendante : LRTS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.118264	0.248723	12.53711	0.0000
LCPI	0.905757	0.060692	14.92376	0.0000

Tableau 33.Estimation de la relation entre l'indice RTS et l'indice des prix à la consommation.

L'analyse de la stationnarité des résidus de cette équation par le test de Dickey-Fuller augmenté (1981) présentés dans le Tableau 34 montrent qu'il y a présence de racine unitaire dans la structure de ces résidus (-2.103 >-3.37).

Statistique de test ADF	-2.103008
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 34. Test d'ADF sur les résidus

On peut donc conclure qu'il n'y a pas de relation de cointégration entre l'indice RTS et les importations.

Nous avons mobilisé le test d'Engle-Granger (1987) pour explorer la présence d'une relation de cointégration entre l'indice boursier RTS et plusieurs variables économiques qui traduisent les performances de l'économie de la Russie. Les résultats des estimations réalisées nous permettent de conclure que l'indice boursier RTS n'a aucune relation de long terme entre les différentes variables économiques analysées (exportations, importations, le taux de chômage, et l'indice des prix à la consommation).

Par conséquent, s'il y avait une possibilité de l'existence de relations entre l'indice RTS et ces variables, cela ne pourrait exister dans un horizon de court terme.

Nous faisons donc appel au test de causalité au sens de Granger (1969) qui se déroule dans le cadre d'un modèle VAR, qui est le modèle multivarié susceptible de modéliser les corrélations dynamiques entre plusieurs variables.

Les résultats du test de causalité de Granger (1969) figurant dans le Tableau 35 suivant:

	Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
1	DLUNEMPL does not Granger Cause DLRTS	235	2.00668	**0.0945**
	DLRTS does not Granger Cause DLUNEMPL		3.45348	0.0092
2	DLCPI does not Granger Cause DLRTS	238	3.65854	**0.0570**
	DLRTS does not Granger Cause DLCPI		0.34817	0.5570
3	DLEXPORT does not Granger Cause DLRTS	234	2.05449	**0.0722**
	DLRTS does not Granger Cause DLEXPORT		12.0627	2.0E-10
4	DLIMPORT does not Granger Cause DLRTS	235	1.86136	**0.1182**
	DLRTS does not Granger Cause DLIMPORT		10.9196	4.E-08

Tableau 35.Test de causalité de Granger

On peut donc conclure que l'indice RTS cause au sens de Granger les importations, les exportations et le taux de chômage, mais n'a aucun effet sur l'indice des prix à la consommation.

On peut également noter la présence d'une relation de causalité au sens de Granger, même si elle n'est enregistrée qu'à une probabilité comprise entre 0.05 et 0.10, allant respectivement du taux de chômage, de l'indice des prix à la consommation, et des exportations vers l'indice RTS. Cette causalité inverse témoigne de l'existence d'un effet feed-back de ces variables économiques sur les performances de l'indice boursier RTS. Ainsi, de bons chiffres sur le marché de l'emploi correspondant à une baisse du taux de chômage témoignent d'une économie qui est en pleine expansion. Ce qui va impacter positivement l'indice RTS. De même, des chiffres des exportations en hausse se traduisant par des excédents de la balance commerciale de la Russie, et donc de sa balance de paiement, vont inéluctablement avoir un impact positif sur l'indice RTS. Enfin, les chiffres de l'inflation représentée par l'évolution de l'indice des prix à la consommation représentent une information macroéconomique largement suivie par les investisseurs locaux et internationaux. Il est généralement admis qu'une inflation basse et maîtrisée a un impact favorable sur les performances des indices boursiers en général, et de l'indice RTS de la Russie en particulier.

5.Cointégration non linéaire : Test de Hansen-Seo (2006)

Malgré l'intérêt des résultats empiriques ci-dessus, nous devons noter que l'exploration des liens éventuels pouvant exister entre l'indice RTS et les autres variables macroéconomiques de la Russie a eu lieu dans un cadre linéaire.

Nous nous proposons donc dans le paragraphe suivant d'analyser la présence éventuelle d'une relation de cointégration de nature non-linéaire en nous basant sur les résultats du test de Hansen et Seo (2006). Pour cela nous devons tester les hypothèses suivantes :

$$H_0 : cointégration\ linéaire$$

$$H_1 : cointégration\ \text{à}\ seuil$$

Les résultats du test de Hansen-Seo (2006) figurent dans le Tableau 36 :

Variable	Variable	T-stat	Valeur critique à 5%	P-value	H_0
lRTS	lCPI	15.21732	17.66446	0.13	**Acceptée**
lRTS	lUNEMPL	29.39788	39.04706	0.68	**Acceptée**
lRTS	lEXPORT	25.62469	25.03055	0.03	**Rejetée**
lRTS	lIMPORT	38.75283	40.44446	0.08	**Acceptée**

Tableau 36.Test de cointégration de Hansen et Seo

Les résultats du test de Hansen et Seo (2006) nous permettent de conclure alors que s'il existe une relation de cointégration entre l'indice RTS et les variables (LCPI, LUNEMPL, LIMPORT), elle ne peut être que de nature linéaire. Ce qui nous ramène aux analyses effectuées dans la sous-section précédente.
A l'opposé, les résultats ont mis en évidence la présence d'une relation de cointégration entre l'indice RTS et les exportations, et qui est de nature non-linéaire.

Nous allons donc modéliser la relation entre ces 2 variables en faisant appel à un modèle TVECM dont les résultats de l'estimation figurent dans le Tableau 37 suivant:

Régime		lrts	lexport
Bas	**ECT**	-0.2172(0.1806)	0.0497(0.5975)
	Const	-0.2635(0.1981)	0.0521(0.6613)
	lrts t-1	0.1917(0.2614)	0.0144(0.8845)
	lexport t-1	-0.6890(0.1244)	-0.6188(0.0181)*
	lrts t-2	-0.0678(0.6986)	-0.1787(0.0807).
	lexport t-2	-0.1451(0.7375)	-0.1357(0.5902)
Moyen	ECT	-1.2206(0.0056)**	-0.2347(0.3563)
	Const	-0.8200(0.0063)**	-0.1095(0.5272)
	lrts t-1	0.2987(0.4449)	0.4656(0.0416)*
	lexport t-1	0.2331(0.5954)	-0.3670(0.1516)
	lrts t-2	0.6526(0.0751).	-0.2814(0.1864)
	lexport t-2	-0.1110(0.8029)	-0.5808(0.0256)*
Haut	ECT	-0.0608(0.0056)**	0.0192(0.1308)
	Const	0.0146(0.0549).	0.0010(0.8221)
	lrts t-1	0.2521(0.0006)***	0.2339(9.4e-08)***
	lexport t-1	0.0397(0.7392)	-0.2290(0.0011)**
	lrts t-2	0.0365(0.6454)	0.1272(0.0063)**
	lexport t-2	0.1474(0.1914)	0.1393(0.0344)*
Les seuils :		-0.8122292	-0.5369886

Tableau 37.Estimation d'un modèle TVECM entre l'indice RTS et les exportations

Le modèle TVECM a été estimé sur la base de l'existence de 3 régimes : un régime bas, un régime intermédiaire, et un régime haut.

Dans le régime bas, les coefficients du terme de correction d'erreur ne sont pas significatifs. Dans le régime intermédiaire, le coefficient de l'indice RTS est bien significatif ($-\frac{1.22}{0.0056} = -217.96$), donc l'ajustement est très rapide : 122% par mois. Dans le régime haut, le coefficient est également significatif et s'élève à 6.08% par mois. Les seuils trouvés sont : -0.81 et -0.54.

Le franchissement des seuils implique le passage d'un régime à l'autre.

Conclusion :

Nous avons analysé l'existence d'une relation de long terme entre 4 variables macroéconomiques (l'inflation, le chômage et les importations, et les exportations) et l'indice boursier RTS de la Russie, en mobilisant le test de cointégration linéaire d'Engle-

Granger (1987). Les résultats ne plaident pas en faveur de l'existence d'une telle relation de cointégration. En outre, on a mis en évidence la présence de relation dynamiques de court terme en faisant appel au test de causalité de Granger qui s'inscrit dans le cadre d'une modélisation VAR. Nous avons ainsi pu monter l'impact, du moins à court terme, de ces variables sur la performance de l'indice RTS.

D'autre part, nous avons pu détecter la présence d'une relation de cointégration à seuil entre le RTS et les exportations. Cette non linéarité dans la relation de cointégration s'est traduite par l'existence de 3 régimes : un régime bas, un régime intermédiaire, et un régime haut ave des seuils qui doivent être franchis pour basculer d'un régime à un autre.

Section 2. La relation entre le prix du pétrole, les indicateurs macroéconomiques de la Russie

Les variations du prix de pétrole ont un impact sur les variables macroéconomiques de la sphère réelle et financière de l'économie russe. En ce qui concerne les variables financières, on peut citer l'indice de la bourse de Moscou libellé en dollar américain (l'indice RTS) et le taux de change du rouble russe dont les dynamiques sont fortement influencées par le prix du pétrole. En effet, la baisse du prix de pétrole en 2008 a provoqué une chute spectaculaire de l'indice RTS et de la valeur de la monnaie russe. Le même phénomène a été observé en 2014 où la chute du prix de pétrole, principale source de revenus de l'Etat russe, a même fait perdre à la monnaie russe 41% de sa valeur face au dollar américain et 34% face à l'euro. Ce climat d'incertitude économique, couplé au risque géopolitique à la suite des sanctions occidentales contre la Russie en 2014, a provoqué une fuite des capitaux étrangers, et a donc eu un effet profondément négatif sur l'indice RTS.

D'autre part, les performances de l'économie de la Russie dépendant des exportations de matières premières en particulier du pétrole, la baisse du prix de baril de pétrole a eu également un effet baissier sur l'indice de production industrielle, ainsi qu'un effet haussier sur le taux de chômage en Russie.

Dans cette section, nous nous proposons d'évaluer la dépendance de l'économie de la Russie aux variations du prix de pétrole. Pour atteindre cet objectif, nous allons étudier l'impact du prix de pétrole (Brent) sur le taux de change du rouble russe, sur l'indice de production, sur l'importation et l'exportation, sur le taux de chômage. L'étude de cet impact sera basée sur l'analyse des relations de long/court terme entre le prix du pétrole et ces variables économiques de la Russie en mobilisant la théorie de la cointégration linéaire et non linéaire ainsi que les modèles VAR.

A. Relation entre le prix de pétrole, l'indice boursier RTS et le taux de change du rouble :

Avant d'analyser la relation entre le prix international du pétrole BRENT, de l'indice boursier, et du taux de change du rouble russe, nous nous proposons dans un premier temps de procéder à une analyse univariée des séries temporelles représentant ces variables. L'objectif étant d'appréhender la structure, et la dynamique propre qui vont nous permettre dans un deuxième temps l'analyse des relations de long et de court terme pouvant s'établir entre ces variables.

1.1.Analyse univariée : Brent, rouble et indice RTS

Depuis 2014, on a pu observer les fluctuations significatives du cours du rouble qui ont soulevé la question de la relation du taux de change du rouble et de son lien avec les prix du pétrole. On peut constater sur la Figure 20 la présence de cette relation.

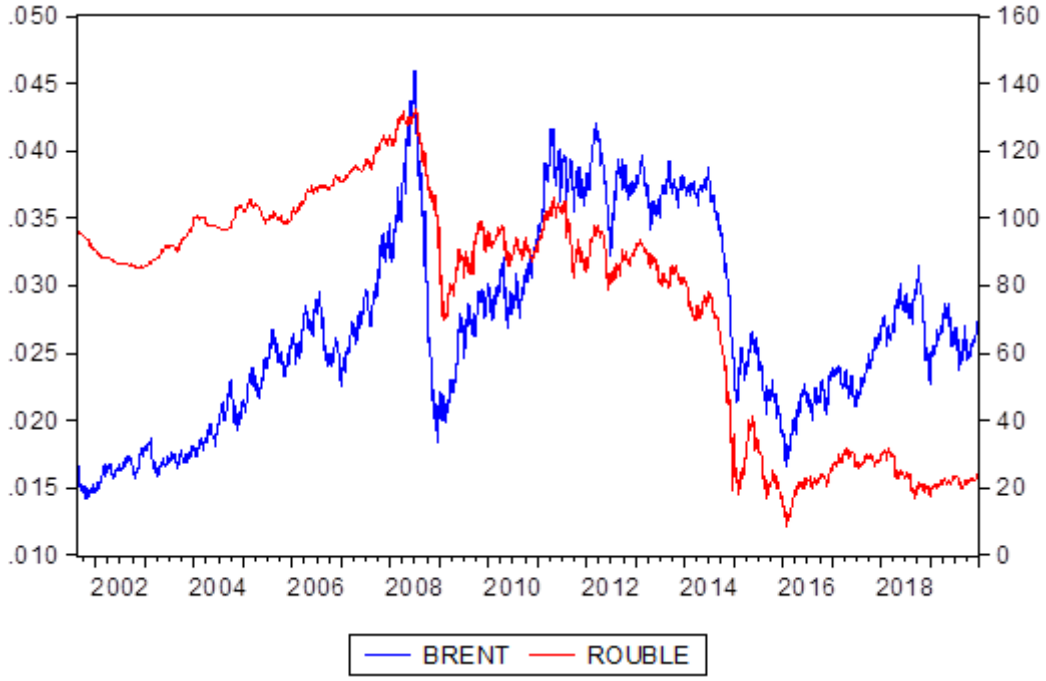


Figure 20.Relations entre le prix du pétrole (BRENT) et le taux de change du rouble

De même nous avons pu constater des fortes fluctuations de l'indice RTS en fonction des variations du prix pétrolier. Cette relation est présentée sur la Figure 21.

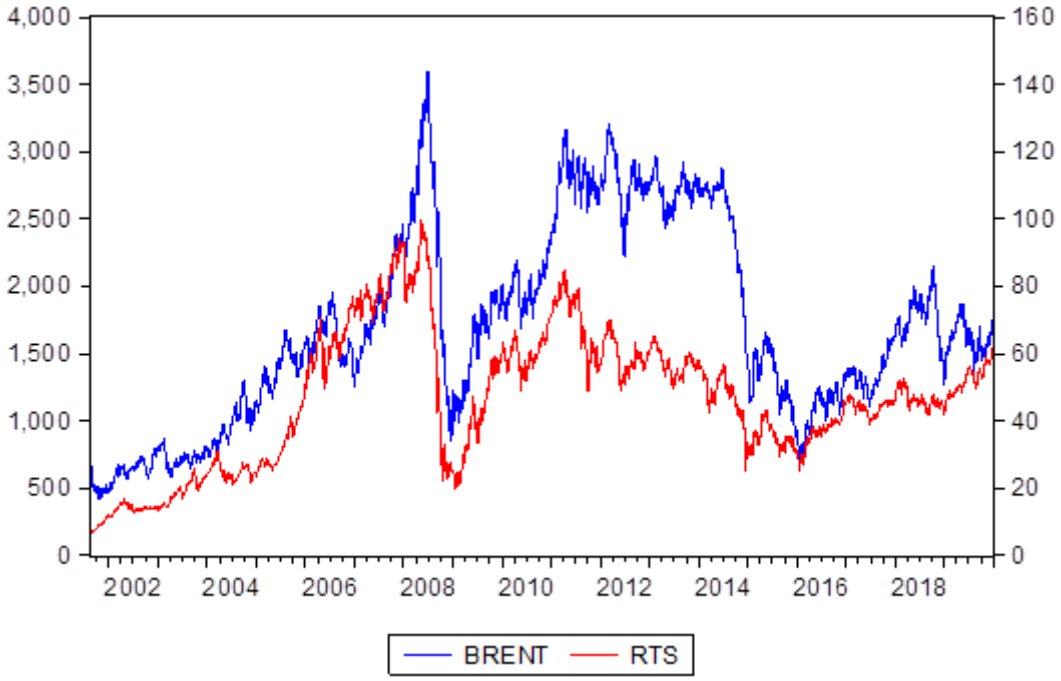


Figure 21. Les évolutions du prix du pétrole (Brent) et de l'indice RTS

1.1.1 Analyse de la stationnarité

1.1 .1.1. Analyse de la stationnarité du prix du pétrole

Avant de pouvoir modéliser les séries nous passons par l'analyse de stationnarité en faisant les tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF), de Phillips et Perron (PP), de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPPS). Le modèles des tests sont de deux types : avec la constante (marqué c), avec la constante et la tendance (marqué c+t). Pour les tests ADF et PP l'hypothèse nulle est que la série contient la racine unitaire, et pour le test KPSS, la H_0: la série est stationnaire. Le Tableau 38 présente les tests de stationnarité.

	Variable en niveau			**Variable en différence première**		
X_t	**Modèle**	**t-stat**	**t-crit**	X_t	**t-stat**	**t-crit**
Brent	ADF : c	-1.853271	-2.861947	DBrent	-67.04039*	-3.410742
	ADF : c+t	-1.70509	-3.95995			
	PP : c	-1.92664	-2.86194			
	PP : c+t	-1.79799	-3.41074			
	KPSS : c	2.30915	0.46300			
	KPSS : c+t	1.40117	0.14600			

Tableau 38.Tests de racine unitaire du prix du pétrole en données journalières (désigne la stationnarité)*

Les tests de racine unitaire nous indiquent que le prix du pétrole est non stationnaire en niveau vu que les valeurs de t-stat sont supérieures aux valeurs critiques. C'est un processus I (1). Afin de le stationnariser nous faisons appel au filtre de différence première. En appliquant ce filtre, nous trouvons que le prix du pétrole est stationnaire comme la valeur critique du $t - stat = -67.04039$ est inférieure à la t-critique -3.410742. La Figure 22 présente l'évolution du prix du pétrole en niveau et en différence première.

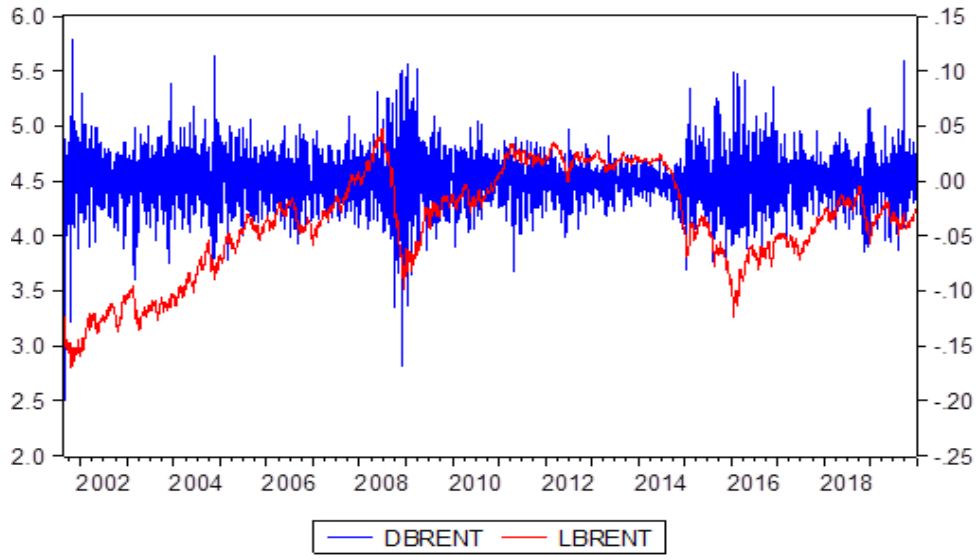


Figure 22.L'évolution du prix du pétrole non stationnaire en niveau et stationnarisé en différence première

1.1.1.2 Analyse de la stationnarité du cours du rouble

Comme pour le prix du pétrole, nous allons appliquer les mêmes tests de racine unitaire, dont les résultats sont présentés dans le Tableau 39.

	Variable en niveau			**Variable en différence première**		
X_t	**Modèle**	**t-stat**	**t-crit**	X_t	**t-stat**	**t-crit**
Rub	ADF : c	-0.15940	-2.86194	DRub	-22.41613*	-3.410744
	ADF : c+t	-1.60927	-3.41074			
	PP : c	-0.13816	-2.86194			
	PP : c+t	-1.59986	-3.41074			
	KPSS : c	6.41756	0.46300			
	KPSS : c+t	1.55533	0.14600			

Tableau 39.Tests de racine unitaire du cours du rouble/dollar en données journalières (désigne la stationnarité).*

Les tests nous indiquent que le cours du rouble-dollar est non stationnaire en niveau vu que les valeurs de t-stat sont supérieures aux valeurs critiques. C'est un processus I (1). Afin de le stationnariser nous appliquons le filtre de différence première. En appliquant ce filtre nous trouvons que le rouble est stationnaire comme la valeur critique du $t - stat = -22.41613$ est inférieure à la t-critique -3.410744. La figure ci-dessous présente l'évolution du cours du rouble en niveau et en différence première.

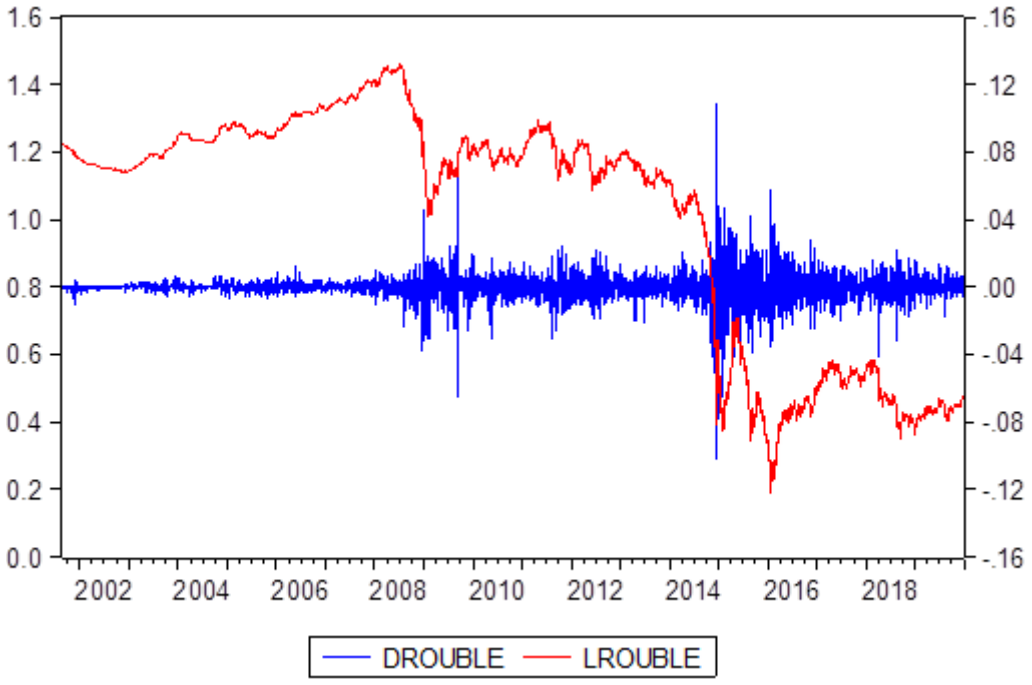


Figure 23.Le rouble-dollar, en niveau et en différence première

1.1.1.3. Analyse de la stationnarité de l'indice RTS

Nous allons appliquer les mêmes tests de racine unitaire sur l'indice RTS dont les résultats sont présentés dans le Tableau 40.

	Variable en niveau			Variable en différence première		
X_t	Modèle	t-stat	t-crit	X_t	t-stat	t-crit
RTS	ADF : c	-2.15298	-2.86194	DRTS	-62.23461*	-3.410744
	ADF : c+t	-2.06556	-3.41074			

PP : c	-2.16355	-2.86194
PP : c+t	-2.07977	-3.41074
KPSS : c	1.67007	0.46300
KPSS : c+t	1.19758	0.14600

Tableau 40. Tests de racine unitaire

Les tests nous indiquent que l'indice RTS est non stationnaire en niveau vu que les valeurs de t-stat sont supérieures aux valeurs critiques. C'est un processus I (1). Afin de le stationnariser nous appliquons le filtre de différence première. En appliquant ce filtre nous trouvons que l'indice est stationnaire comme la valeur critique $t - stat = -62.23461$ est inférieure à la t-critique -3.410744. La figure ci-dessous présente l'évolution de l'indice RTS en niveau et en différence première.

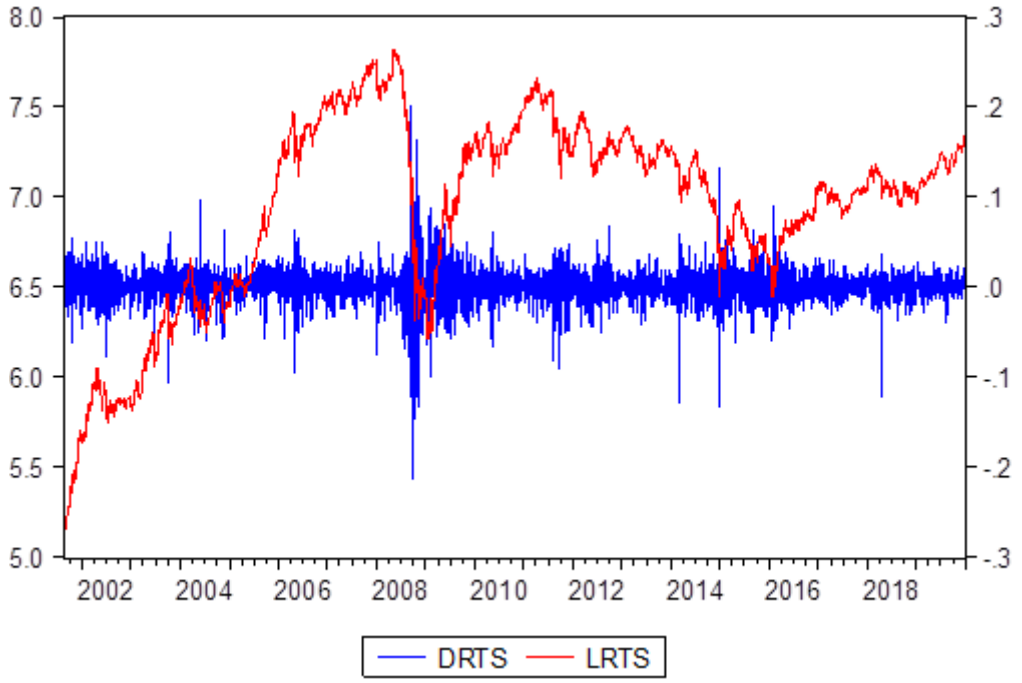


Figure 24.L'indice RTS, en niveau et en différence première

La série différentiée est bien stationnaire. Donc nous pouvons modéliser ce processus.

1.1.2. Les modèles ARCH, GARCH

Le modèle ARCH proposé par Engle (1982) et GARCH proposé par Bollerslev (1986), sont des modèles à volatilité variable qui sont particulièrement adaptés à la modélisation des rendements des actifs financiers. Lorsqu'on observe une série temporelle financière de haute fréquence (variation du taux de change, du cours boursier...), on remarque généralement que sa volatilité, représentée statistiquement par la variance, n'est pas constante dans le temps, en d'autres termes, que sa variance change dans le temps. Le processus sous-jacent révèle donc une hétéroscédasticité. En général, on constate que des périodes assez longues où la volatilité est faible sont suivies de périodes assez longues où elle est forte. En fait, des dates où la volatilité est faible ont tendance à se succéder, et des dates où elle est forte ont également tendance à se suivre. On dit également que la volatilité, ou la variance du processus, est autorégressive : elle dépend de ses valeurs passées. Les processus ARCH(p) et GARCH (p, q) sont définis de manière à pouvoir représenter ce type de série observée.

Kutu et Ngalawa (2016) ont utilisé les modèles ARCH, APARCH dans l'analyse du rouble. Les auteurs trouvent que le choc pétrolier peut entraîner la récession de l'économie russe et la dépréciation du rouble.

1.1.2.1 Estimation des modèles ARCH/GARCH

Le Tableau 41 présente l'estimation du modèle GARCH du rouble.

a. Rouble

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	6.50E-05	1.06E-05	6.124001	0.0000
AR(1)	0.056340	0.012132	4.643910	0.0000
	Variance Equation			
RESID(-1)^2	0.059956	0.001505	39.83133	0.0000
GARCH(-1)	0.940044	0.001505	624.5114	0.0000

Tableau 41. Le modèle GARCH du rouble

Tous les coefficients sont significatifs. Cela signifie que le taux de change du rouble est influencé par les facteurs ARCH et GARCH.

b. **Brent**

Le Tableau 42 présente l'estimation du modèle GARCH du Brent.

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000300	0.000229	1.311620	0.1896
AR(1)	0.013791	0.014217	0.969999	0.3320
	Variance Equation			
RESID(-1)^2	0.041101	0.002550	16.11529	0.0000
GARCH(-1)	0.958899	0.002550	375.9712	0.0000

Tableau 42. Le modèle GARCH du prix de pétrole

Tous les coefficients du modèle sont significatifs.

c. **RTS**

Le Tableau 43 présente l'estimation du modèle GARCH de l'indice RTS.

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001022	0.000182	5.625283	0.0000
AR(1)	0.090284	0.011664	7.740315	0.0000
	Variance Equation			
RESID(-1)^2	0.067938	0.002003	33.91376	0.0000
GARCH(-1)	0.932062	0.002003	465.2709	0.0000

Tableau 43.Le modèle GARCH de l'indice RTS

Tous les coefficients sont significatifs.

1.1.2.2 Représentations graphiques de la volatilité :

Nous constatons que les coefficients des paramètres des modèles GARCH (1,1) choisis pour modéliser la volatilité des 3 séries temporelles analysées sont significatifs. La Figure 25 et Figure 26 suivantes mettent en évidence la dynamique de la volatilité du prix de pétrole BRENT, de l'indice boursier RTS, et du taux de change du rouble russe.

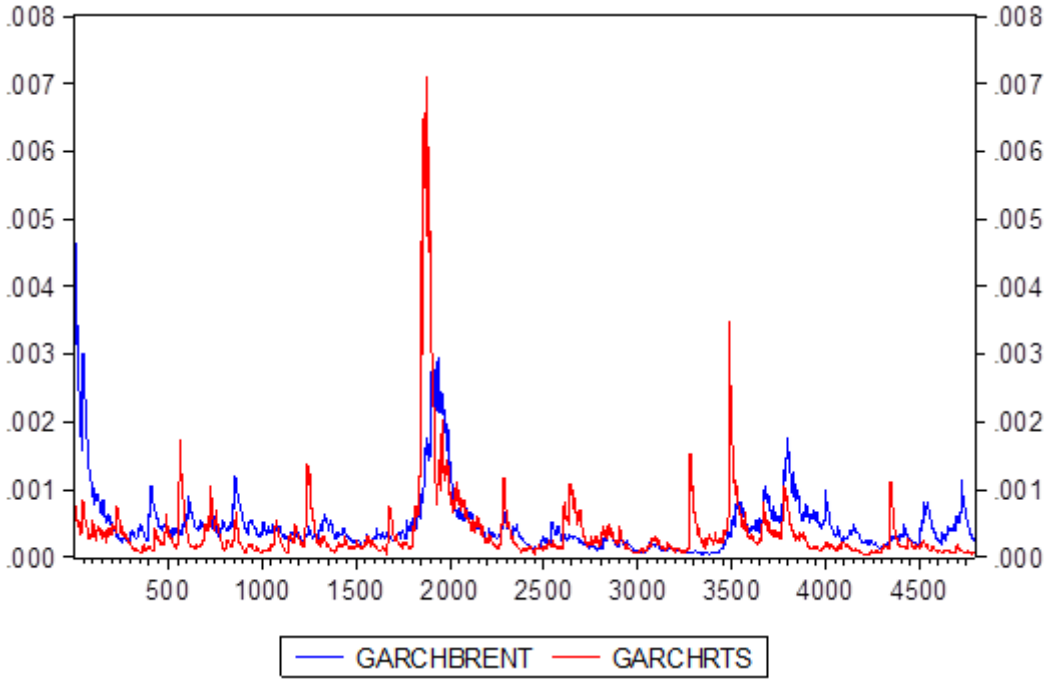


Figure 25.Le modèle GARCH du pétrole et du RTS

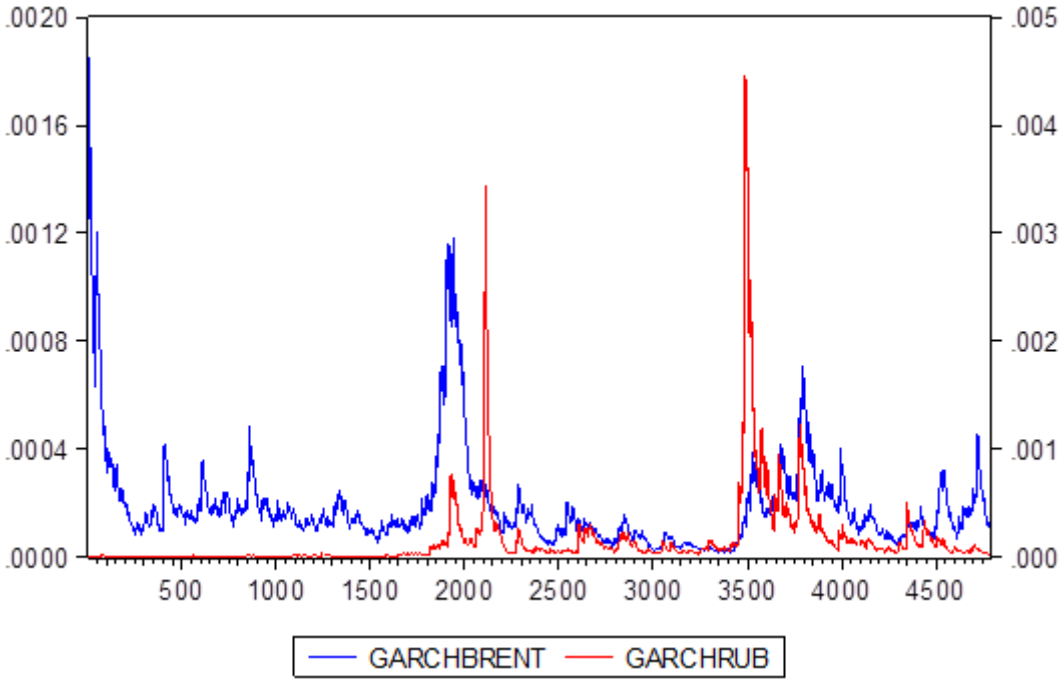


Figure 26.Le modèle GARCH du pétrole et du rouble

1.2.Analyse multivariée du prix de pétrole, de l'indice RTS et du rouble

D'après les résultats de l'analyse univariée des séries temporelles du prix de pétrole, de l'indice RTS, et du taux de change du rouble russe, on peut émettre l'hypothèse selon laquelle ces séries temporelles ont dû subir des ruptures durant la période historique étudiée allant de 2000 à 2019.

Commençons par l'analyse de ruptures structurelles pouvant potentiellement exister dans la structure de ces séries temporelles. Certains auteurs se sont déjà intéressés à analyser les relations entre variables économiques en prenant en compte des ruptures en particulier enregistrées dans la structure des prix de pétrole. Ainsi, Bilan et al. (2018) ont étudié la relation entre le prix de pétrole et le taux de change rouble/dollar. Ils ont subdivisé la période historique qu'ils ont analysée en 3 sous-périodes et montré que la relation entre les deux variables peut être différente selon la période historique étudiée. Les auteurs ont effet eu recours à une analyse de réponse impulsionnelle et ont mis en évidence que l'effet de la variation du prix de pétrole sur le taux de change du rouble était beaucoup plus fort sur la période historique d'après 2015. On peut alors supposer que le rouble russe a commencé à réagir plus fortement à la chute du prix de pétrole après l'introduction des sanctions occidentales de 2014 contre la Russie.

L'une des critiques fondamentales que l'on peut adresser à Bilan et al. (2018) provient du fait que les auteurs ont fait le choix des sous-périodes analysées de façon arbitraire sans pour autant baser leur analyse sur des test de ruptures afin d'identifier les dates exactes des ruptures au niveau des séries temporelle du pétrole et du rouble russe.

Nous nous proposons alors d'effectuer une étude sur la période totale et sur les sous-périodes divisées par les ruptures structurelles.

1.2.1 Analyse de la stationnarité des variables

Nous commençons notre analyse par une représentation graphique respectivement du prix de pétrole (Brent), l'indice RTS, et le taux de change du rouble contre le dollar noté Rouble/USD ainsi que leurs transformées par le logarithme népérien. Les données sont en fréquence mensuelle.

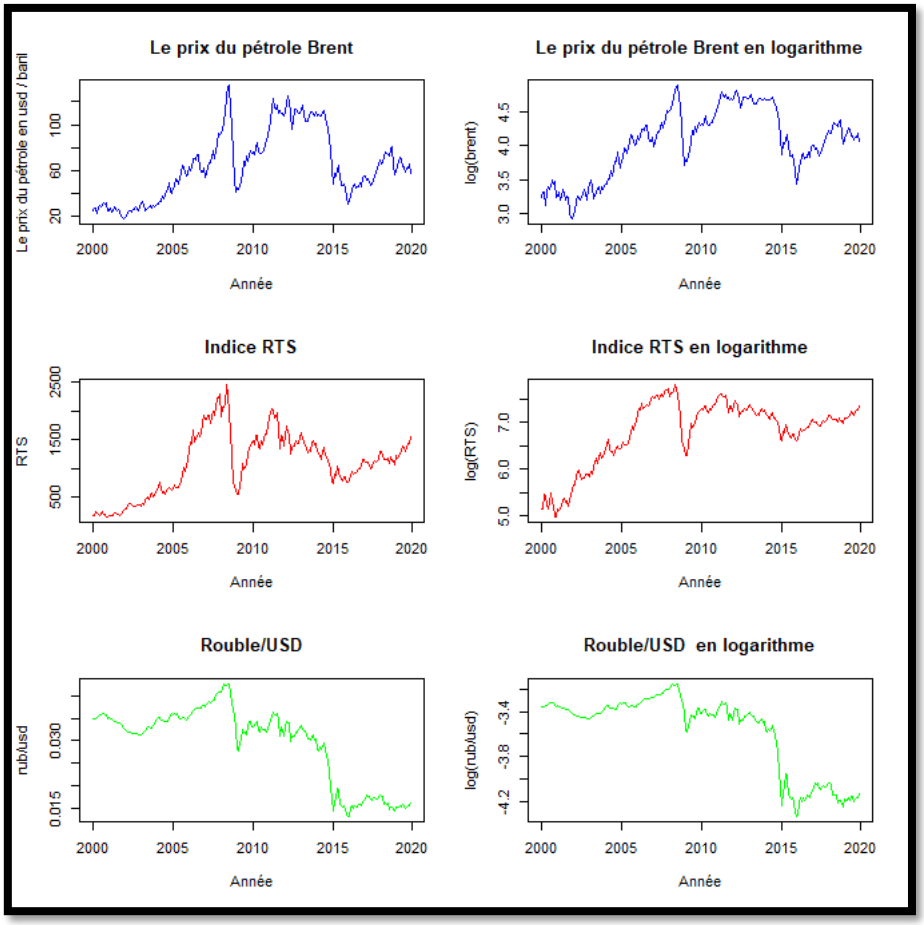


Figure 27. Prix du pétrole BRENT, l'indice RTS et le Rouble/USD.

Les représentations graphiques montrent des fluctuations irrégulières des trois variables analysées qui témoignent d'une dynamique non stationnaire que pouvons confirmer ou infirmer par le recours à des tests de racine unitaire.

Le test de Dickey-Fuller augmenté est réalisé sur un échantillon de données mensuelles qui s'étend de 2000 à 2019. Les résultats du Tableau 44 montrent que les trois variables (Brent, RTS, Rouble) sont non stationnaires. Ce qui est confirmé par les résultats du test de Dickey-Fuller augmenté appliqué aux séries temporelles des 3 variables en différence première.

Variable en niveau			Variable en différence première		
	t-stat	p-value		t-stat	p-value
Brent	-1.5673,	0.7578	Brent	-6.2689	0.01*
RTS	-2.0243	0.5656	RTS	-6.2862	0.01*
Rouble/USD	-1.8319	0.6466	Rouble/USD	-6.5499	0.01*

Tableau 44.Test de racine unitaire ADF

La Figure 28 représente les variables en différence première

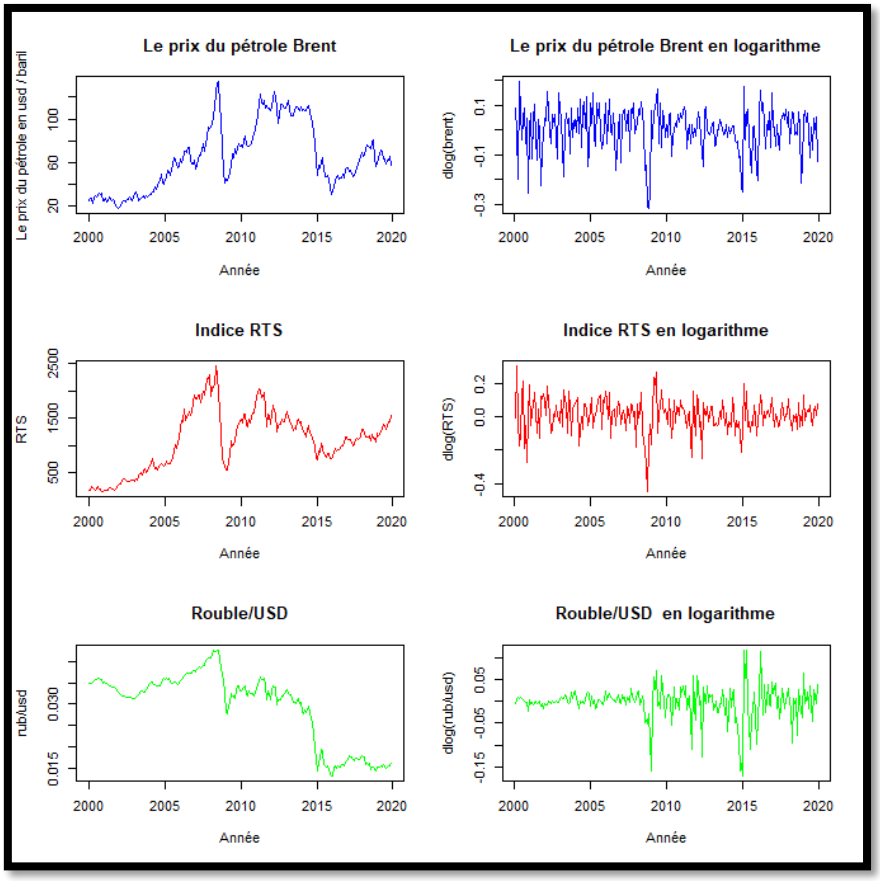


Figure 28 . Les séries Brent, RTS, Rub/Usd différentiées.

Afin de prendre en compte d'une rupture dans les séries temporelles analysées et de son impact sur les résultats du test de Dickey-Fuller augmenté, nous recourons au test de Zivot-Andrews qui permet de tester la présence de racine unitaire en présence d'une éventuelle une rupture dans la structure de séries temporelles analysées.

Le Tableau 45 ci-dessous présente les résultats du test de Zivot-Andrews pour les 3 variables.

	Modèle		
Variable	**Intercept**	**Trend**	**Intercept+ Trend**
Valeur critique à 5%	-4.8	-4.42	-5.08
Brent	-4.3968	-3.5883	-4.2356
Point de rupture	174	133	174
RTS	-3.319	-4.2161	-4.746
Point de rupture	55	80	101
Rouble/USD	$-5.4061*$	-2.8298	-4.5358
Point de rupture	174	91	174

Tableau 45.Test de Zivot-Andrews (indique la stationnarité).*

On peut conclure que selon le test de Zivot-Andrews, la série Rouble/USD est stationnaire mais avec une rupture dans le modèle 1 avec intercept, alors que les 2 séries temporelles du Brent et de l'indice RTS sont non stationnaires en plus de l'existence de ruptures dans leur structure.

Toutefois, lorsqu'on stationnarise les variables Brent, RTS, et Rouble par un filtre de différence première et on applique à nouveau le test de Zivot-Andrews, on peut conclure que toutes les variables en différence première sont stationnaires comme le montre le Tableau 46.

	Modèle		
Variable	**Intercept**	**Trend**	**Intercept+ Trend**
Valeur critique à 5%	-4.8	-4.42	-5.08
Brent	$-7.2534*$	$-7.0745*$	$-7.3231*$
Point de rupture	192	50	101
RTS	$-6.8564*$	$-6.5856*$	$-6.9407*$
Point de rupture	100	178	10
Rouble/USD	$-6.4239*$	$-6.0495*$	$-6.5691*$
Point de rupture	192	179	173

Tableau 46. Test ZA, diff=1 (indique la stationnarité)*

On peut donc conclure que selon le test de Dickey-Fuller augmenté, il est nécessaire de différentier les 3 séries temporelles (Brent, RTS, Rouble) afin de les rendre stationnaires. Mais, selon le test de Zivot-Andrews**,** seule la variable Rouble/Dollar US est stationnaire en niveau. Mais, pour le reste de l'étude nous allons considérer que l'hypothèse de racine unitaire peut être une bonne approximation d'une série temporelle stationnaire qui présente une rupture dans sa structure. Par conséquent, nous allons nous satisfaire des résultats du test de Dickey-Fuller augmenté qui montrent que les 3 variables analysées présentent une racine unitaire dans leur structure.

1.2.2. Relation entre le prix du pétrole BRENT et l'indice RTS

Nous faisons appel au test de cointégration d'Engle-Granger (1987) qui se déroule en 2 étapes. La première consiste à tester la relation de long terme entre les variables, alors que la deuxième consiste à tester la présence d'une racine unitaire dans les résidus issus de l'estimation de cette relation. Les résultats figurent dans les Tableau 47 et Tableau 48 suivants :

Variable dépendante : LRTS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.984332	0.177922	11.15279	0.0000
LBRENT	1.188760	0.043592	27.27029	0.0000

Tableau 47.Estimation de la relation de long terme

Statistique de test ADF	-2.871
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 48.Test de Dickey-Fuller sur les résidus

Les résultats du test de Dickey-Fuller augmenté (1981) mettent en évidence la non stationnarité des résidus de la relation de long terme entre l'indice RTS et le BRENT ($t - stat = -2.871 > -3.37$). Il n'y a donc pas de relation de cointégration entre les 2 variables.

Nous décidons alors de refaire la procédure du test d'Engle-Granger (1987) en prenant en compte la présence éventuelle d'une tendance linéaire dans la relation de cointégration.

Les résultats présentés dans les Tableau 49 et Tableau 50 ci-dessous n'apportent pas de nous éléments nous permettant d'accepter la présence d'une relation de cointégration entre les variables. En effet, la t-stat du test de Dickey-Fuller étant de $-2.895 > -3.37$. Il n'y a donc pas de relation de cointégration entre l'indice RTS et le prix du BRENT.

Variable dépendante : LRTS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.359133	0.183611	12.84856	0.0000
LBRENT	1.039822	0.050311	20.66801	0.0000
TREND	0.001911	0.000367	5.205326	0.0000

Tableau 49.Estimation de la relation de long terme

Statistique de test ADF	-2.89
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 50.Test de Dickey-Fuller sur les résidus

Ce résultat d'absence de cointégration entre les 2 variables est confirmé par le test de Johansen dont les résultats figurent dans le Tableau 51 ci-dessus.

No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.051765	20.05659	25.87211	0.2231
At most 1	0.030984	7.459265	12.51798	0.2991

No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.051765	12.59733	19.38704	0.3616
At most 1	0.030984	7.459265	12.51798	0.2991

Tableau 51.Test de cointégration de Johansen (RTS-Brent)

L'absence d'une relation de cointégration entre les 2 variables plaident en faveur de l'utilisation d'un modèle VAR afin d'analyser la dynamique de court terme de la relation entre l'indice RTS et le prix du pétrole BRENT.

Nous commençons par sélectionner le nombre de retards sur la base de la minimisation du critère d'Akaike. Selon les résultats qui figurent dans le Tableau 52, le retard sélectionné s'élève à 1.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	471.4094	NA	5.48e-05	-4.135766	-4.105590	-4.123590
1	496.4077	49.33580	4.56e-05*	-4.320773*	-4.230246*	-4.284244*
2	497.1548	1.461171	4.69e-05	-4.292112	-4.141234	-4.231231
3	498.9589	3.497045	4.78e-05	-4.272766	-4.061535	-4.187531
4	501.6011	5.074938	4.84e-05	-4.260803	-3.989221	-4.151216
5	506.7346	9.769356*	4.79e-05	-4.270789	-3.938856	-4.136849
6	507.9644	2.318787	4.91e-05	-4.246382	-3.854097	-4.088090
7	508.7741	1.512286	5.05e-05	-4.218274	-3.765637	-4.035628
8	511.3868	4.834137	5.11e-05	-4.206051	-3.693063	-3.999053
9	512.5958	2.215585	5.24e-05	-4.181461	-3.608121	-3.950110
10	516.4532	7.001190	5.25e-05	-4.180205	-3.546513	-3.924501
11	517.4573	1.804718	5.39e-05	-4.153809	-3.459766	-3.873753
12	518.5233	1.897157	5.53e-05	-4.127959	-3.373564	-3.823549

Tableau 52.Sélection du nombre de retards (DLRTS, DLBRENT)

	DLRTS	DLBRENT
DLRTS(-1)	0.173484	0.330268
	(0.06773)	(0.05778)
	[2.56158]	**[5.71583]**
DLBRENT(-1)	0.089214	0.095200
	(0.07446)	(0.06352)
	[1.19820]	[1.49862]
C	0.007353	-0.000202
	(0.00626)	(0.00534)
	[1.17444]	[-0.03785]

Tableau 53.Estimation d'un modèle VAR

Les résultats du modèle VAR estimés figurant dans le Tableau 53 précédent mettent en évidence que la significativité du coefficient de corrélation linéaire entre l'indice RTS retardée d'une seule période et le prix du pétrole. Ce qui traduit un impact significatif de la variation de l'indice RTS sur la variation du prix du pétrole BRENT. A l'opposé, la variation du prix de pétrole n'a aucun impact sur l'indice RTS.

Nous recourons alors au test de causalité de Granger dont les résultats figurent dans le Tableau 54 :

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
DLBRENT does not Granger Cause DLRTS	1.43567	0.2320
DLRTS does not Granger Cause DLBRENT	32.6707	3.E-08

Tableau 54.Test de causalité de Granger (RTS-Brent)

D'après les résultats, on accepte l'hypothèse selon laquelle le Brent ne cause pas au sens de Granger l'indice RTS et on rejette l'hypothèse selon laquelle l'indice RTS ne cause pas au sens de Granger le prix du pétrole. On en conclue donc qu'il y une causalité qui va de l'indice RTS vers le prix de pétrole.

Ce résultat, quoique paradoxal, est confirmé par l'analyse de la fonction de réponse impulsionnelle qui figure dans la Figure 29 :

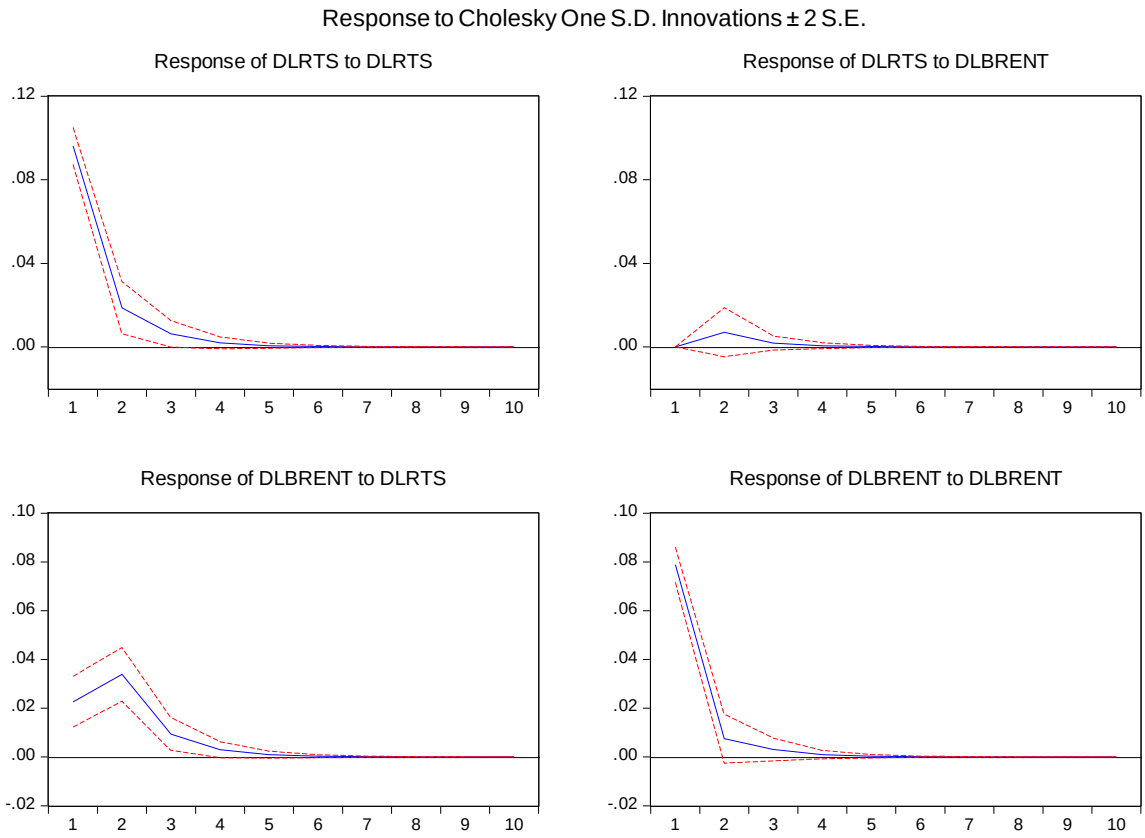


Figure 29.Fonction de réponse impulsionnelle (RTS- Brent)

D'un point de vue économique, ce résultat paraît illogique puisque c'est le prix du pétrole qui est censé être la force motrice qui pourrait expliquer et donc aider à améliorer la prévision des variables en Russie compte tenu de la forte dépendance de l'économie de la Russie aux recettes d'exportation.

Nous formulons l'hypothèse selon laquelle un manque de variables dans le modèle VAR dans le cadre duquel se déroule le test de causalité au sens de Granger serait à l'origine de ce résultat qui semble contraire à la réalité empirique. L'ajout de variables supplémentaires pourrait capter de l'information supplémentaire sur la dynamique de l'indice boursier RTS qui se rajouterait à l'information captée par le prix du pétrole BRUT.

Mais, l'analyse graphique des séries temporelles de l'indice RTS et du prix de pétrole BRUT nous indique que des ruptures éventuelles pourraient exister dans la structure de ces séries. Nous procédons alors aux tests de ruptures structurelles.

Nous faisons appel dans un premier temps aux tests de rupture structurelle de Chow et de Quandt-Andrews**.** Le test Quandt-Andrews a les statistiques suivantes :

La statistique *Max,* est le maximum des statistiques F de Chow :

$$MaxF = \max\big(F(\tau)\big) \tag{150}$$

La statistiques *Exp* prend la forme :

$$ExpF = \ln\left(\frac{1}{k}\sum_{(\tau=\tau_j)}^{\tau_2} exp\left(\frac{1}{2}F(\tau)\right)\right) \tag{151}$$

La statistique Ave est une moyenne des statistiques F :

$$AveF = \frac{1}{k}\sum_{(\tau=\tau_j)}^{\tau_2} F(\tau) \tag{152}$$

On utilise la distribution de Hansen (1997) pour ces tests.

Le Tableau 55 présente le test de Quandt-Andrews de rupture structurelle lorsque la date est inconnue. L'hypothèse nulle stipule qu'il n'y a pas de rupture.

Statistic	Value	Prob.
Maximum LR F-statistic (2003M04)	105.7629	0.0000
Maximum Wald F-statistic (2003M04)	211.5258	0.0000
Exp LR F-statistic	48.63511	1.0000
Exp Wald F-statistic	101.0999	1.0000
Ave LR F-statistic	48.38384	1.0000
Ave Wald F-statistic	96.76768	1.0000

Tableau 55.Test de Quandt-Andrews de rupture inconnue

Les résultats du test de rupture Quandt-Andrews sur la période 2000-2019 plaident en faveur du rejet de l'hypothèse nulle d'absence de points de rupture. On peut donc en conclure qu'il existe bien des ruptures dans notre échantillon de données.

Nous recourons dans un deuxième au test de Bai-Perron qui permet de détecter les ruptures dont les dates d'occurrence sont inconnues. Nous testons des ruptures potentielles de l'indice RTS en prenant en compte le prix du pétrole comme variable de rupture.

Breaking variables :**C DLBRENT**				
Breaks	F-statistic	F-statistic	F-statistic	Value
1 *	11.48234	22.96467	22.96467	11.47
2 *	8.168943	16.33789	19.22006	9.75
3 *	6.004623	12.00925	16.47680	8.36
4 *	4.673123	9.346247	14.90980	7.19
5 *	3.749120	7.498240	14.70168	5.85
Les dates de ruptures : 2003M01, 2005M12, 2008M11, 2011M11, 2015M08				

Tableau 56.Test de rupture structurelle de Bai-Perron

Selon les résultats du Tableau 56 si on considère le cas de 5 ruptures potentielles, les dates possibles de ces ruptures sont respectivement : 2003M01, 2005M12, 2008M11, 2011M11, 2015M08. Mais, d'un point de vue économique, seules 2 ruptures sont pertinentes qui correspondent à des événements économiques majeurs qui ont impacté

l'économie de la Russie. La première rupture de 2008 correspond à la chute spectaculaire du prix international de pétrole à la suite de la crise des subprimes. Quant à la deuxième rupture de 2015, elle correspond à la chute du prix de pétrole à partir de Juin de 2014. Il en découle qu'afin de prendre en compte ces 2 ruptures, nous allons sub-diviser la période historique analysée (2000-2020) en 3 sous-échantillons :

- Le premier sous-échantillon allant de 2000 M01 à 2008 M11,
- Le deuxième sous-échantillon allant de 2008 M11 à 2015M08,
- Le troisième sous-échantillon allant de 2015 M11 -2019M12.

1.2.2.1. Analyse de la période 1 (2000 M01 -2008 M11)

Test de cointégration de Johansen

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

Tableau 57. Test de cointégration de Johansen

Comme il n'existe pas de relations de cointégration, nous faisons appel au modèle VAR pour modéliser les 2 séries temporelles. Nous avons retenu le retard 2 selon le principe de minimisation du critère d'Akaike.

L'estimation du modèle VAR nous donne les résultats qui figurent dans le Tableau 58 :

	DLRTS	DLBRENT
DLRTS(-1)	0.238731	0.274945
	(0.09945)	(0.08341)
	[2.40057]	[3.29616]
DLBRENT(-1)	0.087694	0.086914
	(0.11991)	(0.10057)
	[0.73135]	[0.86418]
C	0.008540	0.001437
	(0.01103)	(0.00925)
	[0.77400]	[0.15532]

Tableau 58.Estimation du modèle VAR

Les résultats montrent que l'indice RTS est impacté positivement par sa propre valeur retardée d'un mois. Le coefficient du prix du Brent étant non significatif (0.73<1.96) n'a pas d'impact sur l'indice RTS.

Nous recourons ensuite au test de la causalité au sens de Granger. Les résultats qui figurent dans le Tableau 59, met en évidence la présence d'une relation de causalité au sens de Granger allant de l'indice RTS vers le prix du Brent. Ce qui est paradoxal puisque le prix de pétrole n'a pas de relation de causalité au sens de Granger avec le l'indice RTS malgré la forte dépendance de l'économie de la Russie aux exportations du pétrole et donc au prix du Brent.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBRENT does not Granger Cause DLRTS	105	0.53488	0.4662
DLRTS does not Granger Cause DLBRENT		10.8647	**0.0013**

Tableau 59. Causalité de Granger

Mais, d'un point de vue économique, ce résultat paraît illogique puisque c'est le prix du pétrole qui est censé être la force motrice qui pourrait expliquer et donc aider à améliorer la prévision des variables en Russie compte tenu de la forte dépendance de l'économie de la Russie aux recettes d'exportation.

Nous formulons l'hypothèse selon laquelle un manque de variables dans le modèle VAR dans le cadre duquel se déroule le test de causalité au sens de Granger serait à l'origine de ce résultat qui semble contraire à la réalité empirique.

Nous décidons alors de recourir à l'analyse de la fonction de réponse impulsionnelle dont les résultats présentés par la Figure 30 confirment les résultats de la causalité de Granger. On observe que la réponse du pétrole BRENT à un choc sur l'indice RTS atteint sa valeur maximale après une période de 1 mois et commence à s'affaiblir pour s'annuler après 5 mois.

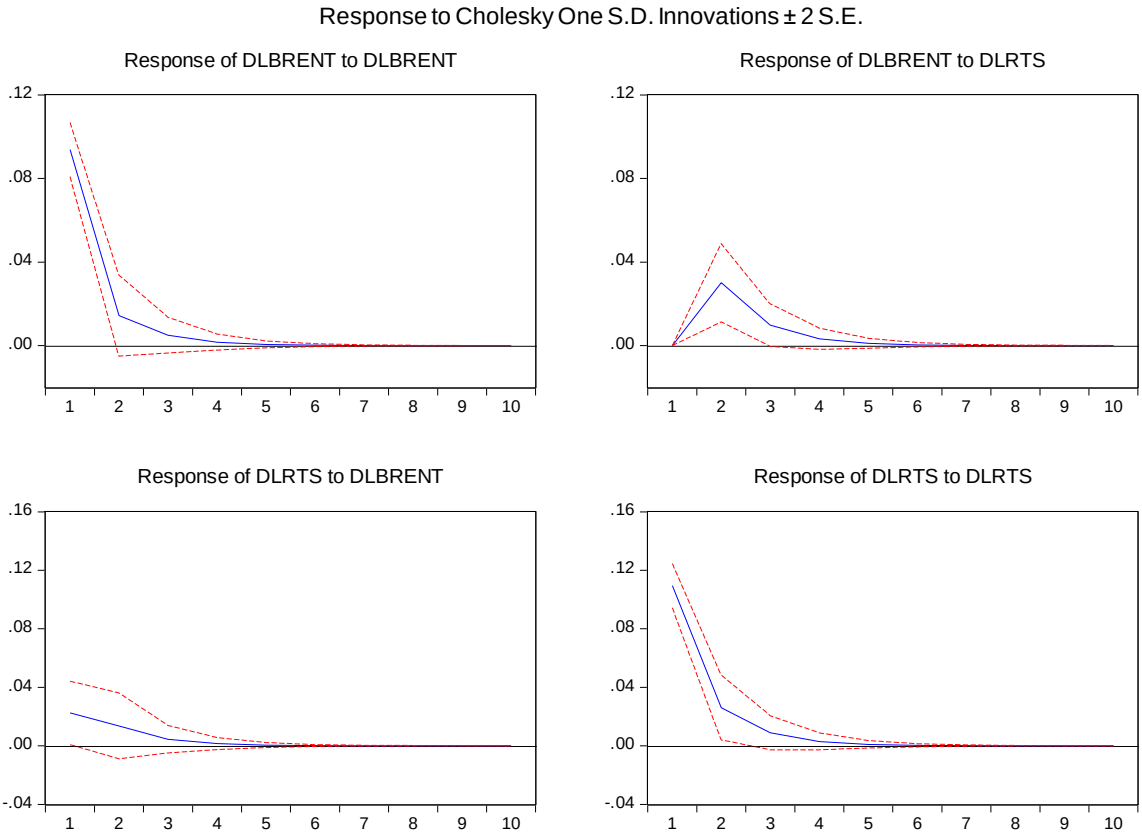


Figure 30.Fonction de réponse impulsionnelle

1.2.2.2. Analyse de la période 2 (2008 M11 -2015 M08)

Nous recourons au test de cointégration d'Engle-Granger (1987) pour explorer la présence éventuelle d'une relation de long terme entre le prix du Brent et l'indice russe RTS.

Variable dépendante : LRTS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.745833	0.253126	14.79831	0.0000
LBRENT	0.872573	0.057802	15.09601	0.0000
TREND	-0.003344	0.000730	-4.583244	0.0000

Tableau 60.Estimation de la relation de long terme

Statistique de test ADF	-3.30
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 61.Test de Dickey-Fuller sur les résidus

Les résultats du test d'Engle-Granger (1987) figurant au Tableau 61 ci-dessus montent qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre les deux variables puisque la valeur de la t-statistic des résidus de la relation de long terme -3.30 est supérieure à la valeur critique de -3.37. La non stationnarité de ces résidus témoigne de l'absence de relation stable et à long terme entre l'indice RTS et le prix du pétrole BRENT durant cette période historique. Nous procédons ensuite à l'estimation d'un modèle VAR sur les 2 séries temporelles analysées ; l'indice RTS et le pétrole BRENT dont les résultats sont présentés dans le Tableau 62 :

	DLRTS	DLBRENT
	0.119571	0.480735
DLRTS(-1)	(0.11767)	(0.08317)
	[1.01616]	[5.78038]
	0.141423	0.068064
DLBRENT(-1)	(0.14014)	(0.09905)
	[1.00914]	[0.68718]
	0.002405	-0.002851
C	(0.01068)	(0.00755)
	[0.22513]	[-0.37761]

Tableau 62. Estimation d'un modèle VAR

Les coefficients de l'indice RTS du prix de Brent ne sont pas significatifs (1.01 ;1.009 <1.96 resp.). Donc Sur cette période les valeurs passées au retard 1 n'ont pas d'influence sur l'indice boursier RTS.

Nous faisons appel ensuite au test de causalité au sens de Granger dont les résultats indiquent une relation de causalité allant de l'indice RTS vers le prix du Brent sur cette période historique entre 2008 et 2015.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBRENT does not Granger Cause DLRTS	82	1.01837	0.3160
DLRTS does not Granger Cause DLBRENT		33.4128	1.E-07

Tableau 63. Causalité de Granger (RTS-Brent)

Le test de causalité de Granger indique que sur cette période le Brent ne cause pas l'indice RTS mais c'est l'indice RTS qui cause le Brent. Ce résultat est contraire au fait que le prix du pétrole soit censé améliorer la prévision de l'indice RTS tenu de la forte dépendance de l'économie de la Russie aux recettes d'exportation.

La fonction de réponse impulsionnelle présentée par la Figure 31 nous indique le BRENT varie positivement aux chocs sur l'indice RTS, puis l'effet diminue et disparait progressivement après 6 mois.

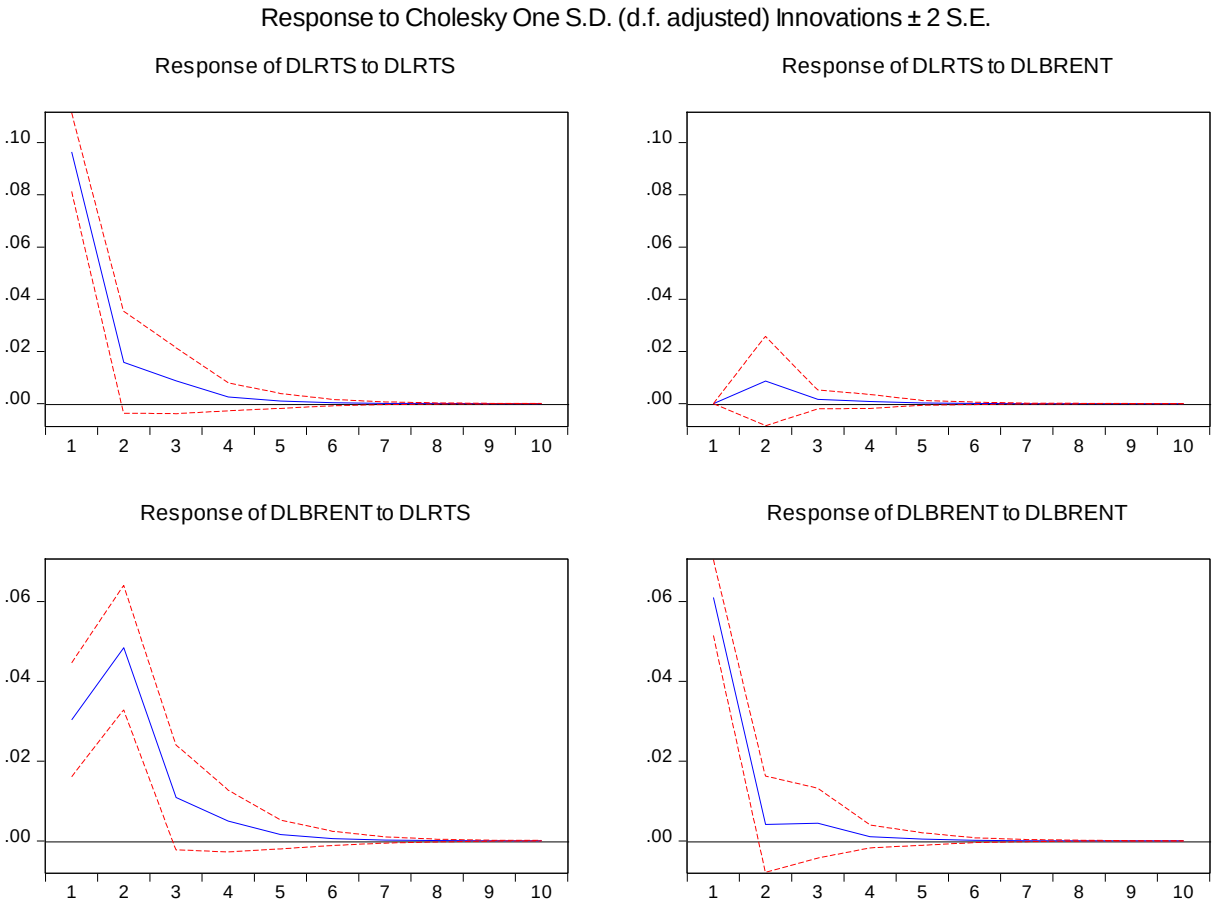


Figure 31.Fonction de réponse impulsionnelle (RTS-Brent)

1.2.2.3. Analyse de la période 3 (2015M 08 -2019 M12)

Nous recourons au test de cointégration d'Engle-Granger (1987) pour explorer la présence éventuelle d'une relation de long terme entre le prix du Brent et l'indice russe RTS. Rappelons que 2015-2019 est une période de grandes turbulences sur le marché du pétrole puisqu'après Juin 2014, on a assisté à une chute spectaculaire du prix de pétrole à cause de l'émergence du pétrole de schiste aux Etats Unis d'Amérique qui a généré un excès d'offre de pétrole. Le prix de pétrole est resté longtemps faible jusqu'un accord soit conclu entre les pays OPEP et la Russie, ce qu'on a appelé l'OPEP+. Ce qui a impacté défavorablement la Russie et donc son indice boursier RTS. A cela, s'ajoute la crise géopolitique qui a éclaté à la suite de l'annexion de la Crimée par la Russie, et qui a provoqué la mise en œuvre de sanctions économiques occidentales contre la Russie. Cela a eu un impact négatif sur l'accès des entreprises russes aux marchés internationaux, et sur la confiance des investisseurs étrangers qui détiennent des actifs en Russie. On a ainsi assisté à une fuite des capitaux étrangers afin d'échapper au risque géopolitique qui pourrait, au moins à courte période, avoir un effet négatif sur la rentabilité de leurs investissements.

Ce constat sur l'instabilité de la confiance des investisseurs dans l'économie russe s'est traduit par l'excès de volatilité enregistré par l'indice boursier RTS durant cette période. Ce qui est confirmé empiriquement par les résultats du test d'Engle-Granger (1987) qui figurent aux Tableau 64 et Tableau 65 montrent une rupture dans la relation de cointégration qui liait le prix du pétrole Brent à l'indice RTS durant la période 2008M11-2015M08.

Variable dépendante : LRTS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.558406	0.185640	24.55509	0.0000
LBRENT	0.175135	0.073802	2.373023	0.0215
TREND	0.008116	0.001043	7.777835	0.0000

Tableau 64.Estimation de la relation de long terme

Statistique de test ADF	-2.42
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 65.Test de Dickey-Fuller sur les résidus

La valeur de t-statistic s'élevant à -2.416 est largement supérieure à la valeur critique de -3.37. Les résidus de la relation de long terme ne sont pas stationnaires. Il ne peut donc pas y avoir de relation stable de long terme entre l'indice RTS et le prix du pétrole BRENT. On conclut donc qu'il y a absence de relation de cointégration entre le prix du Brent et l'indice RTS.

Si l'inexistence d'une relation de long terme entre les deux variables est établie, nous devons explorer la relation dynamique à court pouvant exister entre les variables en faisons appel à un modèle VAR. Selon le principe de la minimisation du critère d'Akaike, le retard sélectionné est de 1 retard.

	DLBRENT	DLRTS
DLBRENT(-1)	0.133136	0.128592
	(0.14924)	(0.10285)
	[0.89208]	**[1.25023]**
DLRTS(-1)	0.304691	-0.092465
	(0.22906)	(0.15787)
	[1.33016]	[-0.58572]
C	0.000651	0.012419
	(0.01127)	(0.00776)
	[0.05775]	[1.59968]

Tableau 66.Estimation d'un modèle VAR (RTS-Brent)

Il y a aucun coefficient significatif dans le modèle VAR à 1 retard qui représente la relation bivariée pouvant exister entre l'indice RTS et le prix du pétrole BRUT. Ce résultat est confirmé par les résultats du test de causalité au sens de Granger qui figurent dans le Tableau 67.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBRENT does not Granger Cause DLRTS	52	1.56308	**0.2172**
DLRTS does not Granger Cause DLBRENT		1.76932	**0.1896**

Tableau 67. Causalité de Granger (RTS- Brent)

Les résultats du test de Granger nous permettent de conclure qu'il n'existe aucun lien de causalité entre les deux variables durant cette période historique. Comme nous l'avons fait remarquer précédemment, cette période historique est caractérisée par une forte instabilité économique et géopolitique qui a provoqué une forte rupture de la relation linéaire pouvant exister entre les variables.

1.2.3. Relation entre le Brent et le taux de change du rouble russe :

Afin d'analyser la relation entre le prix du pétrole BRENT et le taux de change du rouble russe, nous commençons d'abord par tester la présence d'une relation de long terme entre les 2 variables. Nous faisant alors appel au test de cointégration d'Engle-Granger (1987) dont les résultats figurent dans le Tableau 68 et le Tableau 69 :

Variable dépendante : LRUB				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.802449	0.040601	-118.2838	0.0000
LBRENT	0.474945	0.011125	42.69176	0.0000
TREND	-0.005846	8.12E-05	-71.99891	0.0000

Tableau 68.Estimation de la relation de long terme

Statistique de test ADF	-4.784
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 69.Test de Dickey-Fuller sur les résidus

La t-statistic du test de Dickey-Fuller augmenté appliquée sur les résidus de la relation de long terme s'élève à -4.784 est largement inférieure à la valeur critique de -3.37. Ce qui plaide en faveur de l'existence d'une relation de cointégration existant entre le rouble russe et le prix du pétrole BRENT. Nous recourons ensuite à l'estimation d'un modèle à correction d'erreur avec un retard 1 tel que préconisé par le principe de minimisation du critère d'Akaike dont les résultats figurent au Tableau 70:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.003330	0.002148	-1.550634	0.1223
DLBRENT	0.168920	0.025769	6.555256	0.0000
DLRUB(-1)	0.174150	0.066376	2.623682	0.0093
DLBRENT(-1)	0.033225	0.027608	1.203450	0.2300
ECT(-1)	-0.101971	0.032529	-3.134732	0.0019

Tableau 70.Estimation d'un modèle à correction d'erreur

Le terme de correction d'erreur est significativement différent de zéro et présente un signe négatif. Sa valeur s'élevant en valeur absolue à 0.10, c'est-à-dire à chaque pas de temps d'un mois, 10% de l'écart enregistré à la suite d'un choc sur le marché pétrole est corrigé. Autrement dit, lorsqu'un choc pétrolier survient, il y a une rupture de la relation de long terme (équilibre ou cointégration) reliant le prix du pétrole BRENT et le taux de change du rouble russe. Mais, il y a une force de rappel susceptible de rétablir cet équilibre avec une vitesse d'ajustement d'environ 10 mois, c'est-à-dire entre 6 et 12 mois.

Afin d'explorer le sens de la causalité pouvant exister entre les 2 variables, nous recourons au test de causalité au sens de Granger dont les résultats figurent au Tableau 71 :

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBRENT does not Granger Cause DLRUB	238	6.54139	**0.0112**
DLRUB does not Granger Cause DLBRENT		11.6457	**0.0008**

Tableau 71. Test Causalité au sens de Granger

Le test de causalité au sens de Granger met en évidence la présence d'une relation de causalité allant du prix de pétrole BRENT vers le taux de change du rouble russe. Ce qui paraît largement justifié compte tenu de la forte dépendance de l'économie russe aux revenus d'exportations du pétrole, et donc de son prix. Mais, on note également la présence d'une causalité inverse allant du rouble russe vers le prix du pétrole qui plaide donc en faveur de l'existence d'une relation bidirectionnelle de causalité entre le rouble et le prix du pétrole. Ce qui est confirmé par les fonctions de réponses impulsionnelles représentées par la Figure 32.

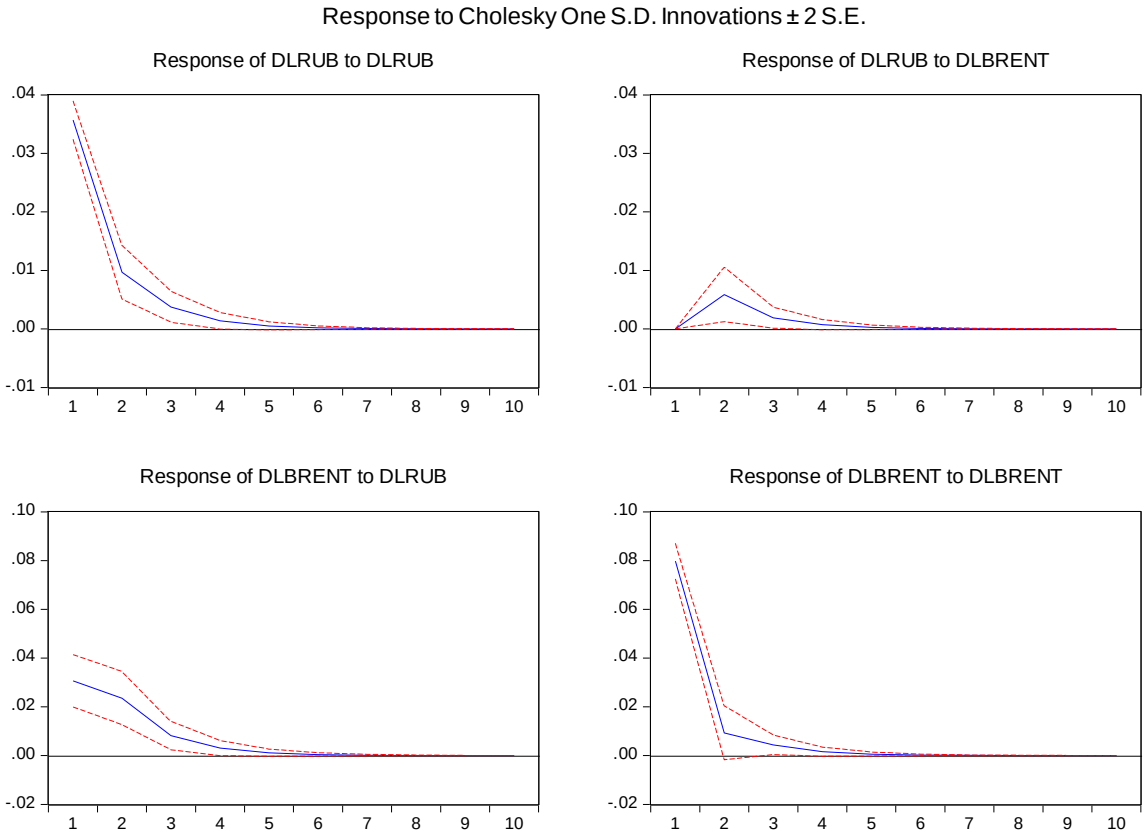


Figure 32.Fonctions de réponses impulsionnelles (BRENT vs Rouble)

Nous décidons alors d'explorer la présence éventuelle de ruptures structurelles dans la relation entre le prix du pétrole et le Rouble russe, en faisant appel au test de Bai-Perron (1997) dont les résultats figurent au Tableau 72 :

Breaks	F-statistic	Scaled F-statistic	Weighted F-statistic	Critical Value
1 *	17.54359	35.08718	35.08718	11.47
2 *	19.37744	38.75489	45.59165	9.75
3 *	14.69680	29.39360	40.32830	8.36
4 *	11.15580	22.31160	35.59305	7.19
5 *	8.930918	17.86184	35.02141	5.85
Les dates de ruptures : 2003M01, 2007M03, 2010M02, 2013M05, 2016M05				

Tableau 72. Test de ruptures structurelles de Bai-Perron (1997)

Nous détectons 5 ruptures significatives sur les dates : 2003M01, 2007M03, 2010M02, 2013M05, 2016M05. Nous retenons les dates les plus significatives 2007M03, 2016M05. Nous divisons les séries en 3 sous-échantillons :

- 1er sous-échantillons allant de 2000M01 à 2007M03,
- 2ème sous-échantillon allant de 2007M03 à 2016M05,
- 3ème sous-échantillon allant de 2016M05 - 2019M12.

Nous nous proposons alors d'analyser la relation entre le prix du pétrole BRENT et le taux de change du rouble russe durant ces 3 sous-périodes.

1.2.3.1.Analyse du lien BRENT-Rouble de 2000M01 à 2007M03

Nous commençons par tester l'existence d'une relation de cointégration entre le prix du pétrole BRENT et le taux de change de rouble en faisant appel au test d'Engle-Granger (1987). Les résultats de ce dernier figurent dans le Tableau 73 et le Tableau 74 :

Variable dépendante : LRUB				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.895223	0.060391	-64.50034	0.0000
LBRENT	0.162174	0.019947	8.130410	0.0000
TREND	-0.001167	0.000306	-3.820757	0.0003

Tableau 73.Estimation de la relation de long terme

Statistique de test ADF	-2.096
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 74.Test de Dickey-Fuller sur les résidus

Les résultats du test d'Engle-Granger (1987) indiquent qu'il n'y a pas de relation de cointégration entre les 2 variables entre 2000 et 2007. En effet, le t-statistic du test du Dickey-Fuller augmenté appliqué aux résidus de la relation de long terme s'élève à -2.096 qui est largement supérieur à la valeur critique de -3.37.

Afin d'explorer la relation de court terme pouvant exister entre les variables, nous recourons à un modèle VAR de retard 1 dont les résultats de l'estimation qui figurent dans le Tableau 75. Les coefficients du modèle VAR estimé ne sont pas significativement différents de zéro.

	DLRUB	DLBRENT
DLRUB(-1)	0.381523	-0.684877
	(0.10358)	(1.08665)
	[3.68345]	**[-0.63026]**
DLBRENT(-1)	-0.007330	-0.049630
	(0.01061)	(0.11136)
	[-0.69060]	[-0.44567]
C	0.000856	0.010746
	(0.00096)	(0.01006)
	[0.89271]	[1.06849]

Tableau 75.Estimation d'un modèle VAR

La non significativité des paramètres du modèle VAR sont confirmées par l'absence de relations de causalité au sens de Granger entre les 2 variables comme cela est indiqué dans le Tableau 76.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBRENT does not Granger Cause DLRUB	85	0.47693	**0.4918**
DLRUB does not Granger Cause DLBRENT		0.39723	**0.5303**

Tableau 76. Test Causalité au sens de Granger

1.2.3.2. Analyse du lien BRENT-Rouble de 2007M03 à 2016M05

Nous commençons par tester l'existence d'une relation de cointégration entre le prix du pétrole BRENT et le taux de change de rouble en faisant appel au test d'Engle-Granger (1987). Les résultats de ce dernier figurent dans le Tableau 77 et le Tableau 78:

Variable dépendante : LRUB				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.646593	0.083548	-55.61607	0.0000
LBRENT	0.475892	0.017004	27.98631	0.0000
TREND	-0.006933	0.000185	-37.56183	0.0000

Tableau 77.Estimation de la relation de long terme

Statistique de test ADF	-4.11
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 78.Test de Dickey-Fuller sur les résidus

Les résultats du test d'Engle-Granger (1987) indiquent qu'il y a bien une relation de cointégration entre les 2 variables entre 2007 et 2016. En effet, le t-statistic du test du Dickey-Fuller augmenté appliqué aux résidus de la relation de long terme s'élève à -4.11 qui est largement inférieur à la valeur critique de -3.37.

Nous décidons alors d'estimer un modèle à correction d'erreur. Le Tableau 79 présente les résultats de cette estimation.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.007873	0.003701	-2.127142	0.0357
DLBRENT	0.312331	0.039491	7.908855	0.0000
ECT(-1)	0.253260	0.061174	4.139985	0.0001

Tableau 79.Estimation d'un modèle à correction d'erreur

Le coefficient du terme de correction d'erreur (ECT) est significatif mais il a un signe positif. Il n'y a pas donc de dynamique d'ajustement en cas de choc.

Afin d'avoir plus de précision sur la dynamique de la relation entre les 2 variables, nous faisons appel au test de causalité de Granger dont les résultats figurent au Tableau 80:

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLRUB does not Granger Cause DLBRENT	111	6.48471	0.0123
DLBRENT does not Granger Cause DLRUB		8.59261	0.0041

Tableau 80. Test Causalité au sens de Granger (Rouble-Brent)

Les résultats du test de causalité de Granger mettent en évidence l'existence d'une causalité de Granger allant du prix de pétrole (brent) vers le rouble russe. Ce qui est conforme aux anticipations théoriques compte tenu du rôle central que jouent les exportations du pétrole dans les performances de l'économie russe qui sont traduites dans le niveau du taux de change de sa monnaie (le rouble). Mais, ce qui est paradoxal est l'existence d'une causalité inverse allant du rouble russe vers le prix du pétrole BRENT. Nous soutenons l'hypothèse selon laquelle que ce résultat est un biais provenant soit de la taille réduite de notre échantillon de données, soit de l'omission d'une ou de plusieurs variables dans l'estimation du modèle VAR duquel dérive le test de causalité au sens de Granger.

Les résultats du test de causalité au sens de Granger sont confirmés par l'analyse de la fonction de réponse impulsionnelle qui est présentée par la Figure 33.

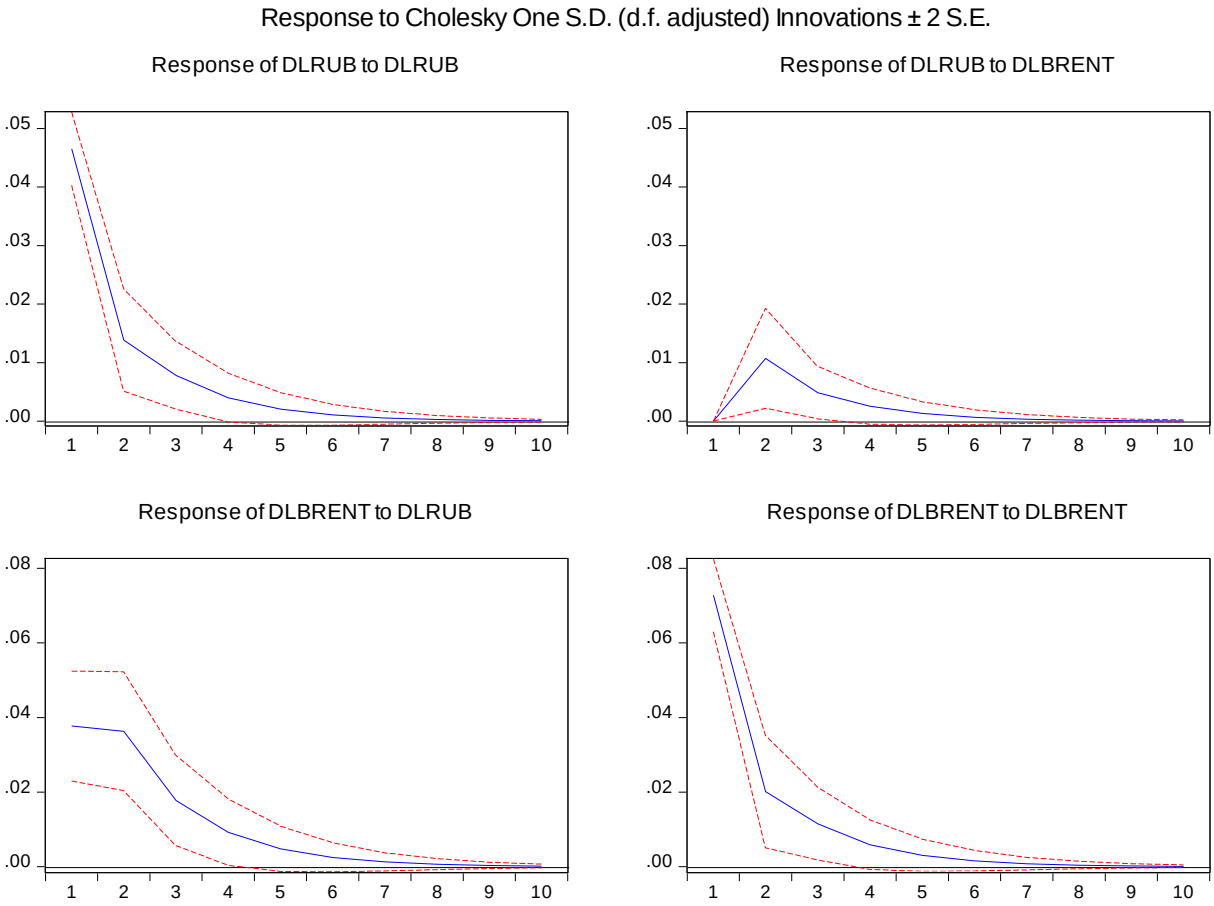


Figure 33.Fonction de réponse impulsionnelle

1.2.3.3. Analyse du lien BRENT-Rouble de 2016M05 à 2019M12

Nous commençons par tester l'existence d'une relation de cointégration entre le prix du pétrole BRENT et le taux de change de rouble en faisant appel au test d'Engle-Granger (1987). Les résultats de ce dernier figurent dans le Tableau 81 et le Tableau 82 :

Variable dépendante : LRUB				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.884843	0.213957	-18.15713	0.0000
LBRENT	0.055821	0.072609	0.768788	0.4464
TREND	-0.002182	0.000936	-2.329956	0.0248

Tableau 81.Estimation de la relation de long terme

Statistique de test ADF	-2.30
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 82.Test de Dickey-Fuller sur les résidus

Les résultats du test d'Engle-Granger (1987) indiquent qu'il n'y a pas de relation de cointégration entre les 2 variables entre 2016 et 2019. En effet, le t-statistic du test du Dickey-Fuller augmenté appliqué aux résidus de la relation de long terme s'élève à -2.30 qui est largement supérieur à la valeur critique de -3.37.

Modélisons donc leurs relations à l'aide d'un modèle VAR qui est présenté par le Tableau 83.

	DLRUB	DLBRENT
DLRUB(-1)	-0.229973	-0.229821
	(0.15696)	(0.36657)
	[-1.46515]	[-0.62695]
DLBRENT(-1)	0.047073	0.127212
	(0.07064)	(0.16498)
	[0.66636]	[0.77109]
C	0.000509	0.005955
	(0.00482)	(0.01126)
	[0.10552]	[0.52900]

Tableau 83.Estimation du modèle VAR (Rouble-Brent)

Les coefficients des variables du rouble et du Brent ne sont pas significatifs, donc sur cette période ces valeurs retardées d'un mois n'ont pas d'influence sur les variables en question.

Nous décidons alors de recourir au test de causalité de Granger pour appréhender la dynamique de court terme pouvant exister entre le prix de pétrole et le rouble russe. Le Tableau 84 présente les résultats de ce test. Les résultats montrent qu'il n'y a pas de présence de causalité au sens de Granger puisque la probabilité associée à l'hypothèse nulle du test d'élève à 0.5089. De même, le test ne met pas en évidence la présence d'une causalité inverse allant du rouble russe vers le prix du pétrole comme cela a été le cas dans la période 2007-2016.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBRENT does not Granger Cause DLRUB	44	0.44404	0.5089
DLRUB does not Granger Cause DLBRENT		0.39307	0.5342

Tableau 84. Test Causalité au sens de Granger (Rouble-Brent)

L'analyse de la fonction de réponse impulsionnelle présentée par la Figure 34 nous indique la dynamique du rouble en réponse aux variations du prix pétrolier. Il y a une réponse positive pendant un mois, puis l'effet diminue et disparaît. Donc en cas d'augmentation du prix pétrolier, le cours du rouble se renforce face au dollar.

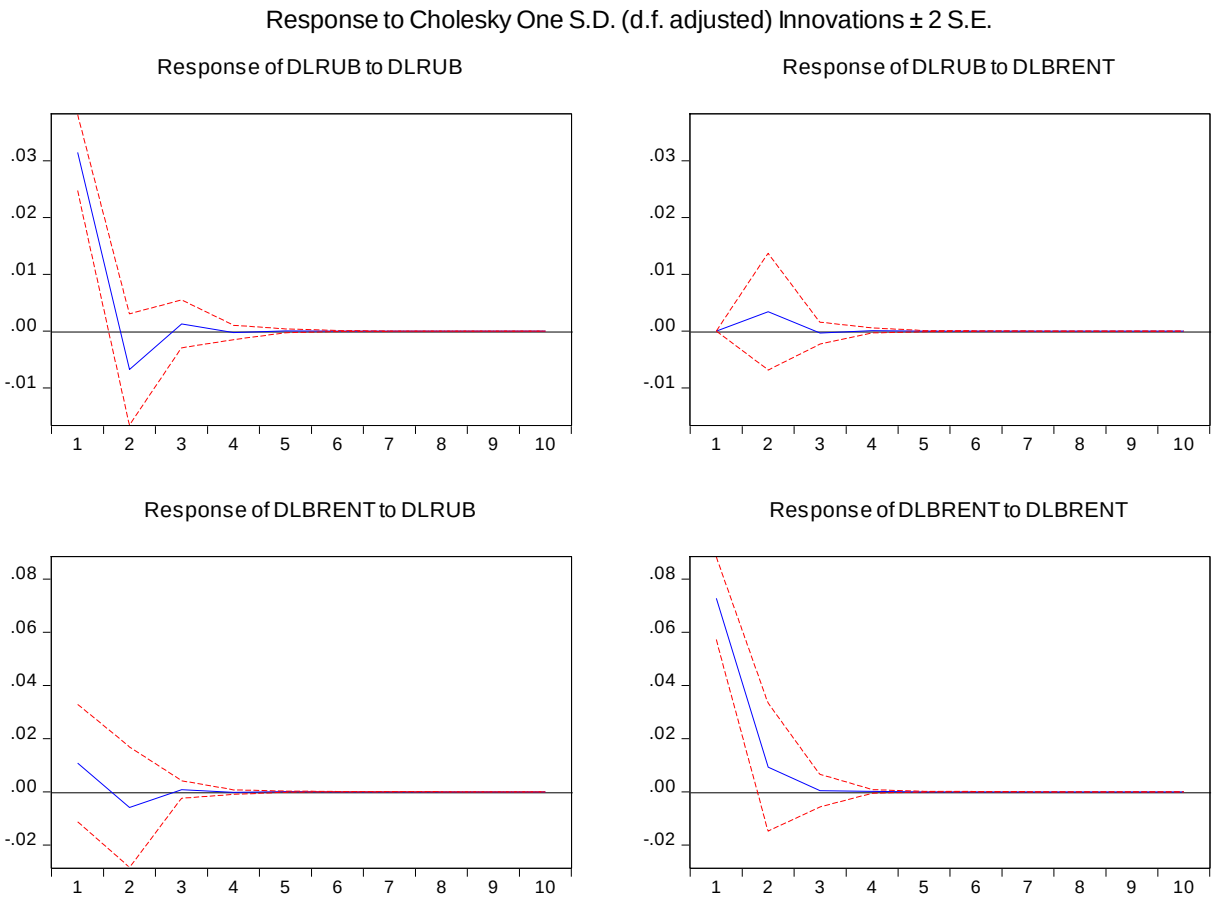


Figure 34.Analyse de la fonction de réponse impulsionnelle (BRENT vs Rouble)

Conclusion

Nous avons analysé l'effet du prix de Brent sur l'indice RTS, et sur le rouble ainsi que les ruptures structurelles qui existent dans ces variables pouvant être causées par le prix du baril. Nous avons étudié les périodes entre les ruptures et avons constaté que la relation de cointégration existe mais pas sur toutes les périodes. C'est le cas de la relation rouble-brent sur la sous-période de 2007 à 2016 ainsi que sur la période totale étudiée. Cela confirme le fait que le rouble est étroitement lié avec le prix pétrolier et est donc toujours vulnérable à ses fluctuations. Donc, en cas de chute du prix du pétrole, le rouble risque de dégringoler en suivant le mouvement de baisse de la valeur du pétrole. En revanche en cas d'augmentation du prix du Brent, le rouble aura une tendance de se renforcer face au dollar.

Concernant l'indice RTS et le Brent, nous ne trouvons pas de relation de cointégration ni sur la totalité de période ni sur les sous-périodes. Ce qui signifie que l'indice boursier est plus indépendant du prix du pétrole étant donné qu'il est composé des entreprises appartenant à des secteurs différents et est donc assez diversifié.

1.2.3. Lien entre prix du pétrole, le rouble et l'indice RTS

1.2.3.1 Approche linéaire :

Nous utiliserons les séries chronologiques du prix du pétrole Brent, du taux de change rouble-dollar et de l'indice boursier RTS sur la période du janvier 2000 au décembre 2019. Les données sur les prix du pétrole ont été obtenues sur le site Web de la Réserve fédérale de St. Louis[13] et celles du rouble et l'indice RTS sont fournies par le site investing.com[14].

Nous estimons dans une première partie la présence d'une relation de long terme entre les variables en faisant appel au test de cointégration d'Engle-Granger (1987). Les résultats de ce test figurent au Tableau 85 et au Tableau 86 :

[13] https://fred.stlouisfed.org/series/POILBREUSDM
[14] https://www.investing.com/currencies/usd-rub-historical-data

Variable dépendante : LRTS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.69712	0.292006	43.48239	0.0000
LRUB	2.132758	0.092922	22.95205	0.0000
TREND	0.014492	0.000457	31.70152	0.0000

Tableau 85.Estimation de la relation de long terme

Statistique de test ADF	-2.87
Valeur critique à 5%	-3.37

Tableau 86.Test de Dickey-Fuller sur les résidus

La statistique du test de Dickey-Fuller augmenté appliqué aux résidus de la relation de long terme estimée s'élève à -2.875 > -3.37. On peut donc conclure qu'il y a absence de relation de cointégration linéaire entre les variables.

Nous devons donc recourir à l'estimation d'un modèle VAR qui nous permettra de modéliser la dynamique de court terme pouvant exister entre les 3 variables. Le modèle sélectionné est un modèle VAR avec 1 seul retard sur la base de la minimisation du critère d'information d'Akaike. Les résultats figurent au Tableau 87.

	DLRTS	**DLRUB**	**DLBRENT**
DLRTS(-1)	0.213609	0.024555	0.302586
	(0.07785)	(0.02892)	(0.06647)
	[2.74379]	[0.84901]	**[4.55190]**
DLRUB(-1)	-0.221521	0.175065	0.152824
	(0.21210)	(0.07879)	(0.18110)
	[-1.04443]	**[2.22178]**	[0.84386]
DLBRENT(-1)	0.114284	0.070526	0.077905
	(0.07822)	(0.02906)	(0.06679)
	[1.46112]	**[2.42708]**	[1.16647]
C	0.006136	-0.003144	0.000638
	(0.00637)	(0.00237)	(0.00544)
	[0.96366]	[-1.32887]	[0.11726]

Tableau 87.Estimation d'un modèle VAR

Nous recourons ensuite au test de causalité au sens de Granger afin d'explorer les liens de causalité éventuels pouvant exister entre les variables. Selon les résultats de ce test qui figurent au Tableau 88, on peut conclure qu'il y a une causalité bidirectionnelle entre le prix du pétrole et le taux de change du rouble russe, une causalité allant de l'indice RTS vers le prix du pétrole BRENT. Par contre, aucune relation de causalité au sens de Granger n'a pu être trouvée entre l'indice RTS et le Rouble russe.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLRTS does not Granger Cause DLRUB	238	1.33591	0.2489
DLRUB does not Granger Cause DLRTS		0.39032	0.5327
DLBRENT does not Granger Cause DLRUB	238	6.54139	**0.0112**
DLRUB does not Granger Cause DLBRENT		11.6457	**0.0008**
DLBRENT does not Granger Cause DLRTS	238	1.43567	0.2320
DLRTS does not Granger Cause DLBRENT		32.6707	**3.E-08**

Tableau 88.Test de causalité au sens de Granger

Certains résultats du test de causalité de Granger sont contraires à la réalité empirique et sont donc paradoxaux. En effet, nous ne pouvons pas justifier la causalité allant respectivement du rouble russe et de l'indice RTS vers le prix du pétrole. Le prix du pétrole étant défini sur les marchés internationaux ne peut pas dépendre de la valeur de la monnaie russe ou de la valorisation de son marché boursier. D'autre part, nous ne pouvons pas justifier l'absence de relation de causalité entre la monnaie russe et l'indice RTS alors que les 2 variables dépendent fortement du dollar américain.

Nous émettons l'hypothèse selon laquelle les 3 variables (Brent, RTS, Rouble) ont connu plusieurs ruptures structurelles durant la période analysée allant de Janvier 2000 à Décembre 2019. Ces ruptures sont source de non linéarités que nous ne pouvons pas capter par des modèles linéaires à l'instar du modèle VAR et du test de causalité de Granger qui en découle.

1.2.3.2 Approche non linéaire

Nous proposons d'adopter une approche non-linéaire afin de prendre en compte les éventuelles non linéarités présentes dans le comportement des variables analysées que l'approche linéaire risque de ne pas capter et donc modéliser de façon appropriée.

Nous commençons alors explorer la non linéarité des séries temporelles du prix de pétrole, du taux de change du rouble, et de l'indice bousier RTS en faisant appel à des tests de linéarité. Il s'agit respectivement du test de White, du test de Terasvirta, du test RESET, et du test de Keenan.

Test de White de non-linéarité

Selon les résultats du test de White présentés dans le Tableau 89 suivant, on peut conclure que seule la série temporelle du taux de change du rouble russe par rapport au dollar américain RUB est non linéaire, alors que les séries temporelles du prix du pétrole BRENT, et de l'indice boursier RTS sont linéaires. Lorsqu'on applique aux 3 séries temporelles un filtre de différence première, on observe que les 3 séries purgées de la racine unitaire, source de leur non stationnarité, sont linéaires.

	Variable en niveau				**Variable en différence première**		
Variable	t-stat	p-value	Linéarité (à 5%)	Variable	t-stat	p-value	Linéarité (à 5%)
lBrent	0.11087	0.9461	Oui	**DlBrent**	1.1167	0.5722	Oui
Lrub	23.414	8.235e-06	Non	**DLrub**	1.681	0.4315	Oui
Lrts	2.1039	0.3493	Oui	**DLrts**	3.6999	0.1572	Oui

Tableau 89. Test de linéarité de White

Test de Terasvirta (1993)

Les résultats du test de Terasvirta(1993) présentées dans le Tableau 90 confirment les résultats du test de White cité précédemment. En effet, selon ce test, les séries temporelles du prix du pétrole BRENT, et de l'indice boursier RTS sont linéaires alors la série temporelle du taux de change du rouble russe est non linéaire. De même, les 3 séries temporelles stationnarisées par un filtre de différence première sont linéaires.

Variable en niveau				Variable en différence première			
Variable	**Statistique t**	**p-value**	**Linéarité (à 5%)**	**Variable**	**Statistique t**	**p-value**	**Linéarité (à 5%)**
lBrent	0.23284	0.8901	Oui	**DlBrent**	4.3552	0.1133	Oui
Lrub	21.06	2.673e-05	Non	**DLrub**	4.7604	0.09253	Oui
Lrts	2.1523	0.3409	Oui	**DLrts**	5.207	0.07401	Oui

Tableau 90. Test de linéarité de Terasvirta

Test RESET

Le test RESET est basé sur une hypothèse nulle de linéarité, et une hypothèse alternative de non linéarité.

$$H_0 : linéarité$$

$$H_1 : non\ linéarité$$

Les résultats du test RESET présentées dans le Tableau 91 montrent que les séries temporelles en niveau du pétrole, du rouble, de l'indice RTS sont non-linéaires. Lorsqu'on applique le filtre de différence première, les séries temporelles du rouble et de l'indice RTS deviennent linéaire alors que la série temporelle du prix de pétrole en différence première est non-linéaire.

	Variable en niveau			Variable en différence première		
Série	**F-stat**	**Prob**	**Décision**	**F-stat**	**Prob**	**Décision**
lBrent	7.3032	0.0079	$H_0\ rejetée$	17.42	0.0001	$H_0\ rejetée$
lRTS	8.97	0.0033	$H_0\ rejetée$	2.09	0.1508	$H_0\ acceptée$
lRub/Usd	3.7588	0.0550	$H_0\ rejetée$	1.0123	0.3165	$H_0\ acceptée$

Tableau 91.RESET test

Test de Keenan

Nous faisons appel ensuite à un autre test de linéarité qui est le test de Keenan dont les hypothèses nulle et alternatives sont formulées de manière suivante :

$$H_0: La\ série\ suit\ un\ processus\ AR$$

$$H_1: La\ série\ est\ non\ linéaire$$

Les résultats du test de Keenan présentées dans le Tableau 92 montrent que les séries temporelle du pétrole et du l'indice RTS sont non linéaires, alors que la série temporelle du Rouble russe est linéaire. Lorsqu'on leur applique un filtre de différence première, les 3 séries sont toutes linéaires.

	Variable en niveau				**Variable en différence première**		
Variable	**Statistique t**	**p-value**	**Linéarité (à 5%)**	**Variable**	**Statistique t**	**p-value**	**Linéarité (à 5%)**
lBrent	3.920316	0.0488776	Non	**DlBrent**	0.2436183	0.5722	Oui
Lrub	0.7895089	0.3751611	Oui	**DLrub**	0.3962967	0.4315	Oui
Lrts	6.447831	0.01175767	Non	**DLrts**	0.154533	0.1572	Oui

Tableau 92. Test de linéarité de Keenan

On peut donc conclure, que malgré la différence des résultats entre les différents tests de linéarité, nous avons pu détecter la présence de non-linéarité dans les séries temporelles en niveau du prix de pétrole (BRENT), du taux de change du rouble (RUB) et de l'indice RTS. Par conséquent, nous ne devons absolument pas ignorer ces résultats car si le processus générateur de l'une des séries temporelles analysées est non linéaire, l'analyse des relations de long /court terme entre ces séries temporelles ne peut pas exclusivement être faite dans un cadre linéaire. La modélisation linéaire pourrait nous conduire à des conclusions erronées sur la nature et la dynamique des relations pouvant exister entre les 3 variables.

Afin de prendre en compte la non linéarité présente dans la structure de ces variables, nous faisons appel aux des modèles non-linéaires à seuil pour modéliser les relations non-linéaires qui peuvent potentiellement exister entre les 3 variables économiques qui jouent un rôle central dans les performances de l'économie russe**.**

Rappelons que dans les modèles à seuil, la dynamique non-linéaire d'un processus est représentée par des dynamiques linéaires différentes selon la situation du système. Le changement de dynamique s'effectue selon le signe de l'écart entre une variable de transition et une valeur du seuil**.**

B. Impact du prix de pétrole sur la sphère réelle de la Russie

Nous nous proposons d'analyser l'impact du prix de pétrole (Brent) sur des variables macroéconomiques de la Russie, respectivement l'indice de production (Prod), l'indice de prix à la consommation (CPI), les importations (Import), les exportations (Export), le taux de chômage (Unempl).

La période étudiée est de 01/2000 au 12/2019. Les données de l'étude sont en fréquence mensuelle, allant de Janvier 2000 à décembre 2019 afin d'éviter l'impact de la crise du Covid. La Figure 35 suivante est une représentation graphique des variables étudiées.

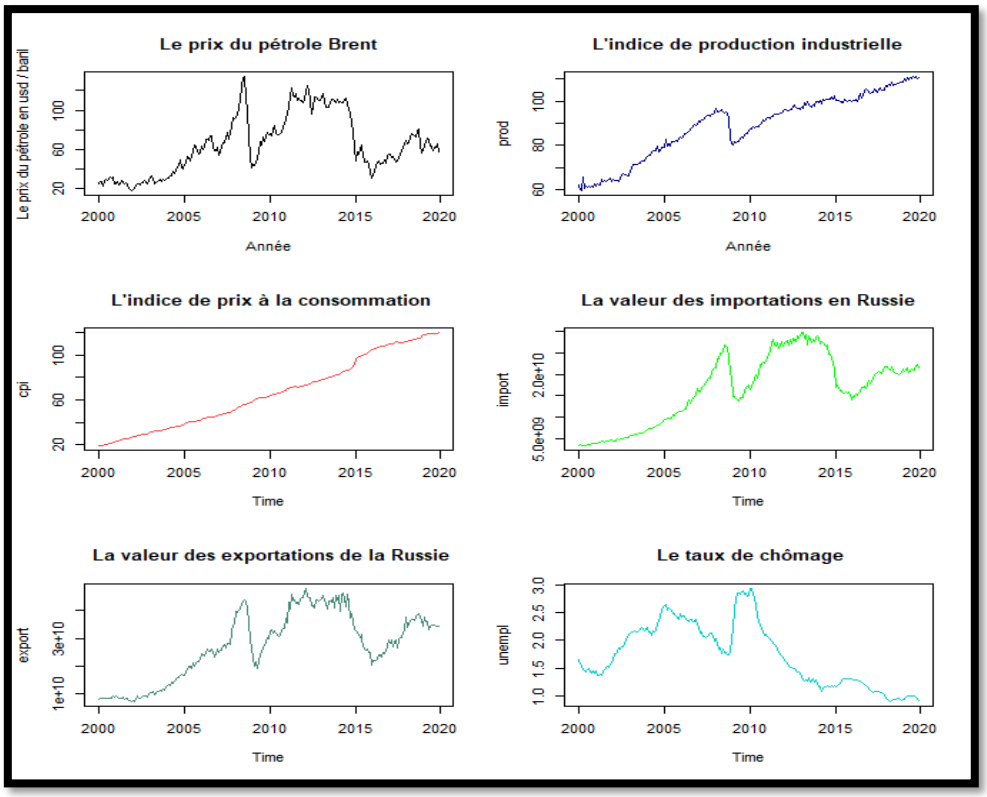


Figure 35.L'évolution des variables (Brent, Production, CPI, Import, Export, Chômage)

Le Tableau 93 présente les statistiques descriptives de l'ensemble de ces variables.

	BRENT	UNEMPL	CPI	PROD	IMPORT	EXPORT
Mean	64.65592	1.733970	66.18144	89.01841	1.65E+10	2.73E+10
Median	62.20848	1.653061	63.43930	93.12728	1.71E+10	2.79E+10
Maximum	133.8991	2.940248	120.2462	110.9146	2.97E+10	4.82E+10
Minimum	18.60000	0.895603	18.82363	59.85525	3.23E+09	7.01E+09
Std. Dev.	30.02674	0.566269	31.35006	14.49528	8.09E+09	1.23E+10
Skewness	0.387674	0.313340	0.242869	-0.510324	-0.164146	-0.177659
Kurtosis	2.076731	1.937961	1.777851	2.145035	1.823535	1.835687
Jarque-Bera	14.53589	15.20655	17.29591	17.72687	14.91845	14.81875
Probability	0.000698	0.000499	0.000175	0.000141	0.000576	0.000606
Sum	15517.42	416.1528	15883.54	21364.42	3.96E+12	6.54E+12
Sum Sq. Dev.	215483.7	76.63783	234895.5	50217.06	1.56E+22	3.63E+22
Observations	240	240	240	240	240	240

Tableau 93.Statistiques descriptives

La première étape de l'analyses des variables citées ci-dessus consiste à leur appliquer une transformation logarithmique et en tester la stationnarité en faisant appel au test de racine unitaire : le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF). Les résultats du test ADF présentés au Tableau 94 ont mis évidence la non stationnarité des variables. Ces résultats sont confirmés lorsqu'on applique les test ADF aux variables stationnaires en différence première.

Variable en niveau			Variable en différence première		
	t-stat	p-value		t-stat	p-value
lBrent	-1.9402	0.6014	dlBrent	-8.2027	0.01*
lProd	-1.792	0.6638	dlProd	-7.8358	0.01*
lCPI	-1.775	0.671	dlCPI	-5.8232	0.01*
lIimport	-1.7108	0.698	dlIimport	-6.7582	0.01*
lExport	-1.512	0.7818	dlExport	-6.3238	0.01*
lUnempl	-2.3945	0.41	dlUnempl	-6.3114	0.01*

Tableau 94.Test de racine unitaire ADF (* indique la stationnarité à 5%)

Une fois avoir testé et vérifié la présence d'une racine unitaire dans la structure de ces séries temporelles, nous faisons appel au test de cointégration de Johansen afin d'explorer la présence éventuelle de relations de long terme entre les variables analysées.

Tests de cointégration

Le choix de retard

Nous avons estimé le modèle VAR et sélectionné le retard optimal à l'aide du critère d'Akaike minimal. Les résultats sont présentés dans le Tableau 95.

Variable 1	Variable 2	AIC	Retard optimal
Dlprod	Dlbrent	-7.988552*	1
DlCPI	Dlbrent	-9.952373*	1
Dlimport	Dlbrent	-5.671506*	4
DlIexport	Dlbrent	-5.315150*	8
DLunempl	Dlbrent	-6.580769*	4

Tableau 95. Le choix de retard

Test de cointégration de Johansen

Le Tableau 96 présente le résumé de tous les tests de cointégration estimés. Nous trouvons que toutes les variables sont cointégrées linéairement avec le prix du pétrole.

Variable 1	Variable 2	T-test	Valeur critique	Cointégration	Nombre de relations
lprod	lbrent	(r=0): 15.02	12.32090	Oui	1
		(r=1) : 3.807517	4.129906		
lcpi	lbrent	(r=0) :21.49893	15.49471	Oui	2
		(r=1) : 3.996404	3.841466		
limport	lbrent	(r=0) : 17.10549,	15.49471	Oui	2
		(r=1) : 7.680323	3.841466		
lIexport	lbrent	(r=0) : 14.28968	12.32090	Oui	1
		(r=1) : 1.707758	4.129906		
lunempl	lbrent	(r=0) : 15.60384	15.49471	Oui	1
		(r=1) :1.354100	3.841466		

Tableau 96.Test de cointégration de Johansen

Les résultats du test de Johansen montrent l'existence d'une relation de cointégration entre le prix du pétrole et l'indice du prix à la consommation ainsi qu'avec les

exportations et les importations. Cette relation peut s'expliquer par l'impact du prix de pétrole sur les recettes d'exportation de la Russie, ainsi que sur le volume des importations russes du reste du monde. Le prix du pétrole, par la voie de son impact sur le taux de change du rouble, a également une relation de long terme avec l'indice des prix à la consommation. Ainsi, toute baisse du prix de pétrole se traduirait par une hausse des prix à la consommation, compte tenu du renchérissement du coût des importations.

De même, le test de Johansen a pu mettre en évidence la présence d'une relation de cointégration linéaire entre le prix du pétrole et l'indice de production industrielle, ainsi qu'avec le taux de chômage. Ce qui implique l'indice de production industrielle et le taux de chômage ont des relations de long terme avec le prix de pétrole. Nous allons tester ensuite la présence de cointégration non-linéaire à seuil. En fonction des résultats nous allons modéliser les variables via les modèles VECM ou TVECM.

Ce qui nous incite d'aller explorer la présence éventuelle d'une relation de cointégration de nature non linéaire. Nous recourons alors au test de cointégration à seuil de Hansen et Seo (2002) dont les hypothèses nulle et alternative sont les suivantes :

H_0: *La cointégration linéaire* H_1: *La cointégration* à *seuil*

Les résultats du test Hansen et Seo (2002) comme le montre le Tableau 97 nous permettent de conclure que le prix du pétrole a une relation de cointégration linéaire respectivement avec l'indice de production industrielle, les importations et les exportations. A l'opposé, aucune relation de cointégration linéaire n'a été trouvée ni entre le prix du pétrole et l'Indice des Prix à la Consommation ni avec le taux de Chômage**.** Donc on est en présence des relations de cointégration à seuil. Nous pourrons modéliser ces variables avec les modèles TVECM.

Variable 1	Variable 2	t-test	P-value	Cointégration linéaire
lBrent	lProd	20.33455	0.07	Oui
lBrent	lCPI	18.10069	0.01	**Non**
lBrent	lIimport	26.33915	0.58	Oui
lBrent	lExport	53.57564	0.06	Oui

lBrent	lUnempl	33.75397	0.03	**Non**

Tableau 97. Test de cointégration à seuil de Hansen et Seo (2002)

- **Les modèles non-linéaires**

Le Tableau 98 présent le modèle VECM à seuils de l'indice de consommation et du prix de pétrole.

Le modèle TVECM (CPI, Brent)

Régime	Paramètre	lcpi	lbrent	%
Bas	ECT	-0.0006(0.9396)	0.0881(0.5627)	8.40%
	Const	0.0013(0.8213)	-0.0551(0.5869)	
	lcpi(t-1)	0.7693(0.0002)***	7.5540(0.0380)*	
	lbrent(t-1)	-0.0163(0.2765)	0.9344(0.0006)***	
Moyen	ECT	0.0019(0.2870)	0.0618(0.0580).	66%
	Const	0.0043(7.3e-07)***	0.0239(0.1191)	
	lcpi(t-1)	0.5668(1.3e-16)***	-0.3895(0.7323)	
	lbrent(t-1)	-0.0082(0.0582).	0.1870(0.0163)*	
Haut	ECT	-0.0056(0.0824).	0.1461(0.0117)*	25.60%
	Const	0.0046(0.0338)*	-0.0953(0.0145)*	
	lcpi(t-1)	0.7321(7.9e-12)***	1.3667(0.4536)	
	lbrent(t-1)	-0.0098(0.1674)	0.2778(0.0297)*	

(Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1)

Tableau 98.Le modèle TVECM (CPI, Brent)

Les seuils	-0.5359726	0.2883054

Le modèle estimé indique que l'indice de prix à la consommation est significatif dans tous les trois régimes au retard 1. Par contre, les termes de correction d'erreur ne sont pas significatifs et donc en cas de choc il n'y a pas d'ajustement de long terme.

Le modèle TVECM (Chômage, Brent)

Le Tableau 99 suivant présente le modèle TVECM du taux de chômage et du prix du pétrole.

Régime	Paramètre	lunempl	lbrent	%
Bas	ECT	-0.0071(0.5666)	-0.0137(0.7514)	48.50%
	Const	-0.0076(0.1205)	-0.0202(0.2409)	
	lunempl(t-1)	-0.0209(0.8317)	-0.1165(0.7354)	
	lbrent(t-1)	-0.0200(0.4530)	0.1881(0.0448)*	
	lunempl(t-2)	0.3778(8.9e-05)***	-0.3664(0.2702)	
	lbrent(t-2)	0.0229(0.3850)	-0.1334(0.1502)	
	lunempl(t-3)	0.1502(0.1156)	-0.2105(0.5287)	
	lbrent(t-3)	-0.0600(0.0227)*	-0.0614(0.5041)	
	lunempl(t-4)	-0.4159(3.0e-05)***	-0.3680(0.2833)	
	lbrent(t-4)	-0.0323(0.2298)	-0.0915(0.3320)	
Moyen	ECT	0.1167(0.4511)	0.4048(0.4562)	8.10%
	Const	-0.0066(0.4591)	-0.0209(0.5061)	
	lunempl(t-1)	0.0864(0.7153)	0.6227(0.4539)	
	lbrent(t-1)	-0.0186(0.7719)	0.7965(0.0005)***	
	lunempl(t-2)	0.2605(0.2966)	1.3672(0.1191)	
	lbrent(t-2)	-0.2039(0.0032)**	-0.1136(0.6368)	
	lunempl(t-3)	0.3576(0.1278)	-0.7535(0.3596)	
	lbrent(t-3)	0.0359(0.6795)	0.7156(0.0197)*	
	lunempl(t-4)	-0.1710(0.5073)	-1.8789(0.0388)*	
	lbrent(t-4)	-0.2196(0.0143)*	-0.4894(0.1181)	
Haut	ECT	-0.0503(0.0203)*	-0.0704(0.3517)	43.40%
	Const	0.0177(0.0185)*	0.0528(0.0450)*	
	lunempl(t-1)	0.2617(0.0047)**	-0.2634(0.4132)	
	lbrent(t-1)	-0.0304(0.3079)	-0.0965(0.3563)	
	lunempl(t-2)	0.3118(0.0013)**	0.1561(0.6426)	
	lbrent(t-2)	-0.0371(0.1883)	-0.0695(0.4821)	
	lunempl(t-3)	0.1381(0.1495)	0.1658(0.6210)	
	lbrent(t-3)	-0.0188(0.4779)	-0.0717(0.4397)	
	lunempl(t-4)	-0.0809(0.3738)	0.3243(0.3097)	
	lbrent(t-4)	-0.0197(0.4541)	-0.0615(0.5052)	
(Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1)				
Seuils	-0.02604896	0.09082838		

Tableau 99. Le modèle TVECM (Chômage, Brent)

Nous avons estimé le modèle TVECM du taux de chômage et du prix pétrolier Brent. Le modèle est de trois régimes qui sont déclenchés par le franchissement des seuils : -0.026 et 0.0908. En régime bas le taux de chômage est significatif au retard 2 et 4, en régime intermédiaire il n'est pas significatif, en régime haut il l'est au retard 1 et 2. Dans le régime bas, le coefficient du taux de chômage est significatif et négatif.

Donc, lorsque le prix du pétrole augmente, le taux de chômage baisse et inversement. Dans le régime intermédiaire et haut ces coefficients sont positifs, ce qui amène à croire que le taux de chômage est directement proportionnel au prix du pétrole, ce qui n'est pas possible. En effet il est censé être inversement proportionnel.

Le terme de correction d'erreur du régime haut est négatif et significatif ($-\frac{0.0503}{0.0203} = -2.477 < -1.96$). Donc en cas de choc pétrolier la vitesse d'ajustement du taux de chômage est de 5% par mois.

- **Les modèles linéaires**

Nous allons modéliser les relations dont les variables sont cointégrées linéairement. Nous estimons le modèle VECM de l'indice de production et du prix du Brent présentées dans le Tableau 100.

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LPROD(-1)	1.000000	
LBRENT(-1)	-1.205857	
	(0.40681)	
	[-2.96418]	
C	0.413029	
Error Correction:	D(LPROD)	D(LBRENT)
CointEq1	0.001953	0.024481
	(0.00188)	(0.01130)
	[1.03984]	[2.16695]
D(LPROD(-1))	-0.233372	0.696204
	(0.05933)	(0.35692)
	[-3.93363]	[1.95061]
D(LBRENT(-1))	0.055627	0.226176
	(0.01048)	(0.06306)
	[5.30655]	[3.58642]

C	0.002906	0.000543
	(0.00094)	(0.00565)
	[3.09175]	[0.09600]

Tableau 100. Le modèle VECM (Indice de production, Brent)

Les termes de correction d'erreur ne sont pas négatifs. Donc, en cas de choc il n'y a pas d'ajustement vers la relation de long terme.

Test de Granger

Nous décidons d'explorer le lien de causalité pouvant exister entre le prix du pétrole et l'indice de production industrielle. Rappelons que l'indice de production industrielle est une bonne approximation de la création de richesse d'un pays traditionnellement mesurée par le PIB, et qui a l'avantage d'être une donnée disponible à une fréquence mensuelle. Nous recourons alors au test de causalité au sens de Granger dont les résultats figurent au Tableau 101:

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBRENT does not Granger Cause DLPROD	238	27.3964	4.E-07
DLPROD does not Granger Cause DLBRENT		4.08846	0.0443

Tableau 101.Le test de Granger (Indice de production, Brent).

Les résultats du test de causalité de Granger mettent en évidence une causalité allant du prix de pétrole vers l'indice de production industrielle. Ce qui est conforme à ce qui est observé dans la réalité empirique compte tenu du rôle central joué par les recettes d'exportations dans le budget de l'Etat russe, et dans la création de richesse en Russie compte tenu du poids très large du secteur public dans le PIB russe. Ainsi, un prix de pétrole élevé est un signal fort adressé au secteur des hydrocarbures pour réaliser des investissements en biens d'équipement et d'infrastructure. C'est également une manne financière qui peut être utilisée par l'Etat pour financer des investissements dans d'autres secteurs industriels non moins importants comme le secteur de l'armement, de la métallurgie. Par conséquent, le prix de pétrole constitue une force motrice pour la performance de l'ensemble des secteurs industriels de la Russie. Ce qui explique le sens de la causalité de Granger allant du prix du pétrole vers l'indice de production industrielle.

A l'opposé, on observe également une causalité inverse allant de l'indice de production industrielle vers le prix du pétrole. Ce résultat, qui peut nous sembler paradoxal, pourrait avoir une justification empirique. En effet, comme la Russie représente le deuxième pays exportateur de pétrole au monde après l'Arabie saoudite, le comportement de son secteur industriel dont le rôle est d'assurer l'approvisionnement des marchés internationaux en pétrole brut pourrait avoir une influence sur le niveau du prix de pétrole. Rappelons que la Russie est membre de l'Alliance connue sous le nom OPEP+ depuis 2016. L'OPEP, qui regroupe les 13 pays membres de l'OPEP avec dix autres pays producteurs en dehors du cartel dont la Russie assure le leadership, a pour objectif la gestion de quotas de production de ses membres avant d'empêcher l'effondrement du prix du pétrole comme cela a pu être observé en 2008, 2014 et récemment à la suite de la crise du Covid. Par conséquent, le secteur industriel pétrolier russe, en jouant un rôle dans la rétention de l'offre du pétrole ou son augmentation de façon coordonnée avec les pays de l'alliance OPEP+, pourrait avoir un impact sur le niveau des prix du pétrole sur le marché international.

Réponse impulsionnelle

La Figure 36 présente la réponse impulsionnelle.

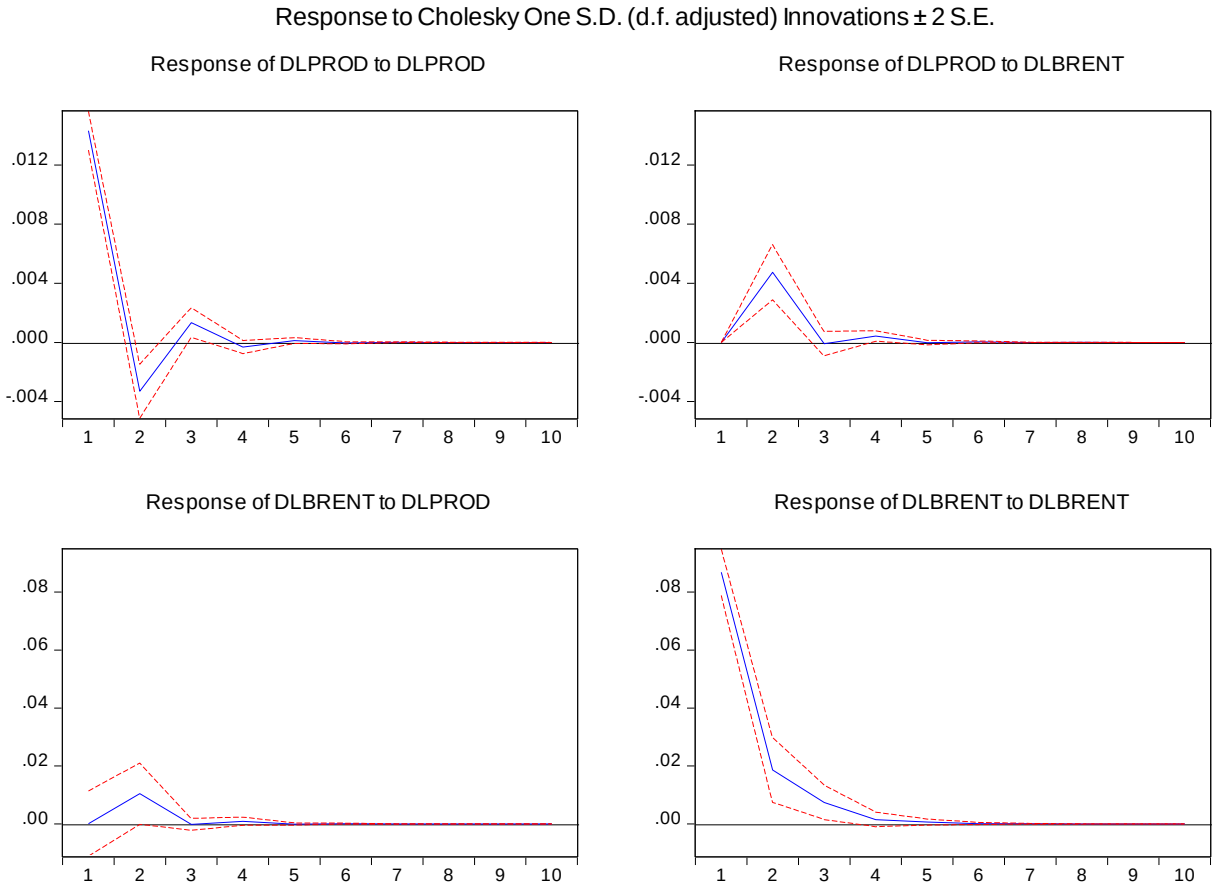


Figure 36. La réponse impulsionnelle (Indice de production, Brent).

L'indice de production réagit positivement pendant 1 mois en cas d'augmentation du prix pétrolier, puis l'effet diminue et disparaît définitivement vers le mois 5.

Le modèle VECM des Exportations et du prix de Brent

Le Tableau 102 présente le modèle VECM des exportation et du prix pétrolier.

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LEXPORT(-1)	1.000000	
LBRENT(-1)	-0.253035	
	(0.37370)	
	[-0.67711]	
C	-22.89449	
Error Correction:	D(LEXPORT)	D(LBRENT)
CointEq1	-0.018442	-0.006166
	(0.00824)	(0.01299)
	[-2.23944]	[-0.47483]
D(LEXPORT(-1))	-0.508937	0.237131
	(0.07961)	(0.12553)
	[-6.39286]	[1.88899]
D(LEXPORT(-2))	-0.128162	0.242817

	(0.09110)	(0.14364)
	[-1.40689]	[1.69041]
D(LEXPORT(-3))	0.073313	0.381597
	(0.08917)	(0.14060)
	[0.82220]	[2.71402]
D(LEXPORT(-4))	0.056708	0.276502
	(0.08745)	(0.13789)
	[0.64849]	[2.00523]
D(LEXPORT(-5))	-0.051643	0.236893
	(0.08389)	(0.13228)
	[-0.61562]	[1.79086]
D(LEXPORT(-6))	-0.186468	0.164205
	(0.08107)	(0.12783)
	[-2.30016]	[1.28455]
D(LEXPORT(-7))	-0.072137	0.170225
	(0.07920)	(0.12489)
	[-0.91081]	[1.36303]
D(LEXPORT(-8))	-0.091076	-0.130157
	(0.07143)	(0.11263)
	[-1.27513]	[-1.15565]
D(LBRENT(-1))	0.376650	0.140947
	(0.05041)	(0.07948)
	[7.47229]	[1.77330]
D(LBRENT(-2))	0.168165	-0.143261
	(0.05619)	(0.08860)
	[2.99304]	[-1.61702]
D(LBRENT(-3))	0.063131	-0.192512
	(0.05631)	(0.08878)
	[1.12123]	[-2.16829]
D(LBRENT(-4))	0.082941	-0.247897
	(0.05634)	(0.08883)
	[1.47225]	[-2.79058]
D(LBRENT(-5))	0.102726	-0.094447
	(0.05464)	(0.08616)
	[1.88010]	[-1.09622]
D(LBRENT(-6))	0.081915	-0.280418
	(0.05405)	(0.08523)
	[1.51545]	[-3.28999]
D(LBRENT(-7))	0.081935	-0.124221
	(0.05402)	(0.08518)
	[1.51674]	[-1.45830]
D(LBRENT(-8))	0.066784	-0.147783
	(0.05335)	(0.08412)
	[1.25186]	[-1.75678]
C	0.008000	-0.003159
	(0.00375)	(0.00591)
	[2.13365]	[-0.53427]

Tableau 102. Le modèle VECM (Export, Brent)

Le terme de correction d'erreur est négatif et significatif. Donc, en cas de choc pétrolier la vitesse d'ajustement se produit à un taux de 1.84% par mois.

Le test de Granger

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBRENT does not Granger Cause DLEXPORT	231	7.54499	7.E-09
DLEXPORT does not Granger Cause DLBRENT		2.12862	0.0344

Tableau 103. Test de Granger (Export, Brent)

Les résultats du test de causalité de Granger mettent en évidence la présence d'une relation de causalité au sens de Granger allant du prix de pétrole aux exportations de la Russie. Ce résultat est validé par la réalité empirique puisque les recettes d'exportations de la Russie, qui est l'un des 3 plus grands producteurs de pétrole au monde, sont fortement liées au prix international du pétrole. Chaque augmentation de ce prix se traduit par une hausse des recettes d'exportations pour la Russie, et inversement.

La réponse impulsionnelle

La fonction de réponse impulsionnelle représenté par la Figure 37 ci-dessous, et qui met en évidence la réponse positive des exportations à tout choc sur le prix du pétrole sur les marchés internationaux. Cette réponse est maximale après un mois, puis commence à s'affaiblir pour s'annuler au bout de 7 mois de retard.

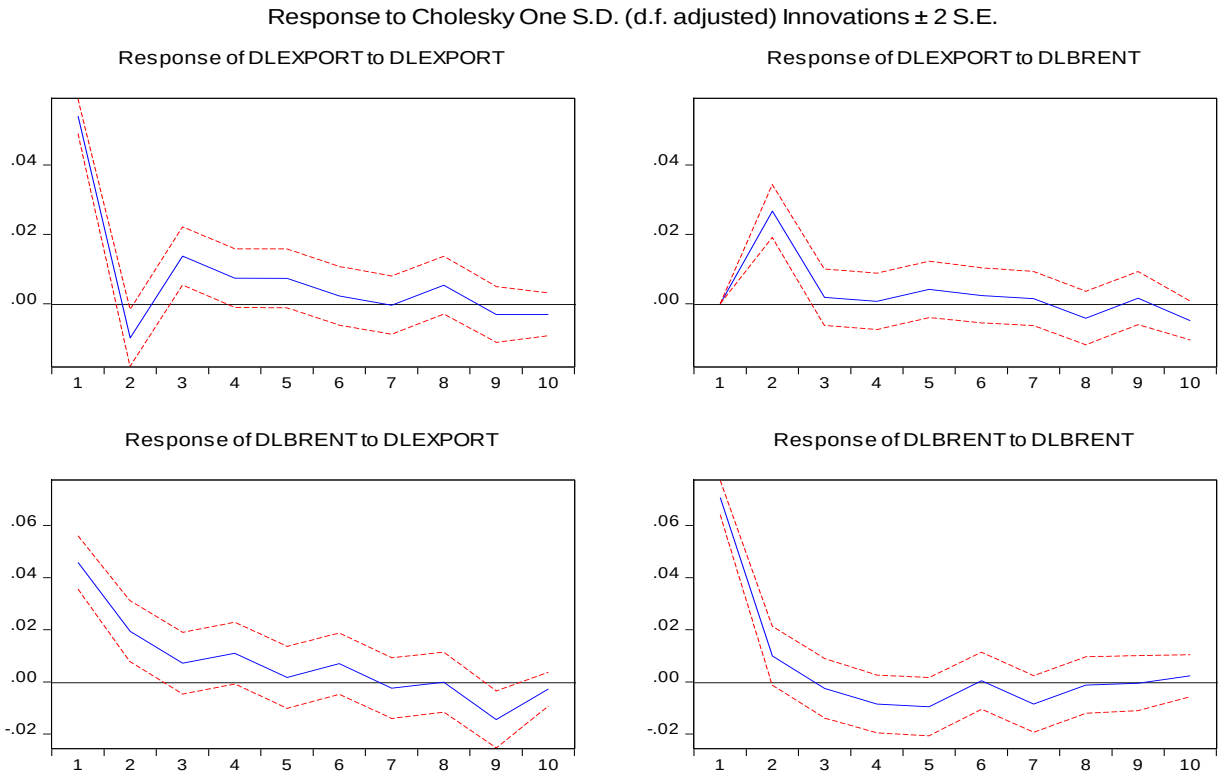


Figure 37. La réponse impulsionnelle (Export, Brent)

Le modèle VECM des Importations et de prix de Brent

Le modèle est présenté dans le Tableau 104.

Cointegrating Eq:	CointEq1	
LIMPORT(-1)	1.000000	
LBRENT(-1)	-1.255949	
	(0.15637)	
	[-8.03215]	
C	-18.27433	
Error Correction:	D(LIMPORT)	D(LBRENT)
CointEq1	-0.007551	0.063372
	(0.01118)	(0.02403)
	[-0.67547]	[2.63670]
D(LIMPORT(-1))	-0.170073	0.193813
	(0.06861)	(0.14753)
	[-2.47868]	[1.31373]
D(LIMPORT(-2))	0.115511	0.094585
	(0.06598)	(0.14186)
	[1.75074]	[0.66674]
D(LIMPORT(-3))	0.161077	-0.013710
	(0.06396)	(0.13753)
	[2.51830]	[-0.09969]
D(LIMPORT(-4))	0.029172	-0.026543
	(0.06333)	(0.13617)
	[0.46062]	[-0.19492]
D(LBRENT(-1))	0.176362	0.262144
	(0.03210)	(0.06901)
	[5.49469]	[3.79852]
D(LBRENT(-2))	0.014880	-0.000557
	(0.03358)	(0.07220)
	[0.44313]	[-0.00772]
D(LBRENT(-3))	0.075232	0.011010
	(0.03293)	(0.07081)
	[2.28455]	[0.15550]
D(LBRENT(-4))	0.056054	-0.044637
	(0.03328)	(0.07155)
	[1.68452]	[-0.62388]
C	0.005707	8.80E-05
	(0.00272)	(0.00586)
	[2.09497]	[0.01502]

Tableau 104. Le modèle VECM (import, Brent)

Le terme de correction d'erreur de l'import est négatif mais non significatif. Donc il n'y a pas d'ajustement vers la relation de long terme.

Test de Granger

Les résultats du test de causalité au sens de Granger qui figurent au Tableau 105 mettent en évidence la présence d'une causalité au sens de Granger allant du prix de pétrole BRENT vers les importations.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBRENT does not Granger Cause DLIMPORT	235	10.9768	4.E-08
DLIMPORT does not Granger Cause DLBRENT		0.52774	0.7155

Tableau 105. Test de Granger (Import, Brent)

Cette causalité allant du prix du Brent vers les importations peut s'expliquer comme un effet secondaire à l'impact du prix de pétrole sur les exportations. En effet, lorsque le prix du pétrole augmente, les recettes d'exportations vont connaître une croissance qui se traduit par une hausse du « pouvoir d'achat » de la Russie. Comme le secteur industriel de la Russie ne peut pas totalement satisfaire ni les demandes de consommation des consommateurs russes ni les besoins en biens d'équipements des entreprises domestiques, les importations deviennent indispensables pour répondre à ces besoins. Ces besoins en produits d'importations couplés à une augmentation du « pouvoir d'achat » due à une augmentation du prix de pétrole se traduisent inévitablement par une hausse des importations.

Réponse impulsionnelle

La Figure 38 présente la réponse impulsionnelle**.**

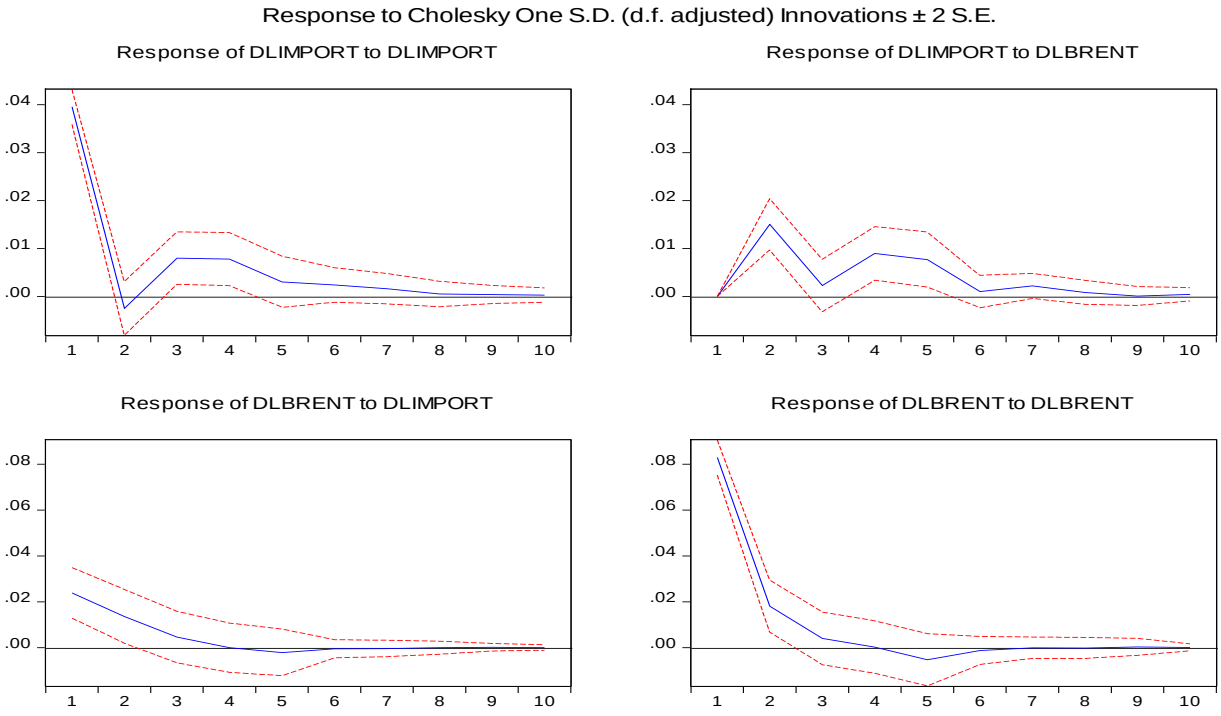


Figure 38. La réponse impulsionnelle (Import, Brent)

La réponse de l'import au choc pétrolier est positive, en cas d'augmentation du prix pétrolier le niveau d'import augmente fortement à cause des rentrées de devises. L'effet est décroissant à partir du deuxième mois et s'estompe après 10 mois.

Conclusion :

L'analyse des résultats de l'impact du prix de pétrole sur la sphère réelle en Russie met en évidence la présence de relation de cointégration linéaire entre le prix du pétrole Brent et l'indice de production industrielle, les exportations et les importations. De même on découvre une relation de cointégration non linéaire entre le prix pétrolier et l'indice des prix à la consommation et le taux de chômage. Quant à l'analyse de la dynamique de court terme, les résultats montrent la présence d'une causalité au sens de Granger allant de la variation du prix de pétrole à la variation de l'ensemble des variables représentant la sphère réelle de l'économie russe. Ces variables sont respectivement le taux de chômage, l'indice de production industrielle, les importations, les exportations, et l'indice des prix à la consommation dont la variation représente l'inflation.

Notons qu'une causalité inverse a été également mise en évidence allant de l'indice de production industrielle vers le prix du pétrole qui traduit le rôle de la Russie dans le contrôle de l'offre de pétrole disponible sur le marché mondial.

Chapitre 4. Impact du pétrole sur l'économie de la Russie : Extension non linéaire

L'approche adoptée au chapitre 3 pour modéliser la dynamique des variables qui représentent à la fois la sphère financière et la sphère réelle de l'économie de la Russie s'inscrivait dans un cadre linéaire. Afin de nous affranchir de cette hypothèse de linéarité, nous nous proposons dans ce chapitre de faire appel à deux classes de modèles non linéaires : les modèles à seuil avec leurs extensions ainsi que les modèles à changement de régime Markoviens. Nous faisons également appel à une analyse temps-fréquence basée sur la transformée en ondelettes afin de raffiner l'analyse des variables économiques étudiées dans le domaine de fréquence. Rappelons qu'une large littérature empirique a eu recours aux modèles à seuil afin de prendre en compte la non-linéarité du cycle conjoncturel (Tiao and Tsay (1994)), et aux modèles à changement de régime afin d'analyser les asymétries cycliques dans le PIB américain entre les phases de récession et les phases d'expansion (Hamilton (1989)).

Quant à la décomposition en ondelettes, elle a été largement mobilisée pour modéliser le comportement de plusieurs variables financières et économiques ainsi que les relations dynamiques pouvant exister entre ces variables dans le domaine des fréquences (Ramsey and Lampart (1998)).

Dans une première section, nous allons commencer par présenter les modèles à seuils et leurs extensions d'un point de vue méthodologique, pour être ne mesure de les appliquer sur les variables étudiées (indice de production industrielle, prix du pétrole, indice RTS, taux de change du rouble russe). Dans une deuxième section, nous présenterons les modèles à changement de régimes tout en les mobilisant pour modéliser le comportement des variables analysées. Enfin, dans une troisième section, nous allons recourir à l'analyse du lien entre le prix du pétrole et le PIB de la Russie dans le domaine temporel, tout en effectuant de notre analyse dans le domaine des fréquences en faisant appel à la transformée en ondelettes.

Section 1. Les modèles à seuil : modèles TAR

Dans le cadre de cette section, nous allons faire appel à une classe de modèles non linéaires : les modèles à seuil ou Threshold AutoRegressive (TAR) avec leurs extensions à transition lisse ou Smooth transition STAR, pour modéliser les variables économiques qui traduisent les performances de l'économie de la Russie. Ces variables seront respectivement l'indice de production industrielle, le prix du pétrole Brent, le taux de change du rouble russe, et l'indice boursier RTS.

Rappelons qu'une large littérature empirique qui a analysé la dynamique de la croissance économique a pu mettre en évidence la non-linéarité du cycle conjoncturel. En effet, Tiao et Tsay (1994) ont rejeté l'hypothèse de la linéarité du cycle conjoncturel aux USA au profit de l'hypothèse un modèle autorégressif à seuil, et ont ainsi utilisé un modèle autorégressif à deux régimes (TAR) pour modéliser leurs données. D'autre part, Teräsvirta et Anderson (1992) ont opté pour un modèle autorégressif de transition lisse (STAR) qui permet, selon eux, à l'indicateur du cycle économique d'accomplir une transition de manière lisse entre deux régimes distincts (récession/ expansion) plutôt que d'être régi par une transition brutale d'un régime à l'autre.

Dans une première partie, nous rappellerons l'approche méthodologique des modèles à seuil et les principales procédures d'estimation de ces modèles, ainsi que les critères de choix entre les modèles LSTAR et ESTAR. Ensuite, nous ferons appel à ces modèles pour modéliser respectivement l'indice de production industrielle, le prix du pétrole Brent, le taux de change du rouble russe, et l'indice boursier RTS de janvier 2000 à décembre 2019.

I.1. Approche méthodologique

Il existe de nombreux modèles non linéaires dans la littérature empirique qui étaient mobilisés dans l'analyse des séries chronologiques, dont le modèle le plus simple correspond au modèle autorégressif à seuil (TAR).

Le modèle autorégressif à seuil (TAR) peut être considéré comme une extension des modèles autorégressifs (AR), permettant aux paramètres de changer dans le modèle en fonction de la valeur d'une variable de seuil exogène s_{t-k}. S'il est remplacé par la valeur

passée de y, ce qui signifie que $y_{t-d} = y_{t-d}$, alors nous l'appelons le modèle autorégressif à seuil auto-excité (SETAR).

Les formules analytiques de ces modèles peuvent se définir comme suit :

Le modèle TAR :

$$y_t = \begin{cases} \beta_{10} + \beta_{11} y_{t-1} + u_{1t} & si\ s_{t-d} < r \\ \beta_{20} + \beta_{21} y_{t-1} + u_{2t} & si\ s_{t-d} \geq r \end{cases} \quad (150)$$

Le modèle SETAR :

$$y_t = \begin{cases} \beta_{10} + \beta_{11} y_{t-1} + u_{1t} & si\ \boldsymbol{y_{t-d}} < r \\ \beta_{20} + \beta_{21} y_{t-1} + u_{2t} & si\ \boldsymbol{y_{t-d}} \geq r \end{cases} \quad (151)$$

où d est le paramètre de retard, déclenchant les changements entre deux régimes différents. Ces modèles peuvent être appliqués aux données de séries chronologiques qui ont un comportement de changement de régime. Cependant, le fait que la valeur seuil dans ces modèles soit de nature discontinue, a entraîné le remplacement de cette valeur seuil par une fonction de transition lisse. Ce qui a permis le passage d'une modélisation des séries temporelle par des modèles TAR vers une modélisation par des modèles autorégressifs à transition lisse (Smooth transion autoregressive ou STAR).

Le Modèle autorégressif à transition lisse (STAR)

Un modèle autorégressif à transition lisse d'ordre p peut se définir comme suit :

$$y_t = \pi_{10} + \pi_1' w_t + (\pi_{20} + \pi_2' w_t) F(y_{t-d}) + u_t \quad (152)$$

$$u_t \sim iid\ (0, \sigma^2) \quad (153)$$

$$\pi_j = (\pi_{j1}, \dots, \pi_{jp})', j = 1,2, w_t = (y_{t-1}, \dots, y_{t-p})' \quad (154)$$

Selon Teräsvirta (1994), il existe deux fonctions de transition différentes dans les modèles autorégressifs à transition lisse qui se définissent comme suit :

- Première fonction de transition :

$$F(y_{t-d}) = (1 + \exp[-\gamma(y_{t-d} - c)])^{-1} \quad \gamma > 0 \tag{155}$$

- Deuxième fonction de transition :

$$F(y_{t-d}) = 1 - \exp[-\gamma(y_{t-d} - c)^2] \quad \gamma > 0 \tag{156}$$

- $F(y_{t-d})$ est compris entre 0 et 1. Ce qui assure une «transition lisse» entre les régimes plutôt qu'un saut brusque d'un régime à l'autre.
- c : la valeur de seuil
- γ paramètre qui détermine la vitesse et le caractère lisse de la transition.

On note que dans (155) quand $\gamma \to \infty$, si $y_{t-d} \leq c$ alors $F(y_{t-d}) = 0$, si $y_{t-d} > c$ alors $F(y_{t-d}) = 1$, qui signifie qu'il devient un modèle TAR(p) (Tsay (1989), Tong (1990)).

Lorsque $\gamma \to 0, F(y_{t-d})$ devient un modèle linéaire $AR(p)$.

Par conséquent, lorsque le modèle (152) est associé à la fonction de transition (155), il est appelé le modèle logistique autorégressif à transition lisse (***LSTAR***).

Quand le modèle (152) est combiné avec la fonction de transition (156), on l'appelle le modèle exponentiel autorégressif à transition lisse (***ESTAR***). On note que, lorsque $\gamma \to \infty, F(y_{t-d}) = 1$, alors le modèle devient linéaire, idem si $\gamma \to 0$.

En comparant les deux fonctions de transition, on s'aperçoit que la fonction logistique change de manière monotone avec y_{t-d}, tandis que la fonction exponentielle change symétriquement à c avec y_{t-d}. Les deux fonctions deviennent plus brusques lorsque γ est plus grand, ce qui signifie que la vitesse de transition est plus rapide comme le montre la Figure 39.

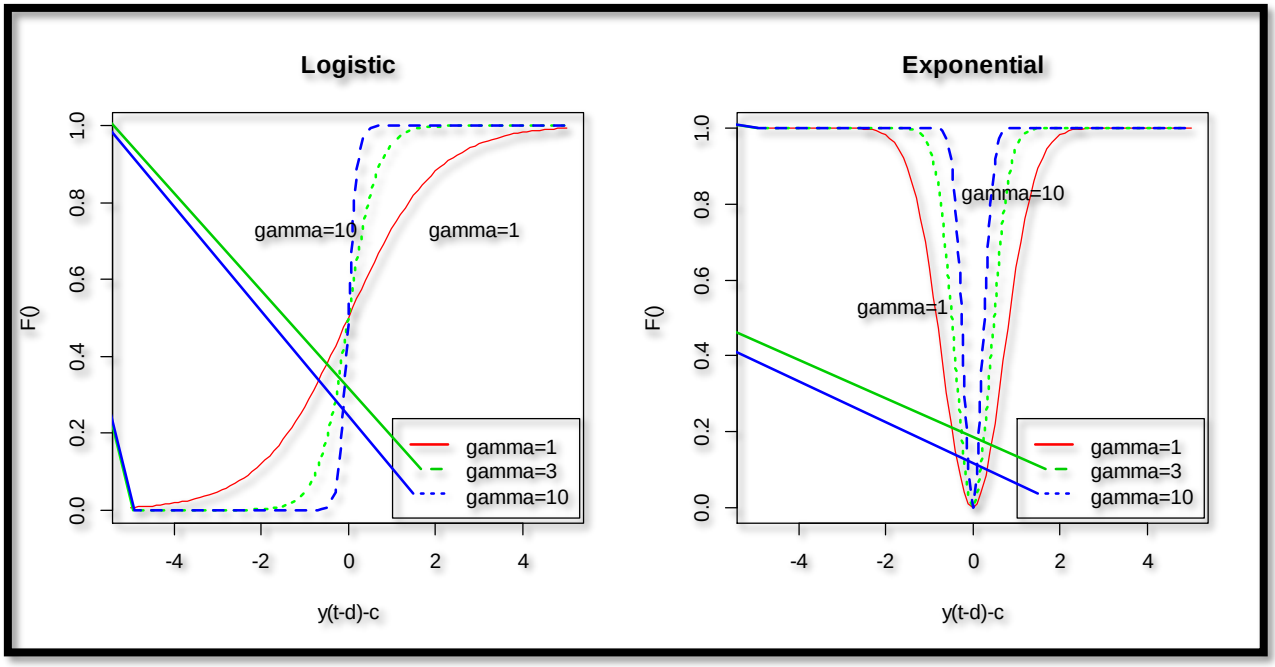


Figure 39. Les fonctions de transition logistique et exponentielle en fonction des valeurs de gamma (γ)

Spécification du modèle STAR

Afin de spécifier les modèles STAR, nous suivons les étapes suivantes proposées par Teräsvirta (1994) :

1. Spécifier un modèle autorégressif linéaire.

2. Tester la linéarité pour les valeurs différentes du paramètre de retard ***d***, et déterminer la valeur de ***d*** si le test est rejeté.

3. Choisir entre les modèles LSTAR et ESTAR en utilisant une séquence de tests d'hypothèses imbriquées.

Test de multiplicateur de Lagrange (LM-test) pour la non-linéarité

Afin de construire un modèle LSTAR, on commence par une première étape qui consiste à effectuer un test de type Lagrange Multiplier (LM) qui permet de tester la linéarité par rapport à l'alternative des modèles STAR.

En suivant la procédure introduite par Luukkonen, Saikkonen et Teräsvirta (1988), nous substituons la fonction de transition $F(y_{t-d})$ par son développement de Taylor de troisième ordre qui donne alors une régression auxiliaire en supposant que ***d*** est connu :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1' w_1 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{2j} y_{t-j} y_{t-d} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{3j} y_{t-j} y_{t-d}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_{4j} y_{t-j} y_{t-d}^3 + \epsilon_t \ , \qquad (157)$$

L'hypothèse nulle est :

$$H_0: \beta_{2j} = \beta_{3j} = \beta_{4j} = 0, \ \ j = 1, \dots, p \ \Leftrightarrow \gamma = 0 \qquad (158)$$

Lorsque la linéarité est maintenue, la statistique de test est $LM = \frac{T(SSR_0 - SSR_1)}{SSR_0}$ qui suit une distribution asymptotique de $\mathrm{X}^2(3p)$. Notons que SSR_0 est la somme des carrés des résidus du modèle de régression linéaire sous l'hypothèse nulle, SSR_1est la somme des carrés des résidus basée sur la régression auxiliaire complète de y_t sur w_t et $w_t y_{t-d}^i =$ 1,2,3.

Lorsqu'on applique le test de linéarité de type LM, le paramètre de retard d est fixe. Pour déterminer le paramètre de retard d, le test de type LM sera effectué sur la base de différentes valeurs de d $(1 \leq d \leq D)$. Si l'hypothèse nulle est rejetée pour au moins une valeur de d, nous choisissons la valeur de qui a la plus petite valeur p . Ce qui permet de trouver la valeur appropriée $\hat{d}$, et donne également la plus grande puissance au test.

Le choix entre les modèles LSTAR et ESTAR

Après avoir rejeté l'hypothèse nulle de linéarité, l'étape suivante consiste à choisir entre les modèles LSTAR et ESTAR par une séquence de tests imbriqués dans (6) qui peuvent être définies comme suit :

$$H_{01}: \beta_{4j} = 0 \qquad j = 1, \dots, p \qquad (159)$$

$$H_{02}: \beta_{3j} = 0 | \beta_{4j} \qquad j = 1, \dots, p \qquad (160)$$

$$H_{03}: \beta_{2j} = 0 | \beta_{4j} = \beta_{3j} = 0 \qquad j = 1, \dots, p \qquad (161)$$

Teräsvirta (1994) a suggéré des règles de décision qui permettent le choix entre les modèles LSTAR et ESTAR. Premièrement, nous pouvons vérifier directement les résultats du test de H_{01}. En effet, si l'hypothèse nulle est rejetée, cela peut être interprété comme une décision favorable au modèle LSTAR.

Si nous ne pouvons pas rejeter H_{02}, cela peut être favorable au modèle LSTAR, qui sera également pris en charge en rejetant H_{03} après l'acceptation de H_{02}.

Les règles seront ensuite inversées pour choisir le modèle ESTAR.

On peut aussi le choisir en comparant le niveau de signification des trois tests F, si la valeur p du test de H_{02} est la plus petite des trois, on sélectionne un modèle ESTAR. Sinon, on choisit un modèle LSTAR.

Le modèle à seuils SETAR à changement brusque :

Les modèles SETAR, introduits par Tong et Lim (1980) et Tong (1983), reposent sur l'idée qu'un processus aléatoire générateur d'une série temporelle peut être non linéaire sur la période globale considérée, mais linéaire sur sous-périodes.
Un modèle SETAR est ainsi formé de relations linéaires par morceaux. Plus précisément, un modèle SETAR $(k;\ p_1,\dots,p_k\ )$ est un modèle à k équations de la forme :

$$X_t = \begin{cases} \Phi_0^{(1)} + \sum_{i=1}^{p_1} \Phi_i^{(1)} X_{t-i} + \epsilon_t^{(1)} \quad si\ X_{t-d} < c_1 \\ \Phi_0^{(2)} + \sum_{i=1}^{p_2} \Phi_i^{(2)} X_{t-i} + \epsilon_t^{(2)} \quad si\ c_1 \le X_{t-d} < c_2 \\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ \Phi_0^{(k)} + \sum_{i=1}^{p_k} \Phi_i^{(k)} X_{t-i} + \epsilon_t^{(k)} \quad si\ X_{t-d} \ge c_{k-1} \end{cases} \qquad (162)$$

Avec k correspondant au nombre de régimes ; chaque régime étant décrit pat une équation. Chaque équation représente un modèle autorégressif linéaire d'ordre p_i, où i = 1, ..., k. d est un entier positif appelé paramètre de délai (ou de retard) et les coefficients $c_j,\ j\ =\ 1,\dots,k\ -\ 1$, sont les paramètres de seuil pour lesquels le système passe d'un régime à l'autre. La valeur des seuils donne une première interprétation économique des régimes définissant la dynamique du processus.

Si l'on prend l'exemple, si l'on prend le cas d'un modèle à deux régimes (k = 2), une valeur nulle du seuil définit deux états : un régime de croissance positive et un régime de croissance négative. X_{t-d} est la variable de seuil. Le choix de la valeur de seuil peut être basé soit sur la théorie économique, soit sur des test purement économétriques (les tests de linéarité par exemple).

Les erreurs $\{\varepsilon_t^{(1)}, \ldots, \varepsilon_t^{(k)}\}$ sont des bruits blancs non corrélés.

Le test de Hansen (1999) de linéarité contre SETAR

Le test de Hansen (1999) teste l'hypothèse nulle de linéarité (un seul régime) contre l'hypothèse alternative d'un modèle SETAR avec des seuils (plusieurs régimes). La recherche du premier paramètre de seuil est basée sur une estimation par la méthode des moindres carrés conditionnels (MCC). Quant au deuxième seuil, on fait appel à une recherche conditionnelle avec une itération. La statistique F comparant la somme des carrés des résidus (SCR) de chaque modèle est calculée comme suit :

$$F_{ji} = T\left(\frac{S_i - S_j}{S_j}\right) \tag{163}$$

Où S_i est la SCR du modèle avec les *i* régimes (et $i - 1$ seuils).

La stratégie du test de Hansens (1999) fait appel à 3 tests.

1) **Test 1vs 2** : Linear AR versus 1 threshold TAR
1) **Test 1vs 3**: Linear AR versus 2 threshold TAR
2) **Test 2vs 3**: 1 threshold TAR versus 2 threshold TAR

Les deux premiers tests peuvent être considérés comme des tests de linéarité, tandis que le troisième peut être considéré comme un test de spécification. En effet, une fois que le tests 1**vs** 2 ou /et le test 1**vs**3 ont rejeté la linéarité, on peut alors accepter la présence d'un seuil.

I.2 Evidence empirique :

I.2.1. Indice de production industrielle :

L'indice de production industrielle est un bon indicateur de l'état de santé du secteur manufacturier d'une économie donnée. Il est souvent considéré comme le principal indicateur économique à court terme dans de nombreux pays en raison de l'impact des fluctuations du niveau de l'activité industrielle sur le comportement conjoncturel de l'économie. L'avantage de l'indice de production industrielle est sa fréquence mensuelle, alors que le PIB ne peut être estimé qu'à une fréquence trimestrielle. Ce qui plaide en faveur de son utilisation comme un référence indicateur conjoncturel avancé de référence des performances en termes de croissance économique.

Rappelons que l'indice de production industrielle est un indicateur du cycle conjoncturel qui peut présenter des non-linéarités dues aux fluctuations (Teräsvirta et Anderson, 1992).

Nous nous inspirons de cette littérature pour modéliser la dynamique de l'indice de production industrielle de la Russie. En effet, après son éclatement aux États-Unis en 2007-2008, la crise financière s'est propagée à toute l'Europe et a donc attient la Russie et les autres pays du monde. Ce qui a plongé l'économie de la Russie dans une profonde récession avec de nombreuses négatives sur le taux de chômage et les revenus des ménages. Nous souhaitons approfondir l'analyse de l'indice de production industrielle russe, en particulier découvrir une dynamique non-linéaire dans son comportement en faisant appel aux modèles à seuil (TAR et ses extensions).

Notre analyse de l'indice de production industrielle russe concerne la période de janvier 2000 au décembre 2019. Les données sont disponibles sur le site web de Federal Reserve[15].

La Figure 40 suivante représente l'indice de production industrielle, sa transformation par le logarithme ainsi que sa différence première.

[15] https://fred.stlouisfed.org/series/RUSPROINDMISMEI

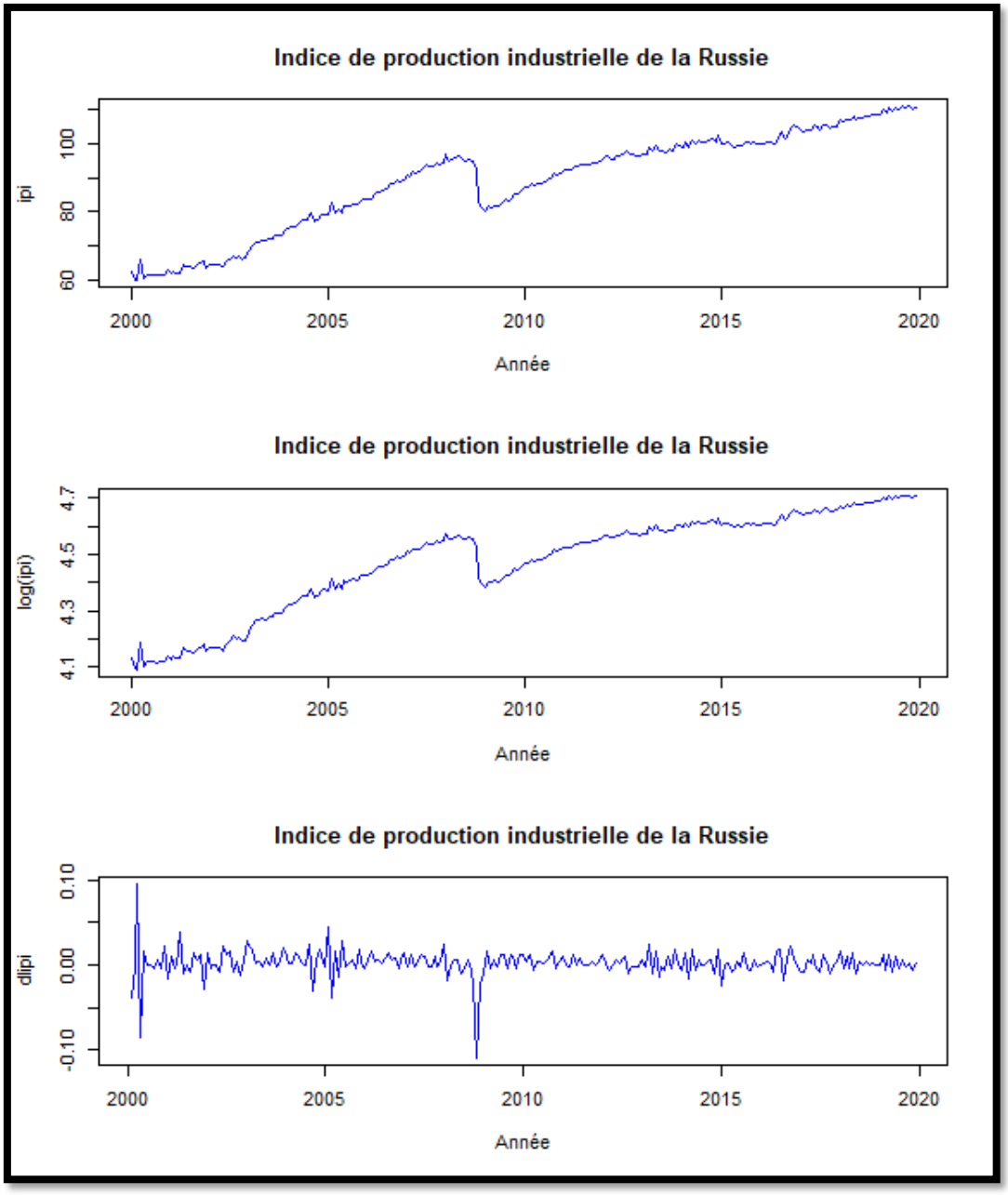


Figure 40. Indice de production industrielle de la Russie

On peut observer que l'indice de production industrielle augmente durant la période historique allant de l'année 2000 à l'an 2008 avec une tendance haussière très forte. Ensuite, cet indice a connu un effondrement brutal et de significatif à la suite de la crise financière mondiale de 2008. Cet effondrement également visible sur la série différenciée de l'indice.

Ce comportement de l'indice de production industrielle plaide en faveur de l'hypothèse de non linéarité. Par conséquent, l'utilisation d'un modèle linéaire pour effectuer des estimations et des prévisions de l'indice peut induire des erreurs méthodologiques et donc donner

naissance à des inférences statistiques et des conclusions économiques qui peuvent se révéler erronées.

Avant d'effectuer le test de linéarité, nous allons vérifier l'existence d'un point de rupture dans les données de la série chronologique de l'indice de production industrielle.

Pour tester les changements structurels et les points de rupture, le test de Chow est largement utilisé qui effectue un test F pour déterminer si une régression unique est plus efficace que deux régressions distinctes impliquant la division de l'échantillon de données en deux sous-échantillons.

Supposons d'abord que nous modélisons l'ensemble des données de la série chronologique$\{y_t\}$, $t = 1,2, \dots T$ comme un modèle autorégressif $AR(p)$, défini comme suit :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \cdots + \beta_p Y_{t-p} + u_t \quad t \in [1, T] \tag{164}$$

Si nous divisons nos données en deux groupes au point $T_0 \in [1, T]$ qui peut être considéré comme un point potentiel de rupture structurelle, nous aurons deux modèles $AR(p)$ séparés, et qui sont définis comme suit :

$$Y_t = \beta_{10} + \beta_{11} Y_{t-1} + \beta_{12} Y_{t-2} + \cdots + \beta_{1p} Y_{t-p} + u_{1t} \quad t \in [1, T_0] \tag{165}$$

$$Y_t = \beta_{20} + \beta_{21} Y_{t-1} + \beta_{22} Y_{t-2} + \cdots + \beta_{2p} Y_{t-p} + u_{2t} \quad t \in [T_0 + 1, T] \tag{166}$$

L'hypothèse nulle stipule que $\beta_{10} = \beta_{20}, \beta_{11} = \beta_{21}, \dots, \beta_{1p} = \beta_{2p}$, et l'hypothèse alternative affirme qu'au moins une équation n'est pas satisfaite.

La statistique du test de Chow peut être spécifiée comme suit :

$$\frac{\frac{SSR_c - SSR_1 - SSR_2}{K}}{\frac{SSR_1 + SSR_2}{N - 2K}} \tag{166}$$

K est le nombre total des paramètres, SSR_c est la somme des carrés des résidus du modèle total, $SSR_1\ et\ SSR_2$ sont les sommes des carrés des résidus des deux modèles séparés. La statistique de test suit approximativement la distribution de F avec K et $N-2K$ degrés de liberté.

Les résultats du test de CHOW

Les résultats de test de Chow sont présentés dans le Tableau 106. Nous choisissons le janvier 2008 comme la date de rupture et appliquons le test de Chow pour confirmer la présence de rupture. Nous testons l'hypothèse nulle stipule que le processus est stable et il n'y a pas de ruptures.

Chow Breakpoint Test: 2008M01			
F-statistic	3.724030	Prob. F(7,226)	0.0008
Log likelihood ratio	31.94526	Prob. Chi-Square(7)	0.0000
Wald Statistic	47.94502	Prob. Chi-Square(7)	0.0000

Tableau 106. Test de Chow

D'après le test il existe une rupture en janvier 2008 ce qui amène à croire à la non stabilité de la série ce qui confirme l'usage des modèles non linéaires.

Les tests et les estimations

Les tests de rupture structurelle

Pour l'ensemble de l'échantillon, le modèle $AR(5)$ est le mieux adapté selon le critère AIC (Akaike Information Criterion). De plus, il n'y a plus d'autocorrélation dans les résidus du modèle $AR(5)$ ajusté. Le résultat d'estimation de $AR(5)$ est le suivant :

$$y_t = 0.0449 + 0.9252\mathrm{y}_{\mathrm{t}-1} + 0.1649\mathrm{y}_{\mathrm{t}-2} - 0.1255\mathrm{y}_{\mathrm{y}-3} + 0.0569\mathrm{y}_{\mathrm{t}-4} - 0.0311\mathrm{y}_{\mathrm{t}-5} \quad (167)$$

Le test de Bai-Perron est effectué pour tous les points, en supposant que le point de rupture structurel n'est pas connu. Les statistiques F sont calculées sur la base du test de Bai-Perron et les résultats sont présentés dans la Figure 41. Pour déterminer le nombre de points de rupture structurelle, nous trouvons tous les points de rupture possibles et

calculons le critère d'information bayésien (BIC) et la somme des résidus de carrés (RSS) pour chaque modèle segmenté indiqué dans le Tableau 107.

Test de Bai-Perron

Le nombre des points de ruptures						RSS	BIC
m=0						0.05840	-1299.00
m = 1		**2008(1)**				**0.05763**	**-1291.00**
m = 2	**2002(12)**	**2008(1)**				**0.05720**	**-1282.00**
m = 3	2002(12)	2008(1)	2010(12)			0.05691	-1272.00
m = 4	2002(12)	2006(9)	2009(8)	2012(8)		0.05683	-1261.00
m = 5	2002(12)	2006(9)	2009(8)	2012(8)	2016(5)	0.05675	-1251.00

Tableau 107. Le nombre de ruptures avec les RSS et BIC correspondants

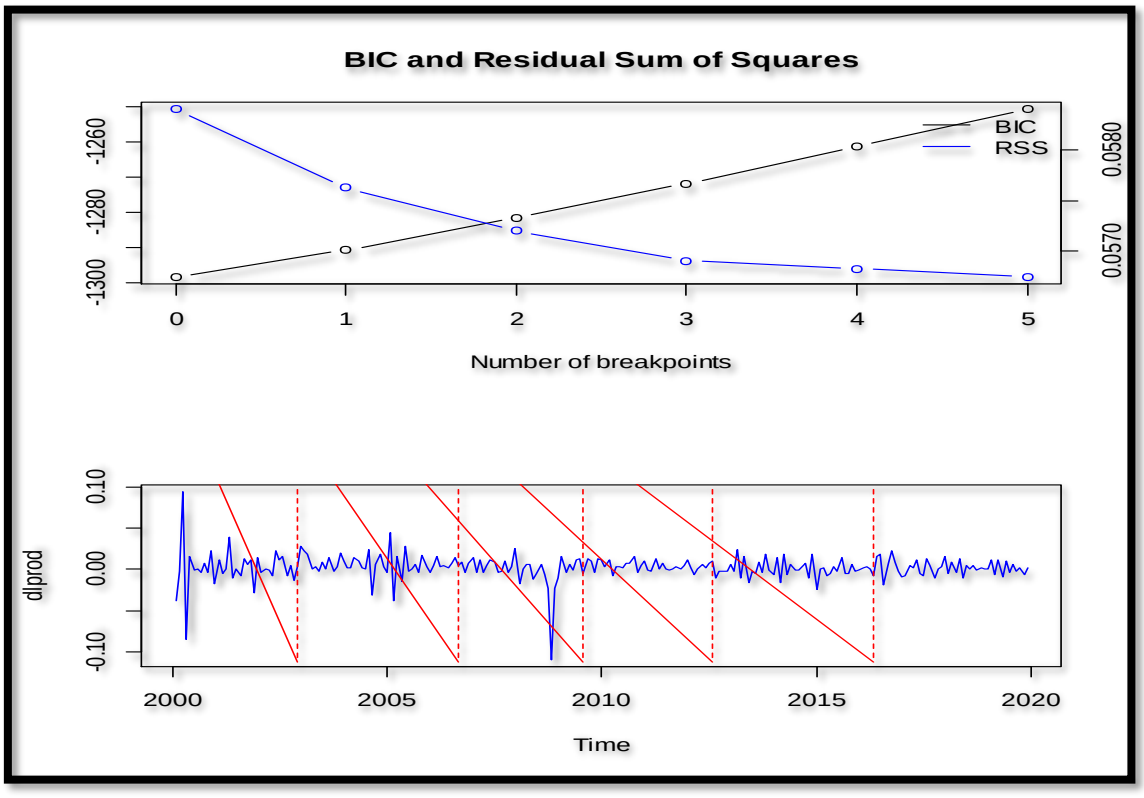


Figure 41. L'indice de production industrielle avec les ruptures

On peut alors conclure que le point de rupture le plus vraisemblable est localisé au mois de Janvier 2008 (01/2008) compte tenu de la plus petite valeur du critère d'information bayésien BIC, de la valeur relativement petite de RSS et de la statistique F la plus significative.

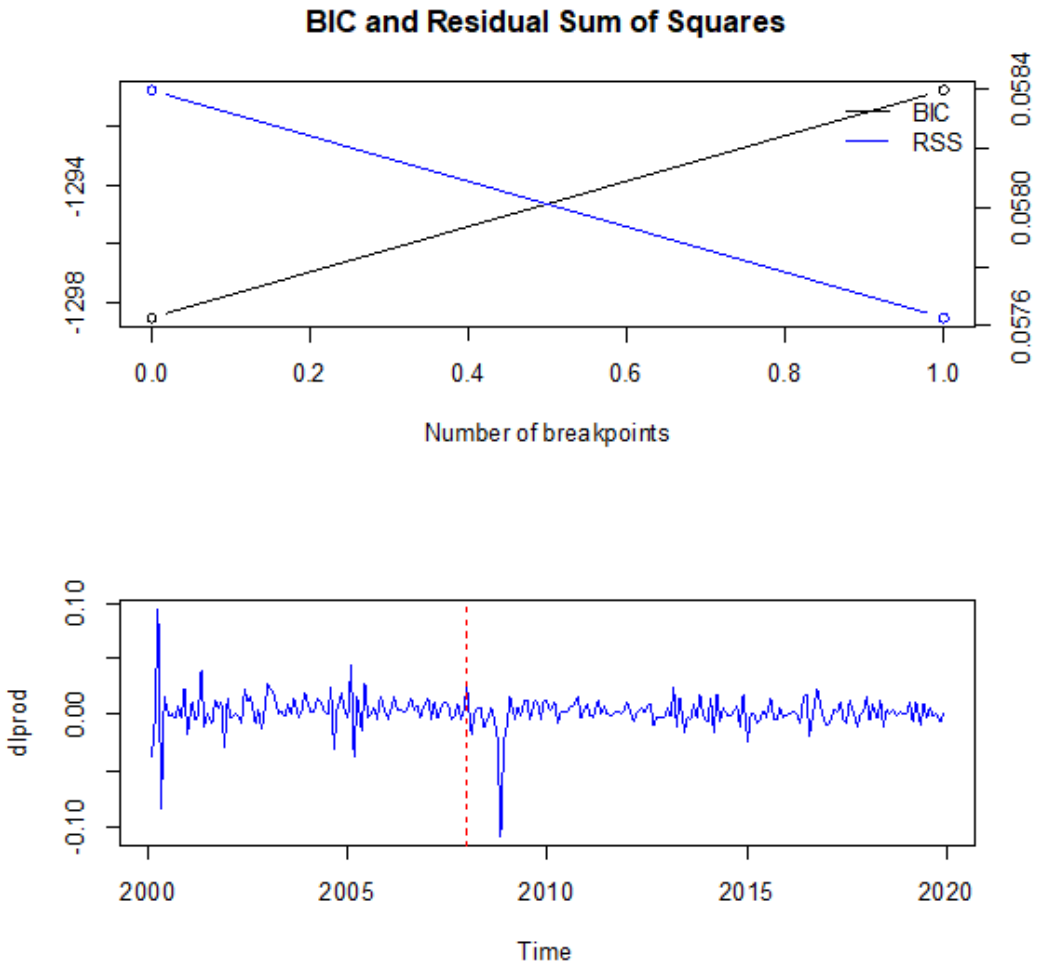


Figure 42. Le point de rupture dans l'indice de production

Tests de linéarité

Afin de tester la linéarité de l'indice de production industrielle, nous allons faire appel aux tests de Keenan et celui du rapport de vraisemblance dont les résultats figurent dans le Tableau 108.

Test	t-stat	p-value	Ordre	Résultat
Test de Keenan	3.9826	0.0472	5	Non-linéarité
Test du rapport de Vraisemblance	11.7652	0.2936	NA	Processus AR linéaire

Tableau 108. Test de linéarité

Selon les résultats du test de Keenan, on peut conclure que la série temporelle de l'indice de production industrielle n'est pas linéaire. Il serait donc judicieux de recourir aux modèles non linéaires à seuils pour modéliser le comportement dynamique de la série temporelle en question.

Dans une première partie, nous devons faire le choix entre **LSTAR** et **ESTAR** en effectuant les tests séquentiels introduits précédemment.

Le Tableau 109 ci-dessous présente les résultats de ces tests.

Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: b1=b2=b3=b4=0	3.609129	(8, 226)	0.0006
H03: b1=b2=b3=0	1.591544	(6, 228)	0.1505
H02: b1=b2=0	1.581667	(4, 230)	0.1800
H01: b1=0	0.993299	(2, 232)	0.3719
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: b3=0	1.594932	(2, 228)	0.2052
H2: b2=0 | b3=0	2.160101	(2, 230)	0.1176
H1: b1=0 | b2=b3=0	0.993299	(2, 232)	0.3719
Escribano-Jorda Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H0L: b2=b4=0	4.911309	(4, 226)	0.0008
H0E: b1=b3=0	4.844977	(4, 226)	0.0009
Recommended model: exponential with nonzero threshold.			

Tableau 109. Test de linéarité et d'évaluation du modèle

D'après les résultats des tests, on peut conclure que le modèle exponentiel ESTAR est le modèle le plus approprié pour modéliser la dynamique de l'indice de production industrielle en Russie. Le modèle LSTAR n'a donc pas été retenu. Procédons alors à l'estimation de modèle ESTAR choisi. Les résultats de cette estimation figurent au Tableau 110.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
DLPROD(-1)	-0.946346	0.154938	-6.107891	0.0000
DLPROD(-2)	-1.564037	1.412822	-1.107031	0.2694
Threshold Variables (nonlinear part)				
DLPROD(-1)	0.937559	0.169291	5.538142	0.0000
DLPROD(-2)	1.615147	1.420233	1.137240	0.2566
Non-Threshold Variables				
C	0.003356	0.001061	3.162066	0.0018
Slopes				
SLOPE	160471.4	106375.6	1.508536	0.1328
Thresholds				
THRESHOLD	-0.001576	0.000624	-2.524544	0.0123

Tableau 110. Estimation du modèle ESTAR (Indice de Production)

Le coefficient gamma a une valeur très élevée : $\gamma = 160471.4$. Cela signifie que la transition d'un régime à l'autre est très brusque. Il est donc fort vraisemblable que le modèle à changement brutal SETAR est le mieux adapté à la modélisation de la dynamique de l'indice de production industrielle en Russie.

I.2.2. Prix de pétrole BRENT :

Si l'on applique le test de Hansen (1999) au prix de pétrole BRENT, on obtient les résultats qui sont présentés dans le Tableau 111.

	Test	P-value
1vs2	14.50169	0.02
1vs3	18.85415	0.08

Tableau 111. Test de Hansen appliqué au Brent

Nous acceptons l'hypothèse H_2: $1vs3$, vu que la probabilité critique est supérieure à 5%. On peut donc conclure que le processus générateur du prix de pétrole est un modèle TAR avec 2 seuils, et donc à 3 régimes.

Procédons alors à l'estimation de ce processus dont les résultats sont présentés par le Tableau 112 :

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)	Significativé
const.L	0.0063319	0.0139198	0.4549	0.6496446	
phiL.1	0.2141885	0.0993987	2.1548	0.0322703	*
phiL.2	-0.0275791	0.0997411	-0.2765	0.7824211	
phiL.3	0.0241349	0.0981411	0.2459	0.805975	
phiL.4	-0.2040984	0.095674	-2.1333	0.0340202	*
phiL.5	0.157873	0.0919439	1.7171	0.0873886	.
phiL.6	-0.0898813	0.127849	-0.703	0.4827891	
const.M	0.0218135	0.0150765	1.4469	0.1493746	
phiM.1	0.3294024	0.1369043	2.4061	0.016959	*
phiM.2	-0.0660195	0.1092638	-0.6042	0.546325	
phiM.3	-0.2061363	0.123603	-1.6677	0.0968054	.
phiM.4	0.0664138	0.1216145	0.5461	0.5855547	
phiM.5	-0.2763667	0.1072884	-2.5759	0.010658	*
phiM.6	-0.4761444	0.4124987	-1.1543	0.2496439	
const.H	-0.0168434	0.0360586	-0.4671	0.6408874	
phiH.1	0.3508731	0.1119288	3.1348	0.0019565	**
phiH.2	0.2529541	0.1428397	1.7709	0.0779754	.
phiH.3	0.110201	0.116378	0.9469	0.3447263	
phiH.4	-0.0012709	0.1204921	-0.0105	0.991594	
phiH.5	0.5934339	0.167786	3.5369	0.0004946	***
phiH.6	-0.1113957	0.3423317	-0.3254	0.7451883	
(Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1)					

Tableau 112.Modèle SETAR du prix du Brent

Nous sélectionnant le modèle qui le critère d'Akaike minimal : $AIC = -1176$. Ce meilleur modèle présente 6 retards. Un autre critère de sélection du meilleur modèle consiste à choisir celui dont le nombre de paramètres significatifs dans chaque régime est le plus important.

En effet, on peut constater que dans le régime bas, les coefficients sont significatifs au retards 1,4,5 avec le risque de première espèce 5 et 10% respectivement. Cela signifie que le prix du pétrole retardé de 1,4 et 5 a un impact sur ce prix à l'instant t. D'autre part, dans le régime intermédiaire, les retards 1,3,5 sont significatifs, alors dans le régime haut, les retards 1,2 et 5 sont également significatifs. On peut donc conclure qu'il y a un phénomène de persistance jusqu'à 5 mois de retard de l'effet de tout choc subi par le prix

de pétrole, et ce quel que soit le régime (bas, intermédiaire, haut) dans lequel le prix de pétrole se situe.

On peut ainsi présenter ce modèle SETART à 3 régimes sous la forme suivante :

$$X_{t-1} = \begin{cases} 0.00633 + 0.21419X_{t-0} + \cdots + \varepsilon_t & si\ Z_t \leq -0.00861 \\ 0.0218135 + 0.3294X_{t-0} + \cdots + \varepsilon_t & si -0.00861 < Z_t < 0.0688 \\ -0.0168434 + 0.3508731X_{t-0} + \cdots + \varepsilon_t & si\ Z_t > 0.0688 \end{cases} \quad (168)$$

Où $Z_t = X_{t-5}$

Les seuils de modèle SETAR sont déterminés en minimisant la somme des carrés des résidus (SCR) comme cela est présenté par le Tableau 113.

Les seuils			
thDelay	th1	th2	SCR
5	-0.00861399	0.06889125	1.43842532

Tableau 113.Les seuils du modèle SETAR du prix du pétrole Brent

Afin de mieux visualiser ces 3 régimes qui caractérisent l'évolution du prix de pétrole, ainsi que les seuils déterminés par la somme des carrés des résidus (SCR), nous présentons la représentation graphique de la Figure 43 ci-dessous où le prix du pétrole est en différence première.

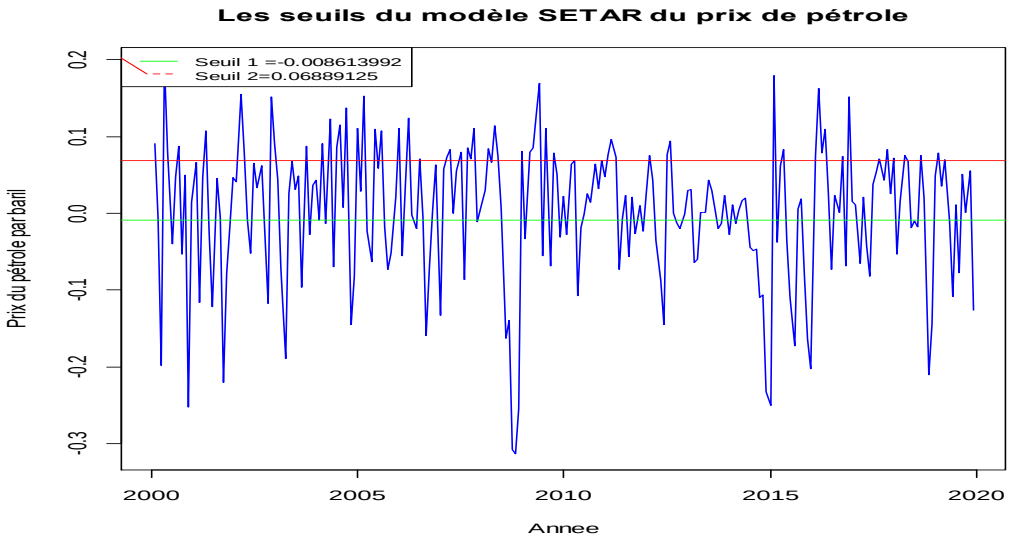


Figure 43.L'évolution du rendement du prix pétrolier en fonction des seuils.

On constate que si le rendement du prix du Brent dépasse le seuil -0.00861, nous sommes en régime bas. Si le rendement du prix se trouve entre le seuils -0.00861 et 0.0688, nous sommes en régime intermédiaire, alors que lorsque le rendement dépasse 0.0688, le processus passe au régime haut.

Afin d'identifier la répartition des observations en fonction de régime (bas, intermédiaire, haut), on se base sur les paramètres statistiques présentés au Tableau 114.

Low regime	38.2%
Middle regime	**36.05%**
High regime:	**25.75%**
Residuals:	
Min	-0.2356114
1Q	-0.0414628
Median	0.0097924
3Q	0.0513362
Max	0.2033862
Fit:	
residuals variance	0.006019
AIC	-1176
MAPE	235.8%

Tableau 114. Les paramètres statistiques du modèle.

On peut donc conclure que dans 38.2% de temps, le prix du pétrole se trouve dans le régime bas, alors que ce prix se trouve dans 36.05% et 25.75% de temps respectivement en régime intermédiaire et en régime haut.

I.2.3. Taux de change Rouble/Dollar

Comme effectué précédemment, nous recourons au test de Hansen (1999) pour identifier le nombre de régimes d'un modèle non linéaire à seuil (SETAR). Le test de Hansen (1999) est basé sur 3 les hypothèses suivantes :

1) **Test 1vs2**: Linear AR versus 1 threshold TAR
2) **Test 1vs3**: Linear AR versus 2 threshold TAR
3) **Test 2vs3**: 1 threshold TAR versus 2 threshold TAR

Le Tableau 115 ci-dessous présente les résultats de test.

Var	Test	P-value
Dlrub		
1vs2	37.07	0.0
1vs3	39.32	0.00
2vs3	1.94	0.98

Tableau 115.Test de Hansen du rouble[16]

Pour le 2 premiers tests, on rejette l'hypothèse nulle (p-value<5%), et on conclue donc qu'il y a un modèle TAR avec 1 ou 2 seuils. Le troisième test est le test de spécification qui permet de détecter s'il s'agit d'un modèle à 2 ou 3 régimes, ou avec 1 ou 2 seuils. Comme l'hypothèse de la présence d'1 seuil est acceptée, il s'agit donc d'un modèle à 2 régimes. Les résultats de l'estimation d'un modèle SETAR à 2 régimes pour le taux de change du rouble face au dollar américain sont présentés par le Tableau 116:

[16] Estimé dans le logiciel R avec le package (tsDyn)

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(>|t|)	Significativité
const.L	-0.0010989	0.0045914	-0.2393	0.811059	
phiL.1	0.2393114	0.094429	2.5343	0.011941	*
phiL.2	0.022785	0.1017647	0.2239	0.823037	
phiL.3	-0.0621081	0.0906214	-0.6854	0.493817	
phiL.4	-0.2564976	0.0922386	-2.7808	0.005878	**
phiL.5	0.1916975	0.1019244	1.8808	0.061282	.
const.H	-0.0029259	0.0028999	-1.009	0.314057	
phiH.1	0.2880088	0.1006524	2.8614	0.004611	**
phiH.2	0.1663764	0.0982193	1.6939	0.09165	.
phiH.3	-0.1110963	0.0999947	-1.111	0.267734	
phiH.4	0.1165719	0.1142521	1.0203	0.30867	
phiH.5	-0.0631115	0.096521	-0.6539	0.513862	

(Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1)

Tableau 116. Modèle SETAR du cours du Rouble

Nous retenons le modèle avec le critère d'Akaike faible : $AIC = -1581$. Le meilleur modèle est celui qui présente 5 retards dans sa structure et dont le nombre de paramètres significatifs dans chaque régime est le plus important. Compte tenu de l'importance du prix de pétrole pour l'économie de la Russie, nous avons choisi le prix du pétrole comme variable de transition.

Nous avons estimé un modèle à 2 régimes. On peut constater que dans le régime bas, les coefficients sont significatifs aux retards 1,4,5 avec un risque de première espèce de 5 et 10% respectivement. Cela signifie que le prix du pétrole retardé de 1,4,5 périodes a un effet sur le taux de change du rouble au temps t. Dans le régime haut, les retards 1 et 2 sont significatifs.

On peut alors présenter le modèle SETAR estimé sous la forme suivante :

$$X_{t-1} = \begin{cases} -0.0010989 + 0.2393114X_{t-0} + \cdots + \varepsilon_t \;\; si \;\; Z_t \leq -0.0187 \\ -0.0029259 + 0.2880088X_{t-0} + \cdots + \varepsilon_t \; si \; Z_t > -0.0187 \end{cases} \quad (169)$$

Où $Z_t = Dlbrent_t$

Nous pouvons présenter graphiquement à la Figure 44 ci-dessous l'évolution du rendement du rouble et du prix du pétrole avec le seuil ayant impact sur le cours du rouble. On constate que si le rendement du prix du Brent est inférieur au seuil -0.0187, le cours

du rouble est en régime bas, alors que lorsque le rendement est supérieur au seuil -0.0187, le cours du rouble passe au régime haut.

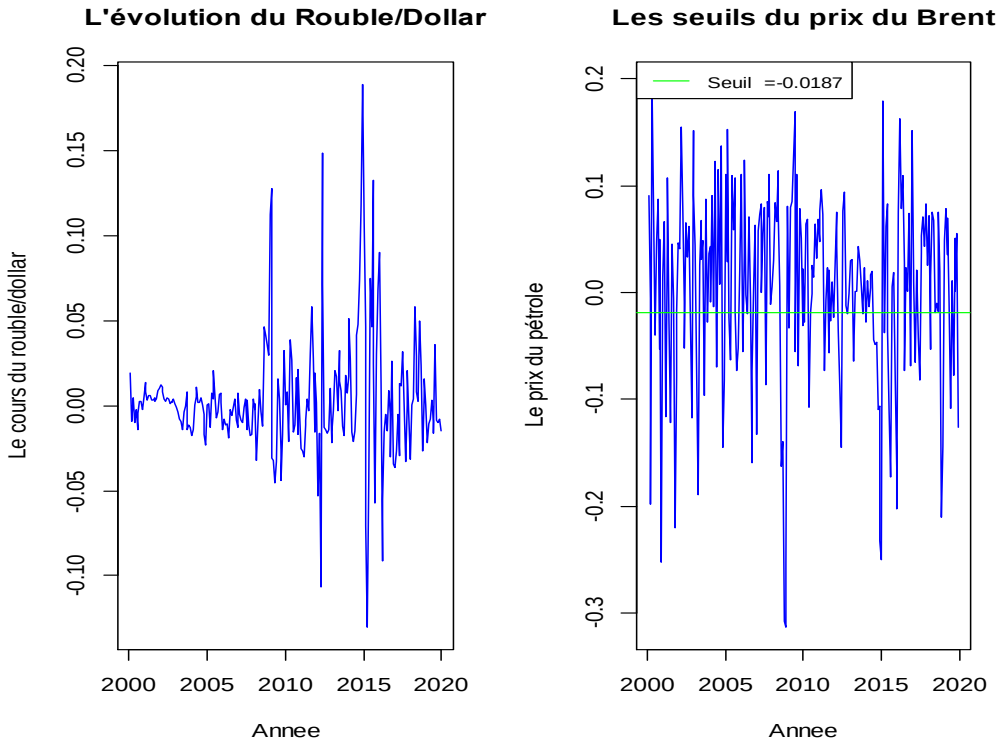


Figure 44.L'évolution du rendement du cours du Rouble, et du prix du pétrole avec des seuils .

Les paramètres statistiques du modèle nous indiquent la répartition des observations en fonction des régimes. Ainsi, le cours du rouble se trouve dans le régime bas dans 32.91% de temps et dans le régime haut 67.09%.

Le récapitulatif des paramètres statistiques est présenté dans Tableau 117 ci-dessous.

Low regime	32.91%
High regime:	**67.09%**
Residuals:	
Min	-0.1474535
1Q	-0.009869
Median	0.0030019
3Q	0.0155961
Max	0.1425861
Fit:	
residuals variance	0.0012
AIC	-1581
MAPE	118%

Tableau 117.Les paramètres statistiques du modèle

Conclusion :

La modélisation des séries temporelles du prix de pétrole et du taux de change du rouble à l'aide des modèles SETAR ont mis en évidence la pertinence de prendre en compte l'existence de plusieurs régimes (haut, bas et intermédiaire) dans la dynamique des processus générateurs de ces séries. L'estimation des modèles SETAR a mis en évidence les différents seuils qui permettent d'établir une distinction claire entre les régimes (haut, bas et intermédiaire), et qui permettent aux agents économiques d'anticiper le déclenchent du passage d'un régime à l'autre. Ce qui plaide en faveur de l'approche non linéaire pur modéliser ces séries temporelles sujettes à des chocs exogènes plus ou moins extrêmes qui peuvent remettre en question l'hypothèse de linéarité de leur comportement dynamique.

I.3. Nature de la transition pour le rouble et le RTS.

Les modèles estimés dans la section précédente sont des modèles à seuil mais dont le changement est brusque et abrupt. Nous nous proposons dans cette section, dans un premier temps, d'estimer des modèles à seuil mais dont la fonction de transition est lisse. Il s'agit respectivement du modèle à seuil à une fonction de transition logistique noté (**LSTAR**) ou à une fonction de transition exponentielle noté (**ESTAR**). Dans un deuxième temps, nous procèderons à une comparaison entre les 2 classes de modèles qui diffèrent par leur modalité de changement (brutale ou lisse).

I.3.1. Le taux de change du Rouble/Dollar

Avant de procéder à l'estimation d'un modèles de transition lisse (Smooth Transition AutoRegressive ou STAR), nous devons faire le choix entre un modèle logistique et un modèle exponentiel sur la base de tests statistiques : les tests de linéarité, les tests séquentiels de Terasvirta , et les tests d'Escribano-Jorda dont les résultats sont présentés dans le Tableau 118 ci-dessous.

Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: b1=b2=b3=b4=0	7.483021	(8, 227)	0.0000
H03: b1=b2=b3=0	8.033842	(6, 229)	0.0000
H02: b1=b2=0	2.593309	(4, 231)	0.0373
H01: b1=0	1.601710	(2, 233)	0.2038
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: b3=0	18.14500	(2, 229)	0.0000
H2: b2=0 | b3=0	3.549851	(2, 231)	0.0303
H1: b1=0 | b2=b3=0	1.601710	(2, 233)	0.2038
Escribano-Jorda Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H0L: b2=b4=0	9.300800	(4, 227)	0.0000
H0E: b1=b3=0	1.983432	(4, 227)	0.0979
Recommended model: **exponential** with zero threshold.			

Tableau 118.Les tests de linéarités

Les résultats de cette batterie de tests plaident en faveur d'un modèle STAR avec une fonction de transition exponentielle, un modèle ESTAR. En choisissant le prix du pétrole Brent comme variable de transition, l'estimation du modèle ESTAR pour le taux de change du rouble est représentée dans le Tableau 119 ci-dessous :

Transition function: Exponential				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	0.001310	0.002451	0.534274	0.5937
DLBRENT	-0.043959	0.033489	-1.312638	0.1906
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	0.007159	0.006859	1.043678	0.2977
DLBRENT	-0.366820	0.068027	-5.392301	0.0000
Slopes				
SLOPE	555.0999	267.1782	2.077639	0.0388
Thresholds				
THRESHOLD	0.003081	0.004747	0.649034	0.5170

Tableau 119. Le modèle ESTAR (Rouble-Brent)

La spécification de modèle est représentée par l'équation suivante :

$$DLRUB_USD = (0.001310 - 0.043959 * DLBRENT) + (0.007159 - 0.36682042 * DLBRENT) * \left(1. - @EXP(-555.0998 * (DLRUB_USD(-2) - 0.003081)^2)\right) \quad (170)$$

Le coefficient de vitesse de transition est très forte ($\gamma = 555.09$), donc la transition d'un régime à l'autre passe de manière plutôt brusque. Nous pouvons supposer que le modèle à transition brutale est préférable au modèle lisse. La variable de seuil est égale à 0.0003. Cela signifie que lorsque le rendement du rouble devient supérieur à cette valeur, le processus passe dans un autre régime.

I.3.2 l'indice RTS

Nous recourons à la même démarche pour la modélisation de l'indice RTS en choisissant le prix du pétrole Brent comme variable de transition. Ainsi, nous devons faire le choix entre un modèle logistique et un modèle exponentiel sur la base de tests statistiques : les

tests de linéarité, les tests séquentiels de Terasvirta, et les tests d'Escribano-Jorda dont les résultats sont présentés dans le Tableau 120 ci-dessous.

Linearity Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H04: b1=b2=b3=b4=0	2.092149	(8, 227)	0.0375
H03: b1=b2=b3=0	2.714941	(6, 229)	0.0145
H02: b1=b2=0	3.458602	(4, 231)	0.0091
H01: b1=0	4.174003	(2, 233)	0.0166
Terasvirta Sequential Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H3: b3=0	1.214757	(2, 229)	0.2987
H2: b2=0 | b3=0	2.682905	(2, 231)	0.0705
H1: b1=0 | b2=b3=0	4.174003	(2, 233)	0.0166
. Pr(H1) <= Pr(H2)			
Escribano-Jorda Tests			
Null Hypothesis	F-statistic	d.f.	p-value
H0L: b2=b4=0	0.190118	(4, 227)	0.9434
H0E: b1=b3=0	3.120237	(4, 227)	0.0159
Recommended model: first-order **logistic** with zero threshold.			

Tableau 120. Test de linéarité

Les résultats de la batterie de tests utilisés nous permettent un modèle STAR avec la fonction de transition logistique (LSTAR) comme modèle à seuil régissant le comportement de l'indice RTS. Les résultats de l'estimation de ce modèle LSTAR sont représenté dans le Tableau 121:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Threshold Variables (linear part)				
C	0.011623	0.013209	0.879964	0.3798
DLBRENT	0.696074	0.237753	2.927721	0.0038
Threshold Variables (nonlinear part)				
C	-0.007714	0.034745	-0.222017	0.8245
DLBRENT	-1.078544	0.920535	-1.171650	0.2425
Slopes				
SLOPE	9.981707	11.08794	0.900231	0.3689
Thresholds				
THRESHOLD	0.092095	0.154567	0.595827	0.5519

Tableau 121. Le modèle LSTAR

L'estimation du modèle LSTAR pour l'indice RTS peut spécifiée par l'équation suivante :

$$DLRTS = (0.0116 + 0.6960 * DLBRENT) + (-0.0077 - 1.0785 * DLBRENT) * @LOGIT\big(9.9817 * (DLRTS(-2) - 0.09209)\big) \quad (171)$$

Puisque la valeur du coefficient de la vitesse de transition est assez faible ($\gamma = 9.98$), on peut conclure que la transition d'un régime à l'autre se déroule de de manière lisse et non de façon brusque. Ce qui confirme le fait que le modèle à transition lisse est préférable au modèle brutal de type SETAR. La variable de seuil est égale à 0.09. Ce qui signifie que dès que le rendement de l'indice RTS passe au-dessus de cette valeur, le processus passe dans l'autre régime.

Conclusion :

Les modèles à seuil nous ont permis de détecter l'existence des seuils à partir desquels on assiste à des changements des régimes des processus générateurs des séries temporelles du Rouble, Brent et de l'indice RTS.

Ainsi, dans le cadre d'un modèle à changement brusque de type SETAR, le prix du pétrole passe d'un régime bas vers un régime haut en franchissant des seuils. Quand le prix du pétrole franchit le seuil bas, les forces de marché permettent de créer un mouvement haussier et de déplacer le prix vers le haut. A l'opposé, en franchissant le seuil supérieur, le prix entame une dynamique baissière. C'est un comportement du retour vers la moyenne (mean reverting). Le même comportement a pu être observé dans l'évolution du taux de change rouble-dollar.

Dans ces modèles à transition lisse, l'estimation du paramètre γ qui régit la vitesse de transition d'un régime vers un autre nous a permis de distinguer 2 dynamiques différentes. Ainsi, lorsque la valeur du paramètre γ est élevée, le modèle SETAR est préférable à un modèle de transition souple, puisqu'une telle valeur plaide en faveur d'une transition brusque. C'est le cas pour le taux de change du rouble.

A l'opposé, lorsque la valeur du paramètre γ est faible, le modèle à transition lisse est préférable au modèle à transition brutale de type SETAR. C'est le cas pour l'indice boursier RTS pour lequel le meilleur modèle est un modèle LSTAR

Section 2. Les modèles à changement de régime markoviens (Regime switching models)

Afin de mieux appréhender la structure non linéaire des séries temporelles analysées ci-dessus, nous faisons appel dans le cadre de cette section aux modèles de changement de régime markoviens (markov switching models).

Les modèles de changement de régime ont été introduits par Hamilton (1989). Dans ses travaux, cet auteur a fait appel à ces modèles pour modéliser les cycles conjoncturels. Il a pu mettre en évidence l'existence des asymétries cycliques dans le PIB américain entre les phases de récession et les phases d'expansion. Ces modèles ont été ensuite largement utilisées dans la littérature empirique. Rautureau (2004), en étudiant le taux d'intérêt en France, a montré que l'emploi des modèles à chaîne de Markov s'accompagne d'une meilleure validation statistique de la théorie des anticipations rationnelles.

Goute, Zou (2011) ont étudié les taux de change à l'aide du modèle Markov-Switching et le modèle CIR (Cox-Ingersol-Ross). Les auteurs trouvent que les modèles à changement de régime ont de meilleures performances dans l'ajustement du taux de change comparativement aux modèles qui ne changent pas de régime.

Basher et al. (2015) ont utilisé un modèle de changement de régime markovien aux taux de change des pays exportateurs/importateurs de pétrole. Les auteurs ont montré que ce modèle permet de capter les non-linéarités et mieux expliquer les variations des taux de change provoqués par les chocs pétroliers.

Les modèles à changement de régime peuvent sans aucun doute nous apporter des informations supplémentaires quant à la dynamique non linéaire de l'indice de production industrielle, du prix de pétrole BRENT, du rouble russe, et de l'indice RTS analysée dans la section précédente à partir des modèles à seuil. En effet, les modèles à changement de régime markovien permettent d'analyser les asymétries potentielles pouvant exister dans les fluctuations de ces variables économiques, et déterminer les différents régimes dans

lesquels ces variables peuvent fluctuer, ainsi que les probabilités de transition entre ces régimes.

II.2 Evidence empirique

L'analyse empirique sera réalisée sur des données mensuelles allant de la période de Janvier 2000 à Décembre 2019. Nous n'avons considéré l'année 2000 compte tenu de l'impact du Covid qui aurait fortement perturbé les résultats de nos estimations.

Notons que Lbrent, Lrts, Lrub, Lprod correspondent respectivement au prix de pétrole, à l'indice RTS, aux taux de change du rouble-dollar américain, et à l'indice de production en transformation logarithmique. La transformation logarithmique permet de stabiliser la variance des données.

Le Tableau 122 suivant donne les statistiques descriptives des variables. D'après les statistiques Jarque-Bera, aucune de ces variables ne suit la distribution normale.

	LRUB	LBRENT	LRTS	LPROD
Mean	3.574497	4.050116	6.798948	4.474466
Median	3.427500	4.130491	7.026311	4.533964
Maximum	4.346625	4.897087	7.807868	4.708761
Minimum	3.150618	2.923162	4.964871	4.091929
Std. Dev.	0.340809	0.506729	0.692090	0.173761
Skewness	0.969105	-0.320327	-1.047676	-0.734509
Kurtosis	2.287400	2.080127	3.196315	2.391501
Jarque-Bera	42.64456	12.56603	44.29038	25.28284
Probability	0.000000	0.001868	0.000000	0.000003
Sum	857.8793	972.0279	1631.748	1073.872
Sum Sq. Dev.	27.76006	61.36912	114.4784	7.216099
Observations	240	240	240	240

Tableau 122. La statistique descriptive des séries étudiées, 01/2000-12/2019

La représentation graphique de la figure 45 suivant met en évidence l'évolution du pétrole, du rouble, de l'indice de production industrielle, de l'indice RTS.

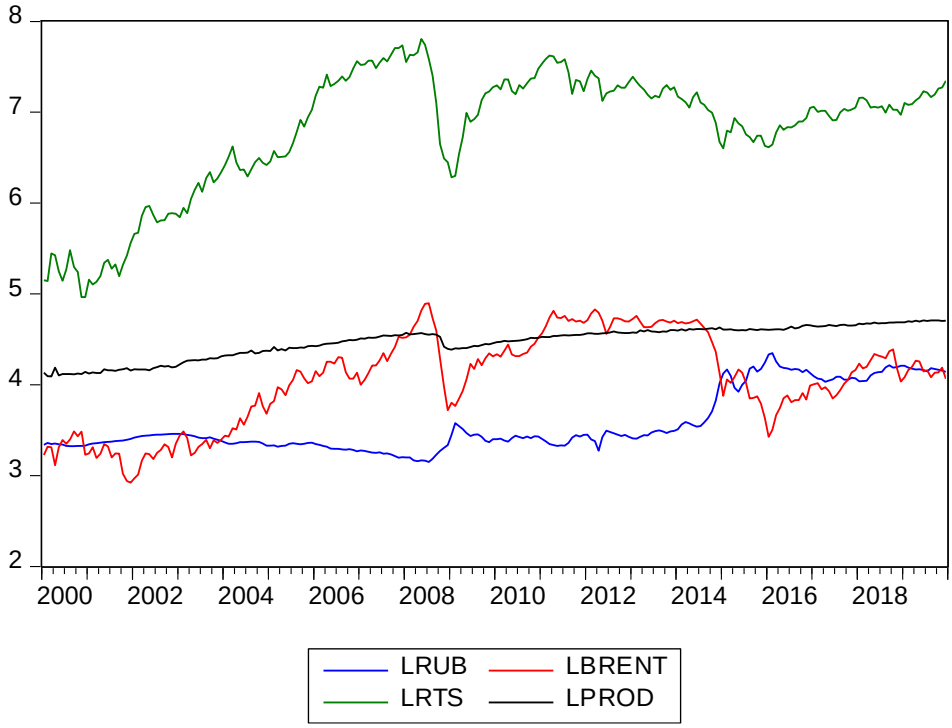


Figure 45. L'évolution du rouble, de l'indice RTS, de l'indice de production en fonction du prix du pétrole Brent

Nous commençons notre analyse par l'analyse de la stationnarité de ces variables en recours au test de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF).

Le Tableau 123 présente le résultat du test de Dickey-Fuller augmenté appliqué sur les variables en niveau et en différence première.

On peut conclure que pour les variables en niveau, l'hypothèse nulle de racine unitaire ne peut pas être rejetée à 5% de risque, alors que le prix de pétrole, l'indice RTS, le rouble et l'indice de production industrielle sont stationnaires en différence première.

La variable en niveau			**La variable en différence première**		
	t-stat	**p-value**		**t-stat**	**p-value**
Lbrent	-1.998215	0.2876	**Dlbrent**	-12.28407	0.0000*
Lrts	-2.346315	0.1584	**Dlrts**	-12.52132	0.0000*
Lrub	-0.685664	0.8470	**Dlrub**	-11.45047	0.0000*
Lprod	-1.464121	0.5502	**Dlprod**	-19.56272	0.0000*

Tableau 123.Test de Dickey-Fuller Augmenté (: les variables stationnaires)*

Après s'être assurés de la stationnarité de nos variables en différence première, nous recourons à la modalisation de changement de régime markovien pour analyser la relation entre le rouble et le prix du pétrole.

II.2.1. Cas du Rouble/Dollar

Le modèle Markov-switching du cours du rouble a la forme suivante :

$$dl(Rouble_t) = \begin{cases} c_1 + \beta_{11} dl(Brent_t) + \beta_{21} dl(Brent_{t-1}) + \epsilon_{1t} \;\; si\; s = 1 \\ c_2 + \beta_{12} dl(Brent_t) + \beta_{22} dl(Brent_{t-1}) + \epsilon_{2t} \;\; si\; s = 2 \\ c_3 + \beta_{13} dl(Brent_t) + \beta_{23} dl(Brent_{t-1}) + \epsilon_{3t} \;\; si\; s = 3 \end{cases} \quad (172)$$

Où s représentent les 3 régimes que nous avons supposé pouvoir décrire la relation entre le taux de change du Rouble et le prix du pétrole BRENT.

Les résultats de l'estimation de ce modèle à 3 régimes sont présentés dans le Tableau 124 :

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	Regime 1			
C	0.000461	0.001449	0.317751	0.7507
DLBRENT	-0.068738	0.017298	-3.973817	0.0001
DLBRENT(-1)	-0.039756	0.017598	-2.259108	0.0239
	Regime 2			
C	0.096364	0.011146	8.645203	0.0000
DLBRENT	-0.302977	0.065718	-4.610275	0.0000
DLBRENT(-1)	-0.071095	0.066671	-1.066347	0.2863
	Regime 3			
C	-0.016900	0.007743	-2.182524	0.0291
DLBRENT	-0.381271	0.048775	-7.817002	0.0000
DLBRENT(-1)	-0.225396	0.053380	-4.222478	0.0000
	Common			
LOG(SIGMA)	-3.942361	0.048427	-81.40842	0.0000
	Transition Matrix Parameters			
P11-C	4.504523	0.781684	5.762589	0.0000
P12-C	-0.754934	1.335281	-0.565375	0.5718
P21-C	-22.36098	16765.28	-0.001334	0.9989
P22-C	-1.096108	0.847915	-1.292710	0.1961
P31-C	-1.417985	0.739917	-1.916411	0.0553
P32-C	-1.082138	0.669774	-1.615676	0.1062

Tableau 124.Le modèle Markov-Switching, Rouble/Dollar

Nous constatons que dans le régime 1, le prix du pétrole Brent est significatif ainsi que sa valeur retardée d'une période. Dans le régime 2, le Brent est significatif, mais pas au retard 1. Dans le 3ème régime, le prix pétrolier et sa valeur retardée sont significatifs. Donc On peut donc conclure que dans les 3 régimes, le prix du pétrole a un impact sur le taux de change du rouble face au dollar.

Il nous faut donc la dynamique de transition d'un état (régime) vers un autre en faisant appel à la matrice de transition qui gouverne le comportement du rouble/dollar. Rappelons que la matrice de transition représente les probabilités de passer d'un régime à un autre.

On note $p_{ij} = P(S_{t+1} = j | S_t = i)$, ce qui signifie la probabilité de transition de l'état i vers l'état j, où i, j sont des lignes et des colonnes. On obtient la matrice :

$$P = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} \end{pmatrix} \quad (173)$$

P(i, k) = P(s(t) = k | s(t-1) = i) (row = i / column = j)			
	1	2	3
1	0.984003	0.005115	0.010882
2	1.46E-10	0.250470	0.749530
3	0.153188	0.214329	0.632482

Tableau 125. La matrice de transitions du rouble

L'estimation de la matrice de transition montre que la probabilité de rester dans l'état 1 est de 0.9. Elle est donc très élevée. A l'opposé, la probabilité de passer de l'état 1 à l'état 2 est très faible puisqu'elle ne dépasse guère les 0.005. En outre, la probabilité de passer de l'état 2 à 3 est de 0.75. Elle est donc également très élevée.

Nous pouvons remarquer que la probabilité de passer de l'état 2 à l'état 1 est très faible : 1.46e-10.

Concernant le régime 3, les probabilités de transiter vers les états 1 et 2 sont faibles ou modérées (0.15, 0.21, respectivement). La probabilité de non-transition est assez élevée :0.63.

Nous pouvons donc conclure que le cours du rouble a une forte probabilité de rester dans le régime 1 (0.9). Mais, s'il arrive à passer du régime 1 vers le régime 2, la probabilité de transition du régime 2 vers le régime 3 sera très forte (0.75).

Les probabilités de régimes

Afin de mieux visualiser les 3 régimes ainsi que la dynamique des transitions d'un régime vers un autre avec les probabilités de transition associées nous faisons appel à la représentation graphique de la Figure 46 ci-dessous.

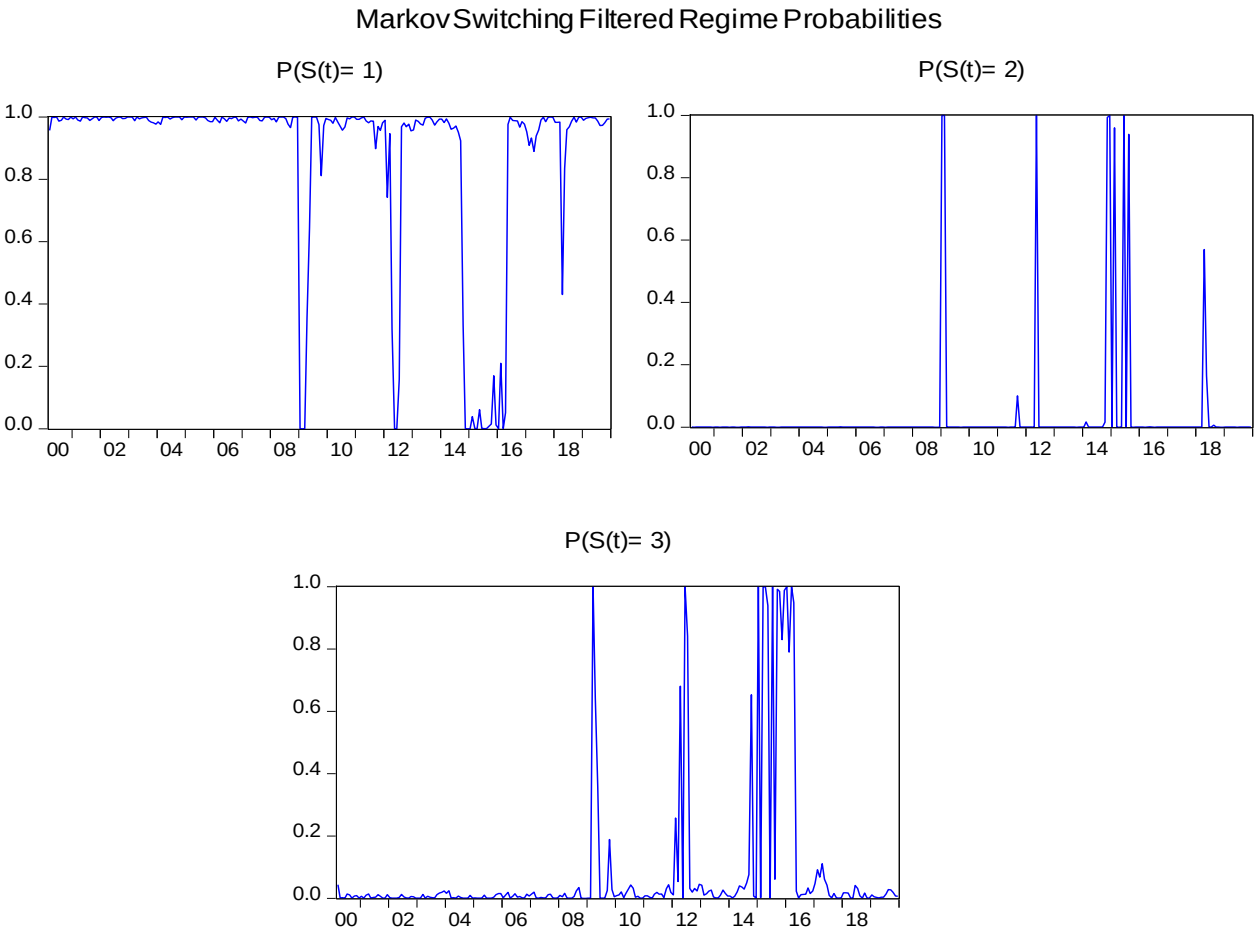


Figure 46. Les probabilités des régimes du rouble

Si l'on analyse les données historiques pour pouvoir identifier les périodes pendant lesquelles nous avons pu assister à des changements de régime, nous constatons que le régime 1 (S(t)=1) correspond aux périodes calmes pendant lesquelles le prix du pétrole était situé sur une dynamique haussière, où sa volatilité a été très faible. Ce qui a fortement contribué à une relative stabilité du taux de change du rouble russe. A l'opposé, les

régimes 2 (S(t)=2) et 3 (S(t)=3) correspondent à périodes des fortes fluctuations correspondant à la période de crise des subprimes 2008 et au choc pétrolier de 2014. En effet, les deux crises de 2008 et 2014 ont consisté en une baisse spectaculaire du prix de pétrole à la suite de 2 chocs macroéconomiques de grande ampleur. Ainsi, en 2008 on a assisté à un krach financier mondial à la suite de la crise des subprimes qui s'est traduit par un choc de demande négatif sur le marché de pétrole. Par contre, en 2014 on a assisté à un choc d'offre positif sur le marché de pétrole à la suite de l'émergence du pétrole de schiste américain permettant aux Etats Unis de devenir le premier producteur du pétrole au monde avant l'Arabie Saoudite et la Russie. Compte tenu des liens très forts qui relient le prix du pétrole au taux de change du rouble, à l'instar de la monnaie de tous les pays exportateurs du pétrole, les deux chocs pétroliers de 2008 et 2014 ont eu un impact négatif de forte intensité, et de grande ampleur sur le rouble. Ce qui explique le fait que les régimes 2 et 3 identifiés ci-dessus, correspondant à ces 2 périodes historiques de forte volatilité du prix de pétrole, aient pu consister en de fortes fluctuations du rouble russe.

II.2.2 Cas de l'indice RTS

Nous recourons à la modélisation de changement de régime markovien pour analyser la relation entre l'indice RTS et le prix du pétrole.
L'estimation du modèle à changement de régime markovien a deux régimes de l'indice RTS est présenté ci-dessous :

$$dl(RTS_t) = \begin{cases} c_1 + \beta_{11} dl(Brent_t) + \beta_{21} dl(Brent_{t-1}) + \epsilon_{1t} \;\; si\; s = 1 \\ c_2 + \beta_{12} dl(Brent_t) + \beta_{22} dl(Brent_{t-1}) + \epsilon_{2t} \;\; si\; s = 2 \end{cases} \quad (174)$$

Les résultats de cette estimation sont présentés dans le Tableau 126 ci-dessous :

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	Regime 1			
C	0.015628	0.007546	2.071113	0.0383
DLBRENT	0.303370	0.075808	4.001802	0.0001
DLBRENT(-1)	-0.094775	0.085917	-1.103106	0.2700
	Regime 2			
C	-0.032530	0.035707	-0.911030	0.3623
DLBRENT	0.664364	0.200391	3.315344	0.0009
DLBRENT(-1)	1.171811	0.320778	3.653027	0.0003
	Common			
LOG(SIGMA)	-2.522122	0.054945	-45.90277	0.0000
	Transition Matrix Parameters			
P11-C	1.931605	0.642505	3.006363	0.0026
P21-C	1.112597	0.907241	1.226352	0.2201

Tableau 126. Le modèle Markow-Switching, l'indice RTS

D'après les résultats, on constate qu'en régime 1, le prix du pétrole a un impact significatif sur l'indice RTS contemporain alors que sa valeur retardée d'une période n'a aucun impact. A l'opposé, en régime 2, le prix du pétrole contemporain et retardé d'une seule période ont un impact significatif sur l'indice RTS. Afin d'appréhender la dynamique de transition d'un régime à l'autre, nous recourons à l'analyse de la matrice des probabilités de transition dont les résultats figurent au Tableau 127 suivant :

P(i, k) = P(s(t) = k | s(t-1) = i) (row = i / column = j)		
	1	2
1	0.873427	0.126573
2	0.752613	0.247387

Tableau 127 .La matrice de transitions, RTS

La probabilité la plus élevé est $p_{11} = 0.87$. C'est une probabilité de non transition qui signifie que l'indice RTS reste la majorité du temps dans le régime 1.

La probabilité de $p_{12} = 0.13$ signifie que l'indice RTS a une probabilité d'accomplir une transition du régime 1 au régime 2 qui ne dépasse guère les 13%.

La probabilité de $p_{21} = 0.75$ signifie que l'indice RTS a une probabilité de 75% d'accomplir une transition du régime 2 vers le régime 1.

La probabilité de $p_{22} = 0.25$, donc l'indice RTS a une probabilité de 25 % de rester dans le régime 2.

Autrement dit, pour l'indice RTS être dans le régime 1 est la règle alors qu'être dans le régime 2 serait l'exception. Les probabilités de ces régimes représentées par la Figure 47 peuvent nous apporter plus d'informations.

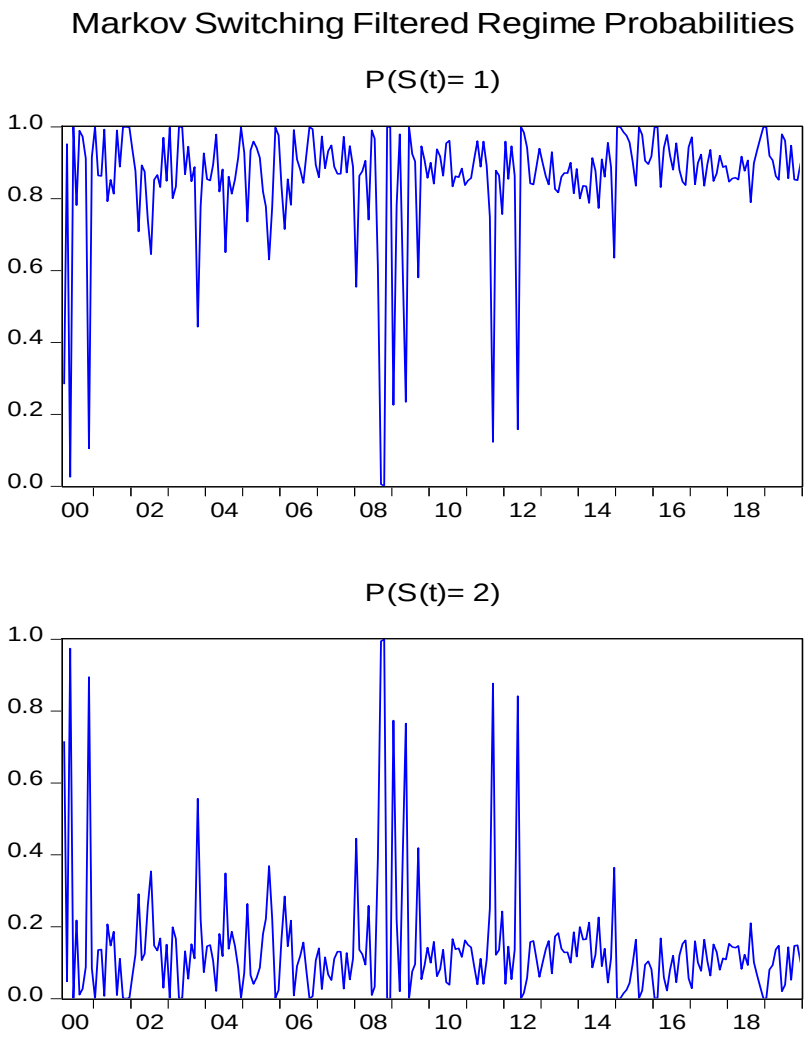


Figure 47. Les probabilités de transition du RTS

Compte tenu des informations apportées par les probabilités de ces régimes, nous pouvons conclure que le régime 1 correspond aux périodes calmes sur le marché financier de la Russie, alors que le régime 2 traduit des périodes de fortes turbulences qui résultant des différents chocs pouvant bouleverser les anticipations des investisseurs et augmenter ainsi de façon considérable la volatilité de l'indice RTS.

II.2.3 L'indice de production industrielle :

Nous faisons appel à la modélisation de changement de régime markovien pour analyser la relation entre l'indice de production industrielle et le prix du pétrole Brent.

L'estimation du modèle à changement de régime markovien a deux régimes de l'indice de production industriel est présenté ci-dessous :

$$dl(Production_t) = \begin{cases} c_1 + \beta_{11} dl(Brent_t) + \beta_{21} dl(Brent_{t-1}) + \epsilon_{1t} \;\; si\; s = 1 \\ c_2 + \beta_{12} dl(Brent_t) + \beta_{22} dl(Brent_{t-1}) + \epsilon_{2t} \;\; si\; s = 2 \\ c_3 + \beta_{13} dl(Brent_t) + \beta_{23} dl(Brent_{t-1}) + \epsilon_{3t} \;\; si\; s = 3 \end{cases} \quad (175)$$

Les résultats de cette estimation de ce modèle avec une hypothèse de 3 régimes figurent au Tableau 127Tableau 128 :

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
	Regime 1			
C	0.002594	0.000680	3.814549	0.0001
DLBRENT	0.002023	0.008030	0.251907	0.8011
DLBRENT(-1)	0.025019	0.007931	3.154646	0.0016
	Regime 2			
C	0.018680	0.006316	2.957700	0.0031
DLBRENT	-0.390802	0.034409	-11.35756	0.0000
DLBRENT(-1)	0.138980	0.051458	2.700838	0.0069
	Regime 3			
C	0.012457	0.006921	1.799992	0.0719
DLBRENT	0.183964	0.081300	2.262775	0.0236
DLBRENT(-1)	0.208903	0.086978	2.401798	0.0163
	Common			
LOG(SIGMA)	-4.657400	0.050305	-92.58323	0.0000
	Transition Matrix Parameters			
P11-C	3.525012	0.632655	5.571778	0.0000
P12-C	-1.352448	1.223931	-1.105004	0.2692
P21-C	17.80255	825.9750	0.021553	0.9828
P22-C	17.13768	825.9748	0.020748	0.9834
P31-C	96.05934	242.1427	0.396705	0.6916
P32-C	94.63147	242.1427	0.390809	0.6959

Tableau 128. Le modèle MS de l'indice de production.

Dans les 3 régimes, les résultats montrent que le prix du pétrole a un impact significatif sur l'indice de production industrielle. Cet impact est enregistré de manière contemporaine (sauf au régime 1), et lorsque le prix du pétrole est retardé d'une période. La dynamique de transition entre les différents régimes peut être approximée par les probabilités de transition dont la matrice est présentée dans Tableau 129:

P(i, k) = P(s(t) = k | s(t-1) = i) (row = i / column = j)			
	1	2	3
1	0.964257	0.007344	0.028399
2	0.660353	0.339647	1.23E-08
3	0.806568	0.193432	0.000000

Tableau 129. La matrice des probabilités de transition de l'indice de production.

On peut noter que la probabilité de non transition et donc de rester dans le régime 1 a la valeur la plus élevée (0.96). En outre, les probabilités de passer des régimes 2 et 3 vers le régime 1 sont respectivement (0.66 et 0.80).

Afin d'avoir davantage d'informations, nous recourons aux probabilités de ce différents régimes représentées par la Figure 48:

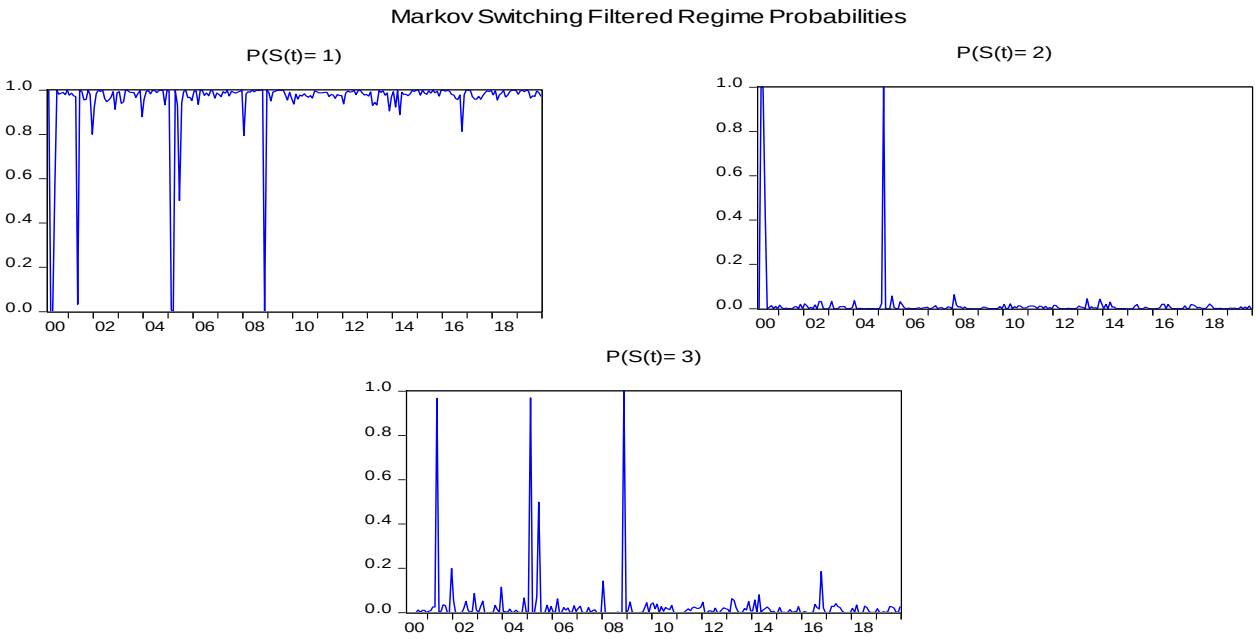


Figure 48. Les probabilités de transition de l'indice de production

D'après la représentation graphique ci-dessus, l'indice de production est relativement stable sur toute la période analysée bien qu'il puisse enregistrer des transitions du régime 1 vers les 2 autre régimes en cas des chocs. Mais, on peut noter qu'après chaque transition, l'indice de production industrielle a une forte proportion de revenir vers son état initial qui correspond au régime 1.

Cet impact du prix de pétrole Brent sur le niveau de production industrielle en Russie s'explique par la place centrale qu'occupe le secteur de production des hydrocarbures, et

les branches industrielles qui l'approvisionnent en équipements et en logistique de transport, dans le secteur manufacturier de la Russie.

II.2.4 Conclusion

Nous avons mobilisé les modèles à changement de régimes markovien (regime switching) afin de modéliser l'impact du prix de pétrole sur le taux de change rouble, sur l'indice RTS et sur l'indice de production de production de la Russie. Les résultats empiriques obtenus ont montré que l'hypothèse d'une non linéarité de cet impact est une hypothèse qui méritait d'être explorée. En effet, nous avons pu constater que la relation entre le prix de pétrole d'un côté et le rouble, l'indice RTS, et l'indice de production industrielle de l'autre, était caractérisée par l'existence de différents régimes et donc avait un caractère non linéaire. A la suite de chocs sur le marché de pétrole, de demande comme en 2008 ou d'offre comme en 2014, cette relation enregistrait des transitions d'un régime vers un autre avec des probabilités de transition spécifiques.

Ainsi, nous avons pu mettre en évidence que le rouble restait longtemps dans le régime 1, et qu'à la suite de chocs sur le marché de pétrole, il pouvant enregistrer une transition de ce régime vers des régimes 2 et 3 caractérisés par de fortes volatilités.

Quant à l'indice RTS, nous avons pu montrer qu'il avait une forte propension à revenir vers le régime 1 après chaque transition vers le régime 2 enregistrée à la suite de chocs pétroliers. Enfin, nous avons mis en évidence la relative stabilité de l'indice de production au sein du régime 1 et sa forte propension à y rester qui peut parfois être interrompue par des brèves transitions vers d'autres régimes plus volatils à la suite de chocs pétroliers. Cette section nous a donc permis de mieux comprendre les effets non linéaires des chocs pétroliers sur le cours du rouble, sur l'indice boursier RTS et sur l'indice de production industrielle. Cette non linéarité se traduit par la transition de la relation entre le prix du pétrole et les différences variables entre plusieurs régimes. Chaque transition est gouvernée par une probabilité d'occurrence qui lui est spécifique.

Section 3. Analyse temps-fréquence : Approche par les ondelettes

Dans le cadre de cette section, nous allons explorer l'apport éventuel d'une analyse dans le domaine temps-fréquence grâce à la transformée en ondelettes, de la relation du prix de pétrole BRENT sur le PIB de la Russie de 2003Q1 à 2019Q4.

Mais, dans une première partie, nous recourons à une analyse de cette relation dans le domaine temporel de 2003Q1 à 2019Q4.

I.3 Analyse de la relation BRENT-PIB dans le domaine temporel :

Nous faisons appel au test de cointégration d'Engle-Granger (1987) pour analyser la relation de long terme entre le BRENT et le PIB russe. Les résultats de l'estimation de la relation de long terme entre les variables transformées par le logarithme sont présentés dans le Tableau 130:

Var dep : LGDP				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.57272	0.290684	77.65387	0.0000
LBRENT	0.952808	0.069024	13.80399	0.0000

Tableau 130.Estimation de la relation de long terme entre PIB et BRENT

Le test de racine unitaire appliqué aux résidus notés (ECT) de la relation de long terme montrent que ces résidus sont non stationnaires selon les valeurs critiques de Engle et Yoo (1987) ; $-2{,}67 > 3.37$.

Statistique de Dickey-Fuller	-2.67
Valeur critique	-3.37

Tableau 131. Estimation de la relation de long terme entre PIB et BRENT (Test d'ADF sur les résidus)

Mais, l'examen visuel de ces résidus (ECT) montrent la présence d'une tendance linéaire.

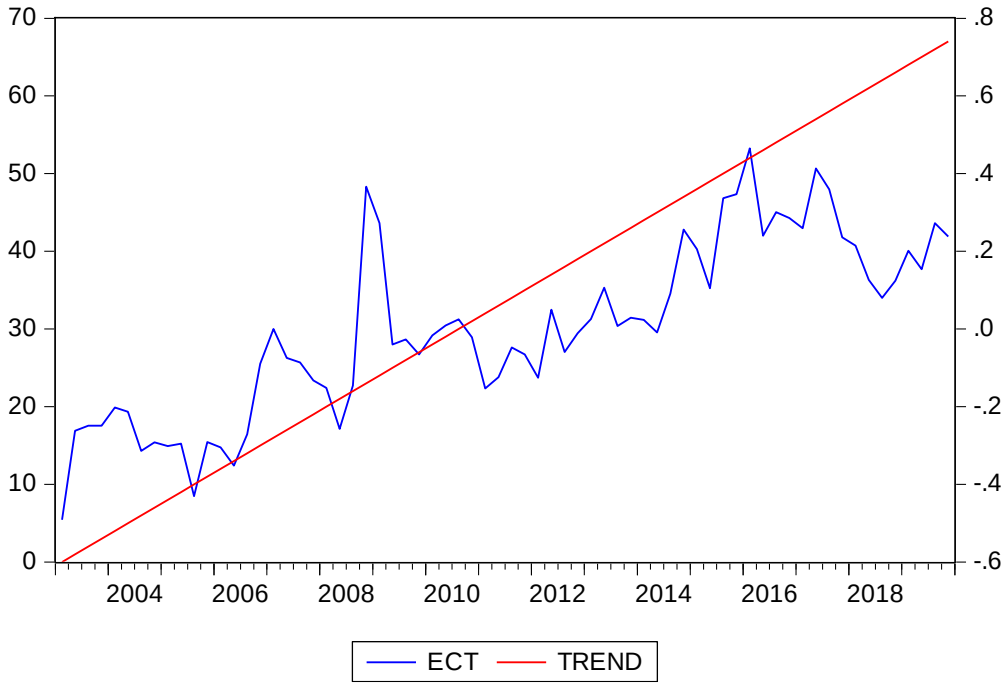


Figure 49. Les résidus du modèle

Nous décidons alors de prendre en compte la présence de cette tendance linéaire et effectuer à nouveau l'estimation de la relation de long terme entre le prix du pétrole BRUT et le PIB russe dont les résultats figurant au Tableau 132.

Var dep : LGDP				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	22.81770	0.147896	154.2819	0.0000
LBRENT	0.812396	0.036300	22.38031	0.0000
TREND	0.010259	0.000737	13.91491	0.0000

Tableau 132. La 2ème estimation de la relation entre BRUT et PIB russe

Comme le montre la Figure 50, et comme le confirme le test de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté, les résidus (ECT2) de la nouvelle estimation sont stationnaires.

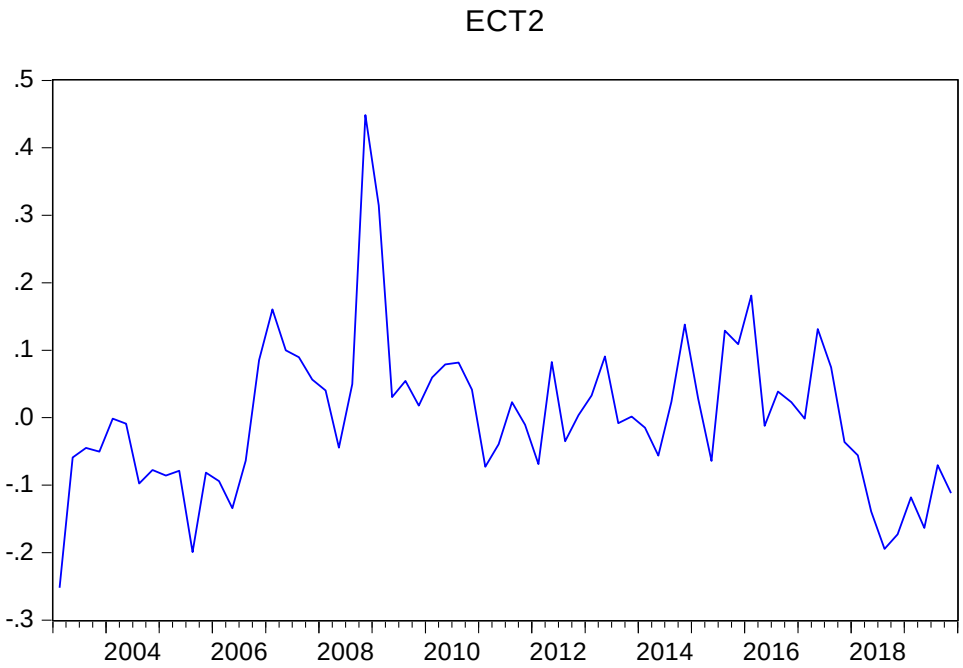


Figure 50.Les résidus (ECT2) de l'estimation de la relation BRUT-PIB

On peut donc conclure qu'il y a bien une relation de cointégration linéaire entre le prix du pétrole BRENT et le PIB de la Russie.

L'estimation d'un modèle à correction d'erreur représentée par le Tableau 133:

Var dep : DGDP				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013497	0.006213	2.172470	0.0337
DBRENT	0.327885	0.040567	8.082581	0.0000
DGDP(-1)	0.052883	0.087158	0.606752	0.5463
DBRENT(-1)	0.219142	0.059106	3.707637	0.0005
ECT2(-1)	-0.169281	0.068814	-2.459976	0.0167

Tableau 133.Estimation d'un modèle à correction d'erreur

Le terme de correction d'erreur note (ECT2) est significativement différent de zéro et a un signe négatif. La significativité et le signe négatif de ce terme montrent qu'à la suite d'un choc sur le prix du pétrole, il y a une rupture de la relation d'équilibre entre les deux variables. Mais, cette rupture sera de courte durée puisqu'il y a une force de rappel qui permet un retour vers cette relation d'équilibre. La vitesse d'ajustement que représente la valeur 0.17 montre qu'il faut approximativement 6 mois pour que le choc soit amorti. Il en découle que la relation de long terme est stable entre le prix du pétrole et le PIB russe

bien qu'on puisse assister à court terme à des déviations à cause de chocs exogènes que pourrait subir le prix du pétrole BRUT.

Afin d'explorer la dynamique de court terme, nous faisons appel au test de causalité au sens de Granger. Mais, il faut au préalable définir le nombre de retards nous permettant d'appliquer ce test. Selon les résultats du Tableau 134, et sur la base de la minimisation du critère d'information d'Akaike, on sélectionne le retard 1,

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	96.28172	NA	0.000140	-3.195991	-3.125566	-3.168500
1	122.0956	49.00268*	6.70e-05*	-3.935445*	-3.724170*	-3.852972*
2	123.1678	1.962655	7.40e-05	-3.836198	-3.484073	-3.698742
3	126.9796	6.719019	7.46e-05	-3.829816	-3.336841	-3.637379
4	127.8180	1.421139	8.33e-05	-3.722646	-3.088821	-3.475226
5	130.7852	4.827947	8.66e-05	-3.687635	-2.912960	-3.385233
6	131.5927	1.259072	9.70e-05	-3.579413	-2.663888	-3.222029
7	134.6198	4.515057	0.000101	-3.546434	-2.490059	-3.134068
8	136.9432	3.307815	0.000108	-3.489599	-2.292374	-3.022250

Tableau 134.Sélection du nombre de retards dans le cadre d'un modèle VAR

Une fois avoir sélectionné le retard 1, on applique le test de Granger aux 2 variables analysées. Les résultats de ce test figurant au Tableau 135.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLBRENT does not Granger Cause DLGDP	66	33.6888	2.E-07
DLGDP does not Granger Cause DLBRENT		2.00365	0.1618

Tableau 135.Test de Granger BRENT vs PIB russe

Selon les résultats ci-dessus, on peut conclure que le prix du pétrole BRENT cause au sens de Granger le PIB russe ($Prob = 2.E - 07 < 0.05$). Ce qui met en évidence la forte dépendance des performances de l'économie de la Russie du prix international du pétrole.

Ces résultats issus du test de causalité de Granger sont confirmés respectivement par les fonctions de réponses impulsionnelles et par la décomposition de la variance de l'erreur de prévision présentées dans la Figure 51 et Figure 52.

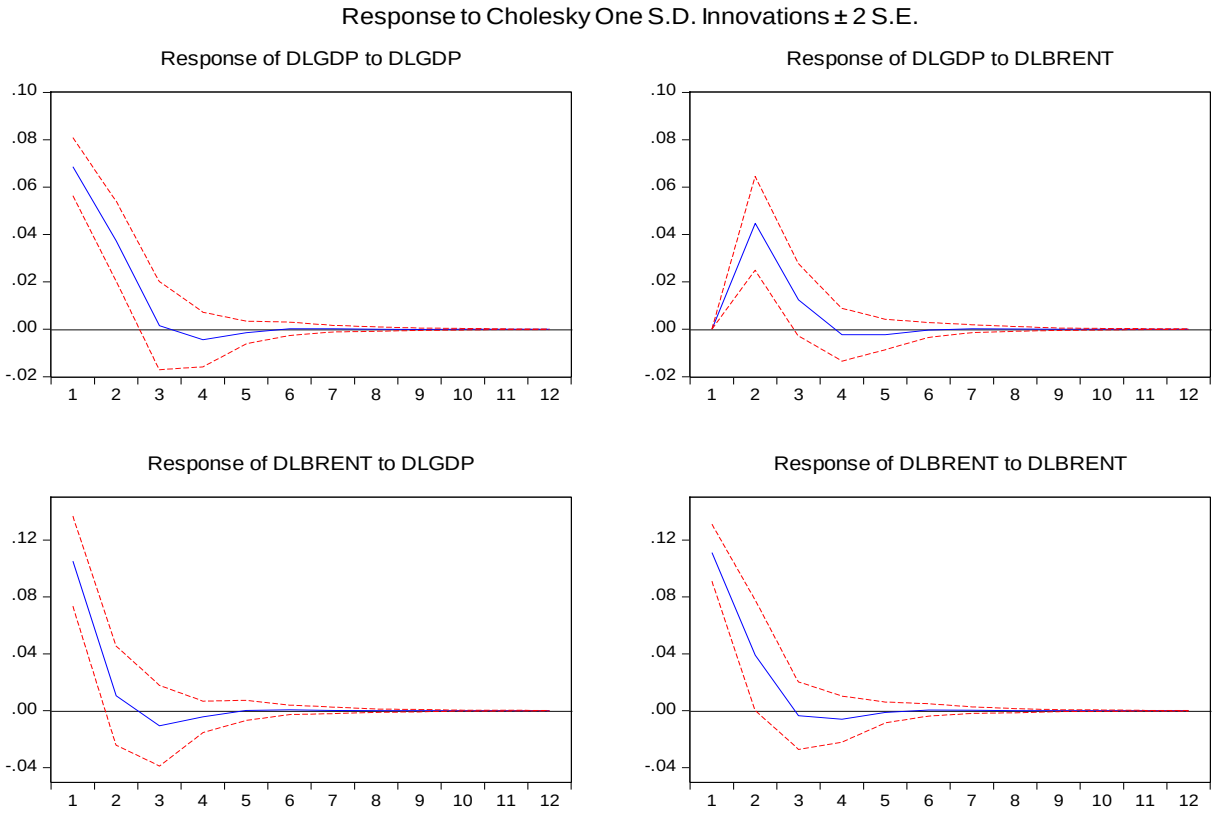


Figure 51.la fonction de réponse impulsionnelle BRENT vs PIB russe

Variance Decomposition

Variance Decomposition of DLGDP:

Period	S.E.	DLGDP	DLBRENT
1	0.068627	100.0000	0.000000
2	0.089991	75.31982	24.68018
3	0.090855	73.92117	26.07883
4	0.090990	73.93386	26.06614
5	0.091029	73.89518	26.10482
6	0.091030	73.89434	26.10566
7	0.091030	73.89415	26.10585
8	0.091030	73.89408	26.10592
9	0.091030	73.89408	26.10592
10	0.091030	73.89408	26.10592

Variance Decomposition of DLBRENT:

Period	S.E.	DLGDP	DLBRENT
1	0.153149	47.23505	52.76495
2	0.158390	44.60150	55.39850
3	0.158787	44.82911	55.17089
4	0.158959	44.80572	55.19428
5	0.158964	44.80317	55.19683
6	0.158966	44.80363	55.19637
7	0.158966	44.80354	55.19646
8	0.158966	44.80354	55.19646
9	0.158966	44.80354	55.19646
10	0.158966	44.80354	55.19646

Figure 52.Décomposition de la variance de l'erreur de prévision BRENT vs PIB russe

II.3 Analyse de la relation BRENT-PIB dans le domaine temps-fréquence :

Dans le cadre de notre thèse, nous faisons appel à l'ondelette symmlet (symlet 8) pour décomposer les 2 séries temporelles du PIB russe et du prix de pétrole Brent en données

trimestrielles. Il s'agit de filtres d'ondelettes symétriques et orthogonaux qui ont une phase linéaire, et suffisamment longs afin d'éviter des artefacts indésirables dans les séries filtrées.

Les 2 séries temporelles sont décomposées en un ensemble de 5 composantes orthogonales. Les composantes D1, D2, D3, D4 correspondent aux différentes bandes de fréquence de ces séries temporelles, qui représentent la déviation de la tendance. La composante fréquentielle A4 représente la tendance de long terme.

Les Figure 53 et Figure 54 suivantes représentent respectivement la décomposition de niveau 4 du prix de pétrole BRENT et du PIB russe.
Nous rappelons que les D1, D2, D3, D4 représentent les détails ou les déviations de la tendance de long terme représentée par l'approximation A4. Sur une base dyadique, les détails représentent respectivement des horizons temporels de 2-4 trimestres, 4-8 trimestres, 8-16 trimestres, et 16-32 trimestres. Les 32 trimestres représentent "borne" supérieure de l'intervalle temporal représentant le cycle des affaires selon l'approche de Burns et Mitchell(1946). L'approximation A4 représente l'horizon temporal au-delà de 32 trimestres, c'est à dire la tendance de long terme.

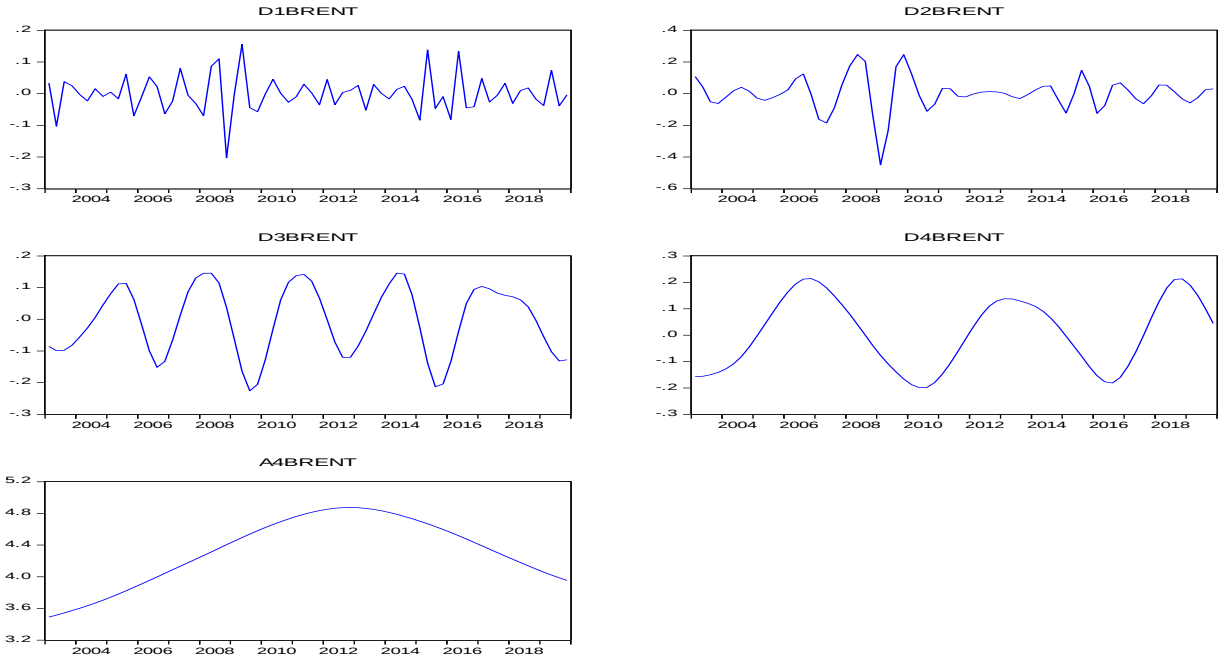


Figure 53.Décomposition en ondelettes du BRENT

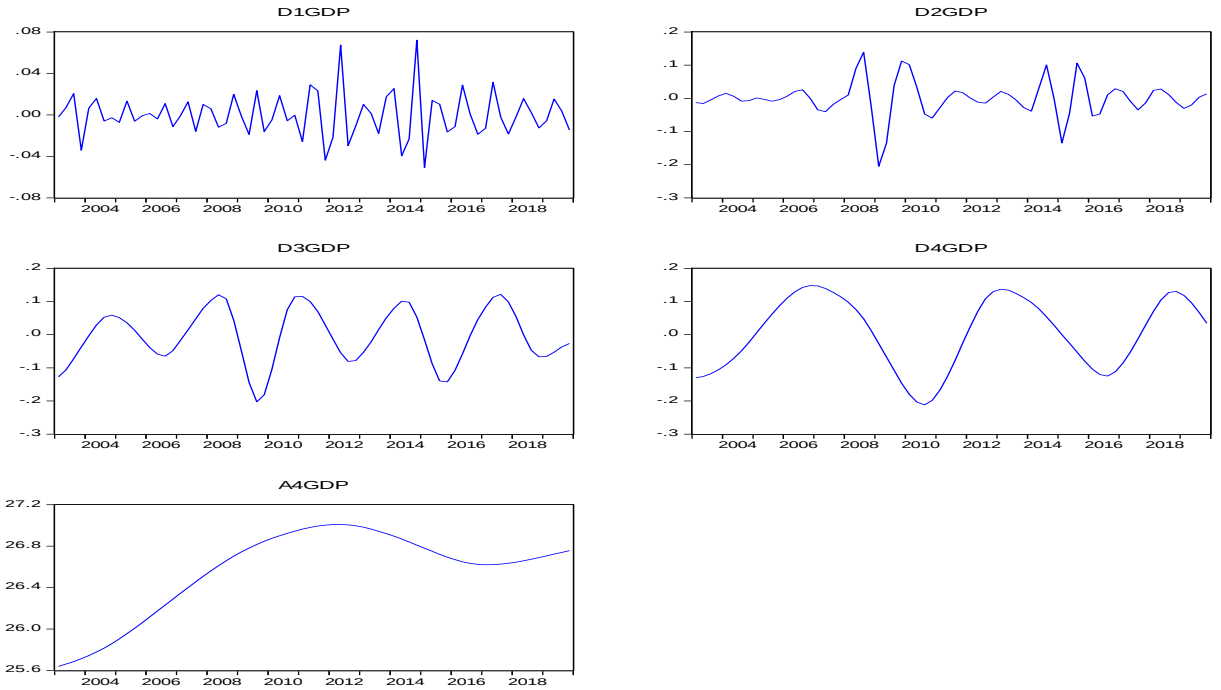


Figure 54.Décomposition en ondelettes du BRENT

Une fois avoir décomposé les deux séries temporelles du prix de pétrole BRENT et du PIB russe, nous recourons au test de causalité de Granger afin d'explorer la dynamique

des comouvements entre les 2 variables dans le domaine du temps-fréquence. Pour avoir une structure de retard qui peut capter cette dynamique de 2 à 32 trimestres, nous avons décidé d'utiliser 12 retards.

Les résultats du test de Causalité au sens de Granger effectué bande de fréquence par bande de fréquences sont représentés par le Tableau 136:

Echantillon	Hypothèse nulle	Statistique-F	Probabilité critique
2003Q1 2019Q4	D1GDP does not Granger Cause D1BRENT	2.62355	0.0152
	D1BRENT does not Granger Cause D1GDP	1.45219	0.1957
2003Q1 2019Q4	D2GDP does not Granger Cause D2BRENT	13.3453	4.E-09
	D2BRENT does not Granger Cause D2GDP	12.2640	1.E-08
2003Q1 2019Q4	D3BRENT does not Granger Cause D3GDP	12.7350	8.E-09
	D3GDP does not Granger Cause D3BRENT	12.2549	1.E-08
2003Q1 2019Q4	D4GDP does not Granger Cause D4BRENT	1.80503	0.0916
	D4BRENT does not Granger Cause D4GDP	2.68004	0.0135

Significativité à 5% : Si la probabilité critique <0.05 : H0 est rejetée

Tableau 136. Test de causalité de Granger

On peut donc conclure que pour les bandes de fréquences D2, D3 et D4 qui correspondent respectivement aux horizons temporels 4-8, 8-16 et 16-32 trimestres, il y a une relation bidirectionnelle entre le prix du pétrole (Brent) et le PIB de la Russie (GDP). Par contre, pour la bande de fréquence D1 correspondant à l'horizon temporel de 2-4 trimestres, les résultats montrent une causalité allant du PIB de la Russie vers le prix du pétrole. Rappelons que la bande D1 contient tous les événements dont l'occurrence a lieu à une fréquence infra-annuelle. Il s'agit de l'ensemble des événements de haute fréquence pouvant impacter les 2 séries temporels (bruit, saisonnalité, ruptures, changement de régime, effet GARCH).

Ensuite, on se propose d'analyser la dynamique cyclique de la relation entre le prix du pétrole BRENT et le PIB de la Russie. Les travaux de Yogo (2008), de Ahamada and Jolivadt (2010), de Benhmad (2013) s'inscrivent dans ce cadre d'approximation du cycle des affaires par la transformée en ondelettes des séries temporelles économiques et

financières. En effet, la décomposition en ondelettes ont montré des performances comparables aux célèbres approches d'extraction de tendance comme les filtres de Hodrick-Prescott(1997) and de Baxter-king(1999) et de Christiano-Fitzgerald(2003).

Pour cela, nous nous inspirons de l'extraction du cycle des affaires par le filtre Hodrick-Prescott (1997) dont la figure suivante représente son application à la série temporelle du PIB russe (LGDP) :

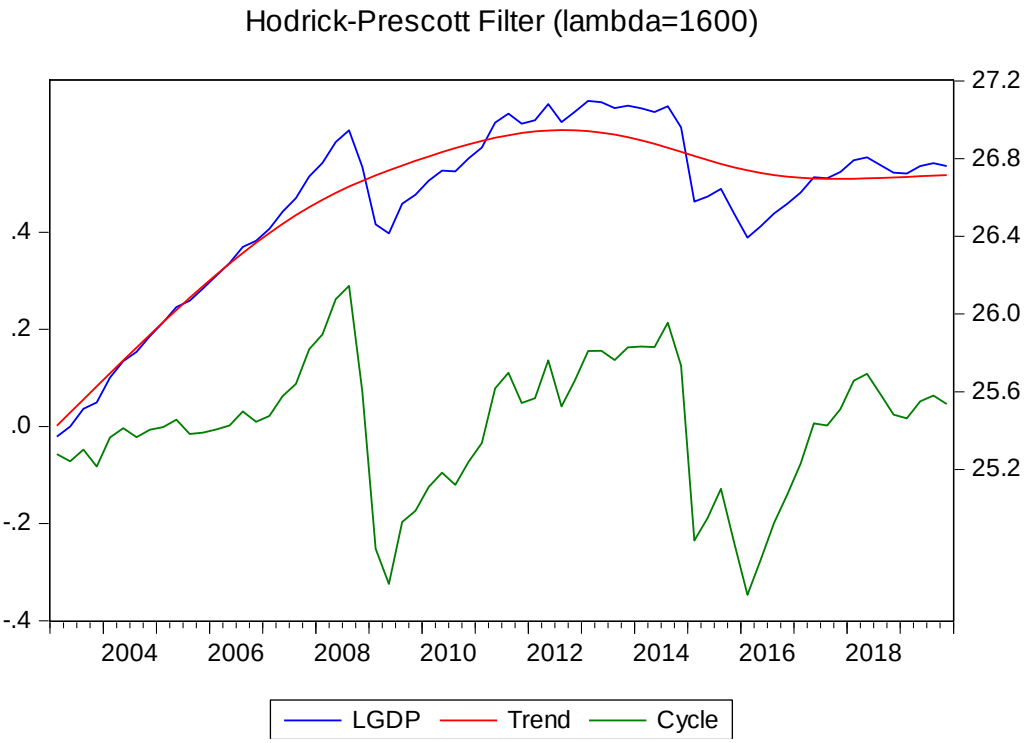


Figure 55. Le filtre Hodrick-Prescott

Comme introduit dans les sections ci-dessus, l'extraction du cycle des affaires par le filtre des ondelettes se base sur la sommation des composantes fréquentielles D2, D3 et D4 correspondant à une bande de fréquence allant de 4 à 32 trimestres. La composante D1 allant de 2 à 4 mois représentant le bruit de haute fréquence.

Ainsi, les cycle du PIB russe du prix de pétrole BRUT extraits par le filtre des ondelettes sont respectivement notés Wgdpcycle et Wbrentcycle.

Les 2 figures : Figure 56 et Figure 57 suivantes représentent une comparaison entre les cycles du PIB russe et du BRENT respectivement extraits par le filtre des ondelettes et le filtre de Hodrick-Prescott (1997).

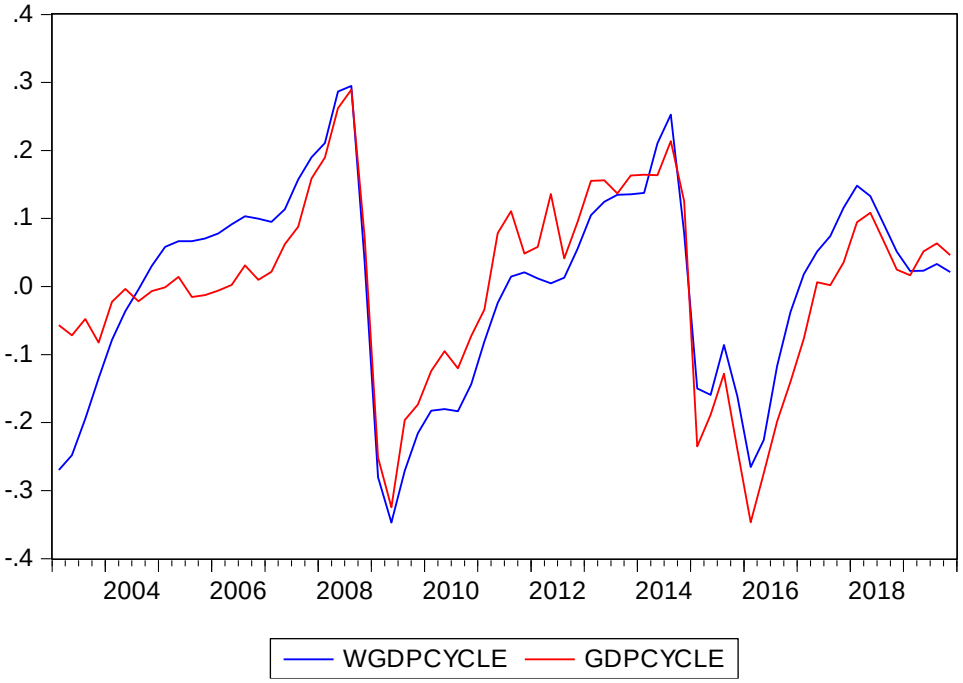


Figure 56. PIB russe extrait par le filtre des ondelettes et le filtre de Hodrick-Prescott (1997).

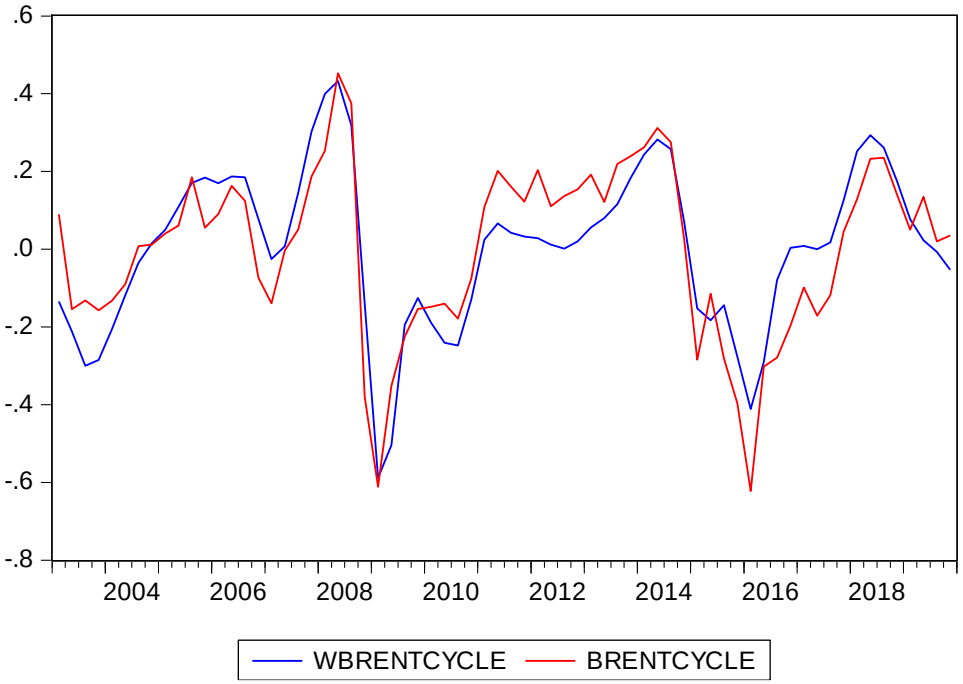


Figure 57. BRENT extrait par le filtre des ondelettes et le filtre de Hodrick-Prescott (1997).

On s'aperçoit que comparativement aux cycles extraits par le filtre d'Hodrick-Prescot, ceux extraits par les ondelettes sont moins volatiles puisque le bruit de haute fréquence reste localisé au niveau de la composante D1.

Une fois avoir accompli l'extraction des composantes cycliques entre les 2 variables, nous recourons au test de causalité au sens de Granger pour explorer la relation entre le prix du BRENT et le PIB russe.

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
WGDPCYCLE does not Granger Cause WBRENTCYCLE	58	5.66996	4.E-05
WBRENTCYCLE does not Granger Cause WGDPCYCLE		5.52404	5.E-05

Tableau 137. Test de Granger

Les résultats du test de Granger qui figurent dans le Tableau 137, montrent que dans une perspective temporelle du cycle d'affaire (business cycle), il y a présence d'une relation de causalité bi-directionnelle entre le PIB russe et le prix international du pétrole.
Ce résultat empirique corrobore les résultats du test de causalité de Granger obtenus au chapitre 3, et qui mettent en évidence une causalité allant de l'indice de production industrielle vers le prix de pétrole, mais également la présence d'une causalité inverse. Rappelons que pour la bande de fréquence D1, on a détecté une causalité au sens de Granger allant du PIB russe vers le prix du pétrole. Si l'impact du prix de pétrole sur le PIB russe qui se traduirait par une causalité au sens de Granger allant du prix du Brent vers le PIB russe peut être recevable, la causalité inverse peut sembler paradoxale. En effet, la causalité allant du prix du Brent vers le PIB russe est logique si l'on tient compte du rôle central joué par les recettes d'exportations dans le budget de l'Etat russe, et dans la création de richesse en Russie compte tenu du poids très large du secteur public dans le PIB russe. Ainsi, un prix de pétrole élevé est un signal fort adressé au secteur des hydrocarbures pour réaliser des investissements en biens d'équipement et d'infrastructure. C'est également une source très importante de ressources financières qui peuvent être mobiliser par l'Etat russe pour accomplir des investissements dans d'autres secteurs industriels considérés comme stratégiques à l'instar du secteur de l'armement, de la métallurgie. Par conséquent, le prix de pétrole constitue un facteur majeur pour la

performance de l'ensemble des secteurs industriels de la Russie, et donc de la croissance du PIB russe.

D'autre part, la causalité inverse allant du PIB russe vers le prix du pétrole qui semblerait être un paradoxe voire un contre-sens économique, pourrait avoir une justification empirique. En effet, comme la Russie représente le deuxième pays exportateur de pétrole au monde après l'Arabie saoudite, son comportement stratégique a une influence sur l'offre du pétrole, et donc sur l'équilibre offre-demande du marché international du pétrole brut. Cet équilibre est le principal facteur pouvant expliquer le niveau du prix de pétrole. Rappelons que la Russie est membre de l'Alliance connue sous le nom OPEP+ depuis 2016. L'OPEP, qui regroupe les 13 pays membres de l'OPEP avec dix autres pays producteurs en dehors du cartel dont la Russie assure le leadership, a pour objectif la gestion de quotas de production de ses membres avant d'empêcher l'effondrement du prix du pétrole comme cela a pu être observé en 2008, 2014 et récemment à la suite de la crise du Covid. Par conséquent, le secteur industriel pétrolier russe, en jouant un rôle dans la rétention de l'offre du pétrole ou son augmentation de façon coordonnée avec les pays de l'alliance OPEP+, pourrait avoir un impact sur le niveau des prix du pétrole sur le marché international.

Conclusion :

L'analyse du lien entre le prix du pétrole et les performances du PIB de la Russie dans le domaine temporel nous a permis de mettre en évidence l'existence d'une relation de causalité allant du prix du pétrole vers le PIB. Cependant, l'analyse dans le domaine des fréquences nous a non seulement permis de confirmer la présence d'une telle relation, mais a également montré l'existence d'une causalité inverse, en particulier au cours des horizons temporels correspondant au cycle des affaires traditionnel allant de 8 à 32 trimestres.

L'analyse de la relation entre le prix du pétrole BRENT et le PIB de la Russie dans le domaine temps-fréquence grâce à la transformée en ondelettes a permis de capter la richesse et la complexité du lien dynamique pouvant exister entre les variables.

Conclusion générale

L'objet de notre thèse consiste à analyser l'impact du prix du pétrole sur les différentes variables qui représentent les performances de l'économie de la Russie, autant au niveau de la sphère réelle que financière. Compte tenu de ses caractéristiques structurelles, la Russie en est souvent impactée positivement par une hausse du prix du pétrole alors qu'une chute du prix du pétrole a pour effet de faire largement dégringoler le cours du rouble, la valorisation des indices boursiers, d'entrainer la stagnation voire la chute du PIB ainsi qu'une hausse de l'inflation et du chômage.

Au niveau de la sphère financière, les performances du marché boursier de la Russie, représenté en particulier par l'indice RTS libellé en dollar US, dépendent fortement du prix international du pétrole. Rappelons que les marchés financiers jouent de plus en plus un rôle central dans la vie économique de tous les pays du monde y compris en Russie post-soviétique. Ainsi, la hausse de la valeur de tout indice bousier est la traduction de la profitabilité des entreprises qui le composent et par conséquent des performances en termes de croissance de l'économie du pays que représente cet indice. En effet, les entreprises dont la valeur boursière augmente seront en capacité de disposer de fonds nécessaires pour engager leurs investissements et assurer ainsi leur développement. Ces entreprises seront ainsi en mesure d'embaucher plus, de produire plus, et par conséquent de générer plus de profits et distribuer plus de dividendes. Cette spirale vertueuse sera une source importante de la croissance économique du pays.
Notons que les chocs pétroliers de 2008 et 2014 ont provoqué des ruptures dans la dynamique haussière de l'indice RTS. Le même phénomène a été observé au niveau du taux de change du rouble russe qui a connu de fortes dépréciations aux mêmes dates.

Quant à la sphère réelle de l'économie russe, le taux de chômage, a connu des ruptures en 2010 et 2014. La rupture de 2010 est la traduction de la crise des subprimes qui s'est propagée à l'économie réelle de la Russie et par conséquent a eu un impact négatif sur le taux de chômage. Cette rupture a mis fin à une longue embellie du marché du travail en Russie qui a commencé au début des années 2000. Malgré une légère amélioration du marché du travail après la repise économique de 2010-2013, l'année 2014 qui a été

marquée par une forte chute du prix de pétrole et du cours du rouble, s'est traduite par un arrêt brutal de cette amélioration. Le taux de chômage en Russie a donc entamé une dynamique haussière depuis 2014 entraînant une détérioration du marché de l'emploi.

D'autre part, la Russie étant l'un des grands pays exportateurs du pétrole, chaque baisse du prix de pétrole se traduit par la baisse en volume et en valeur de ses exportations. Ainsi, les exportations de la Russie ont assisté à des ruptures en 2008, 2013 et 2016 compte tenu de la chute spectaculaire du prix du pétrole en particulier en 2008 et 2014.

La Russie étant en outre, l'un des grands pays importateurs en particulier de biens agricoles et de biens d'équipement, chaque récession économique se traduit par une contraction des importations. Ce qui explique les ruptures de 2008 et de 2016 enregistrée par les importations à la suite en particulier de la dégringolade des prix de pétrole.

L'indice de prix à la consommation (IPC) a quant à lui connu deux ruptures majeures en 2003 et 2016. La première rupture représente l'augmentation de l'inflation en Russie à cause de la surchauffe qu'a connue l'économie russe à la suite de l'augmentation spectaculaire du prix du pétrole. Mais, à l'opposé, la rupture de 2016 peut être expliquée par la dépréciation du Rouble russe à la suite du changement de régime de change (passage d'un taux de change fixe à un taux de change flottant). La flottaison du Rouble russe s'est traduite par une dégringolade qui a été exacerbée par les sanctions occidentales contre la Russie à la suite de l'annexion de la Crimée 2014. La baisse du Rouble russe a ainsi fortement augmenté les prix des produits importés. Ce qui s'est traduit par de fortes augmentations des prix à la consommation, et donc de l'indice des prix à la consommation.

Par conséquent, afin de mieux appréhender la dynamique de l'activité économique en Russie, il est impératif de prendre en compte deux événements économiques majeurs qui ont impacté l'économie de la Russie provoquant des ruptures structurelles. La première rupture de 2008 correspond à la chute spectaculaire du prix international de pétrole à la suite de la crise des subprimes. Quant à la deuxième rupture de 2015, elle correspond à la chute du prix de pétrole à partir de Juin de 2014 et aux sanctions occidentales contre la Russie à la suite de l'annexion de la Crimée.

L'analyse des relations de causalité pouvant lier des variables économiques au prix du pétrole BRENT s'est faite sur la base du recours au test de causalité de Granger. Ce test

est susceptible, en absence d'une relation de long terme entre 2 ou plusieurs variables (cointégration), de nous permettre d'appréhender la dynamique de court terme de cette relation.

Les résultats du test de causalité au sens de Granger indiquent une relation de causalité allant de l'indice RTS vers le prix du Brent entre 2000 et 2008. Cette relation est confirmée entre 2008 et 2015, mais une relation de causalité allant du prix de pétrole Brent envers l'indice RTS a également été mise en évidence. D'un point de vue économique, la causalité ne peut aller que du prix du pétrole vers l'indice RTS, et non l'inverse compte tenu du rôle marginal que joue le marché financier de la Russie sur l'échelon mondial et du rôle majeur que joue le pétrole dans l'économie russe.

Quant à la période 2015 M11 -2019M12, aucune relation de causalité n'a pu être mise en évidence entre les deux variables compte tenu de la forte instabilité économique et géopolitique qui a provoqué une forte rupture de la relation linéaire pouvant exister entre les variables.

D'autre part, l'analyse du lien entre le prix du pétrole et le taux de change du Rouble plaide en faveur de l'existence d'une relation de causalité au sens de Granger allant du prix de pétrole vers le rouble russe, mais exclusivement durant la période 2007-2016, pas avant 2007 ni après 2016.

Toutefois, lorsqu'on effectue une analyse trivariée (pétrole, rouble, RTS), les résultats du test de causalité de Granger montrent qu'il y a une causalité bidirectionnelle entre le prix du pétrole et le taux de change du rouble russe, une causalité allant de l'indice RTS vers le prix du pétrole BRENT. Par contre, aucune relation de causalité au sens de Granger n'a pu être trouvée entre l'indice RTS et le Rouble russe.

Certains résultats du test de causalité de Granger sont contraires à la réalité empirique et sont donc paradoxaux. En effet, nous ne pouvons pas justifier la causalité allant respectivement du rouble russe et de l'indice RTS vers le prix du pétrole. Le prix du pétrole étant défini sur les marchés internationaux ne peut pas dépendre de la valeur de la monnaie russe ou de la valorisation de son marché boursier. D'autre part, nous ne pouvons pas justifier l'absence de relation de causalité entre la monnaie russe et l'indice RTS alors que les 2 variables dépendent fortement du dollar américain.

Nous émettons l'hypothèse selon laquelle les 3 variables (Brent, RTS, Rouble) ont connu plusieurs ruptures structurelles durant la période analysée allant de Janvier 2000 à Décembre 2019. Ces ruptures sont source de non linéarités que nous ne pouvons pas capter par des modèles linéaires à l'instar du modèle VAR et du test de causalité de Granger qui en découle.

Afin de capter une telle dynamique non-linéaire dans le comportement des variables analysées, nous avons fait appel aux modèles à seuil (TAR et ses extensions).

Ainsi, nous avons pu conclure que le modèle exponentiel ESTAR est le modèle le plus approprié pour modéliser la dynamique de l'indice de production industrielle en Russie qui est étroitement liée à l'évolution du prix du pétrole qui se déroule dans le cadre de 3 régimes (bas, intermédiaire, haut). Nous précisions que dans 38.2% de temps, le prix du pétrole se trouve dans le régime bas, alors que ce prix se trouve dans 36.05% et 25.75% de temps respectivement en régime intermédiaire et en régime haut.

Nous avons également pu identifier un modèle non linéaire à seuil (SETAR) à 2 régimes pour le taux de change Rouble/Dollar. Compte tenu de l'importance du prix de pétrole pour l'économie de la Russie, nous avons choisi le prix du pétrole comme variable de transition.

Nous avons alors pu constater que le cours du rouble se trouve dans le régime bas dans 32.91% de temps et dans le régime haut 67.09%.

Enfin pour l'indice RTS, les résultats ont plaidé en faveur d'un modèle STAR avec la fonction de transition logistique (LSTAR) dont la transition d'un régime à l'autre se déroule de de manière lisse.

Ainsi, la modélisation des séries temporelles du prix de pétrole et du taux de change du rouble à l'aide des modèles SETAR ont mis en évidence la pertinence de prendre en compte l'existence de plusieurs régimes (haut, bas et intermédiaire) dans la dynamique des processus générateurs de ces séries. L'estimation des modèles SETAR a mis en évidence les différents seuils qui permettent d'établir une distinction claire entre les régimes (haut, bas et intermédiaire), et qui permettent aux agents économiques d'anticiper le déclenchent du passage d'un régime à l'autre. Ce qui plaide en faveur de l'approche non linéaire pur modéliser ces séries temporelles sujettes à des chocs exogènes plus ou

moins extrêmes qui peuvent remettre en question l'hypothèse de linéarité de leur comportement dynamique.

D'autre part, l'analyse non linéaire de la relation entre les variables étudies peut se faire dans le cadre des modèles de changement de régime markovien. Ainsi, pour le cas du Rouble/Dollar, nous avons choisi le prix du pétrole comme variable explicative, estimé un modèle de changement de régime, et mis en évidence que le prix du pétrole a des impacts différents sur le taux de change du rouble face au dollar dans les 3 régimes différents.
Le régime 1 (S(t)=1) correspond aux périodes calmes pendant lesquelles le prix du pétrole était situé sur une dynamique haussière, où sa volatilité a été très faible. Ce qui a fortement contribué à une relative stabilité du taux de change du rouble russe. A l'opposé, les régimes 2 (S(t)=2) et 3 (S(t)=3) correspondent à périodes des fortes fluctuations correspondant à la période de crise des subprimes 2008 et au choc pétrolier de 2014 qui ont provoqué une volatilité excessive du prix du pétrole. Compte tenu des liens très forts qui relient le prix du pétrole au taux de change du rouble, les deux chocs pétroliers de 2008 et 2014 ont eu un impact négatif de forte intensité, et de grande ampleur sur le rouble.

Nous avons pu conclure que le cours du rouble a une forte probabilité de rester dans le régime 1 (0.9). Mais, s'il arrive à passer du régime 1 vers le régime 2, la probabilité de transition du régime 2 vers le régime 3 sera très forte (0.75).

Nous avons également eu recours à la modélisation de changement de régime markovien à 2 régimes pour analyser la relation entre l'indice RTS et le prix du pétrole.
Notons que le régime 1 correspond aux périodes calmes sur le marché financier de la Russie, alors que le régime 2 traduit des périodes de fortes turbulences qui résultant des différents chocs pouvant bouleverser les anticipations des investisseurs et augmenter ainsi de façon considérable la volatilité de l'indice RTS. L'évolution de l'indice RTS dans le régime 1 est la règle alors qu'être dans le régime 2 serait l'exception.

Enfin, l'estimation du modèle à changement de régime markovien a 3 régimes pour l'indice de production industrielle. Notons que la probabilité de non transition et donc de rester dans le régime 1 a la valeur la plus élevée (0.96). En outre, les probabilités de passer des régimes 2 et 3 vers le régime 1 sont respectivement (0.66 et 0.80).

L'indice de production est donc relativement stable sur toute la période analysée bien qu'il puisse enregistrer des transitions du régime 1 vers les 2 autre régimes en cas des chocs. Mais, on peut noter qu'après chaque transition, l'indice de production industrielle a une forte propension de revenir vers son état initial qui correspond au régime 1 après chaque transition vers le régime 2 enregistrée à la suite de chocs pétroliers. Pour conclure, les modèles à seuil et à changement de régimes nous ont permis de mieux comprendre les effets non linéaires des chocs pétroliers sur le cours du rouble, sur l'indice boursier RTS et sur l'indice de production industrielle. Cette non linéarité se traduit par la transition de la relation entre le prix du pétrole et les différences variables entre plusieurs régimes. Chaque transition est gouvernée par une probabilité d'occurrence qui lui est spécifique.

Toutefois, toutes les analyses effectuées ont été accomplies dans le domaine temporel. Nous nous sommes proposés alors d'explorer l'apport éventuel d'une analyse dans le domaine temps-fréquence grâce à la transformée en ondelettes. Ainsi, on a appliqué une analyse en multirésolution (MRA) pour modéliser la relation du prix de pétrole BRENT sur le PIB de la Russie en données trimestrielles de 2003Q1 à 2019Q4. Rappelons que l'analyse de la relation BRENT-PIB dans le domaine temporel a pu mettre en évidence la présence d'une relation de cointégration linéaire entre le prix du pétrole BRENT et le PIB de la Russie.

La vitesse d'ajustement montre qu'il faut approximativement 6 mois pour qu'un choc pétrolier soit amorti. Il en découle que la relation de long terme est stable entre le prix du pétrole et le PIB russe bien qu'on puisse assister à court terme à des déviations à cause de chocs exogènes que pourrait subir le prix du pétrole BRUT. En outre, le test de causalité de Granger montre que le prix du pétrole BRENT cause au sens de Granger le PIB russe. Ce qui met en évidence la forte dépendance des performances de l'économie de la Russie du prix international du pétrole.

Mais, l'analyse de la relation BRENT-PIB dans le domaine temps-fréquence après avoir décomposé les deux séries temporelles du prix de pétrole BRENT et du PIB russe par les Symmlet 8, met en évidence une structure beaucoup plus complexe de cette relation. En effet, le recours au test de causalité de Granger pour les bandes de fréquences D2, D3 et D4 qui correspondent respectivement aux horizons temporels 4-8, 8-16 et 16-32 trimestres, montre qu'il y a une relation bidirectionnelle entre le prix du pétrole (Brent)

et le PIB de la Russie (GDP). Par contre, pour la bande de fréquence D1 correspondant à l'horizon temporel de 2-4 trimestres, les résultats montrent une causalité allant du PIB de la Russie vers le prix du pétrole. Rappelons que la bande D1 contient tous les événements dont l'occurrence a lieu à une fréquence infra-annuelle. Il s'agit de l'ensemble des événements de haute fréquence pouvant impacter les 2 séries temporels (bruit, saisonnalité, ruptures, changement de régime, effet GARCH).

D'autre part, lorsqu'on se propose d'analyser la dynamique cyclique de la relation entre le prix du pétrole BRENT et le PIB de la Russie en nous inspirant de l'extraction du cycle des affaires par le filtre Hodrick-Prescott (1997), montrent que dans une perspective temporelle du cycle d'affaire (business cycle), il y a présence d'une relation de causalité bi-directionnelle entre le PIB russe et le prix international du pétrole.

Ce résultat empirique corrobore les résultats du test de causalité de Granger obtenus au chapitre 3, et qui mettent en évidence une causalité allant de l'indice de production industrielle vers le prix de pétrole, mais également la présence d'une causalité inverse. Mais, si une causalité au sens de Granger allant du prix du Brent vers le PIB russe peut être recevable, la causalité inverse peut sembler paradoxal. En effet, la causalité allant du prix du Brent vers le PIB russe s'explique par le rôle central joué par les recettes d'exportations dans le budget de l'Etat russe, et dans la création de richesse en Russie. Ainsi, un prix de pétrole élevé est un signal fort adressé au secteur des hydrocarbures pour réaliser des investissements en biens d'équipement et d'infrastructure. C'est également une source très importante de ressources financières qui peuvent être mobilisées par l'Etat russe pour accomplir des investissements dans d'autres secteurs industriels considérés comme stratégiques à l'instar du secteur de l'armement, de la métallurgie. Par conséquent, le prix de pétrole constitue un facteur majeur pour la performance de l'ensemble des secteurs industriels de la Russie, et donc de la croissance du PIB russe.

A l'opposé, la causalité inverse allant du PIB russe vers le prix du pétrole qui semblerait être un paradoxe voire un contre-sens économique, pourrait avoir une justification empirique. En effet, comme la Russie représente le deuxième pays exportateur de pétrole au monde après l'Arabie saoudite, son comportement stratégique a une influence sur l'offre du pétrole, et donc sur l'équilibre offre-demande du marché international du pétrole brut. Cet équilibre est le principal facteur pouvant expliquer le niveau du prix de pétrole. Rappelons que la Russie est membre de l'Alliance connue sous le nom OPEP+

depuis 2016. L'OPEP, qui regroupe les 13 pays membres de l'OPEP avec dix autres pays producteurs en dehors du cartel dont la Russie assure le leadership, a pour objectif la gestion de quotas de production de ses membres avant d'empêcher l'effondrement du prix du pétrole comme cela a pu être observé en 2008, 2014 et récemment à la suite de la crise du Covid. Par conséquent, le secteur industriel pétrolier russe, en jouant un rôle dans la rétention de l'offre du pétrole ou son augmentation de façon coordonnée avec les pays de l'alliance OPEP+, pourrait avoir un impact sur le niveau des prix du pétrole sur le marché international.

Ce travail de recherche nous ouvre de nombreuses voies de recherche dans l'avenir proche. Il s'agit en particulier d'explorer l'impact de la pandémie du Covid-19 sur les performances de l'économie de la Russie, et en particulier sur les relations qui peuvent s'établir entre les différentes variables analysées dans la thèse.

Une autre voie de recherche qui semble prometteuse consiste à analyser l'impact des régimes de change du rouble sur les performances de l'économie de la Russie. En effet, la Russie est passé d'un régime de change fixe à un régime de change flottant après la crise du rouble de 2014. Une question de recherche pertinente consisterait à explorer la capacité de l'économie de la Russie à amortir les chocs exogènes à la suite d'avoir laissé « flotter » sa monnaie.

Enfin, nous serons amenés à explorer les défis de la transition énergétique sur l'économie de la Russie qui se traduirait par une baisse de la demande mondiale des hydrocarbures.

Bibliographie

Agency for Natural Resources and Energy. (2017). Key World Energy statistics. *IEA International Energy Agency*. https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004

Aguilar, C., & Gloria, A. (2013). *Oil Prices and the Cad / Usd Exchange Rate*.

Ahamada, I., Jolivaldt, P., 2010. Classical vs wavelet-based filters comparative study and application to business cycle Document de Travail du Centre d'Economie de la Sorbonne2010.27.

Antoshin, S., Berg, A., & Souto, M. (2008). Testing for structural breaks in small samples. *IMF Working Papers*, 1–27.

Artus, P., Autume, A., Chalmin, P., Chevalier, J., & Guesnerie, R. (n.d.). *Rapport*.

Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. Journal of Applied Econometrics, 18(1), 1–22. https://doi.org/10.1002/jae.659

Bakhat, M., & Würzburg, K. (2013). Co-integration of Oil and Commodity Prices : A Comprehensive Approach Co-integration of Oil and Commodity Prices : A Comprehensive Approach. *Economics for Energy*.

Banulescu, G.-D., Candelon, B., Hurlin, C., & Laurent, S. (2015). *Do We Need Ultra-High Frequency Data to Forecast Variances?* https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01078158/

Barsky, R. B., & Kilian, L. (2004). Oil and the Macroeconomy Since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives*, *18*(4), 115–134. https://doi.org/10.1257/0895330042632708

Basdevant, O. (2000). An econometric model of the Russian Federation. *Economic Modelling*, *17*(2), 305–336. https://doi.org/10.1016/S0264-9993(99)00030-9

Basher, S. A., Haug, A. A., & Sadorsky, P. (2010). Oil Prices , Exchange Rates and Emerging Stock Markets. In *Economic Dicussion Paper 1014, University of Otago* (Vol. 1760, Issue 1014).

Baty, F., Ritz, C., Charles, S., Brutsche, M., Flandrois, J.-P., & Delignette-Muller, M.-L. (2015). A Toolbox for Nonlinear Regression in R : The Package nlstools. *Journal of Statistical Software*, *66*(5), 1–21. https://doi.org/10.18637/jss.v066.i05

Bauch, J. H. (2011). The Impact of Oil Prices on the U . S . Economy. *CMC Senior Theses*, *146*, 1–45.

Baxter, M., King, R.G., 1999. Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. The Review of Economics and Statistics 81 (4), 575–593.

Bayraktar, E., Poor, H. V., & Sircar, K. R. (2003). Estimating the Fractal Dimension of the S & P 500 Index using Wavelet Analysis. *Ta*, 1–26.

Bebee, J., & Hunt, B. (2008). The impact on the United States of the rise in energy prices: Does the source of the energy market imbalance matter? *IMF Staff Papers*, *55*(2), 285–296. https://doi.org/10.1057/imfsp.2008.7

Bénassy-Quéré, A., Mignon, V., & Penot, A. (2007). China and the relationship between the oil price and the dollar. *Energy Policy*, *35*(11), 5795–5805. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2007.05.035

Benedictow, A., Fjærtoft, D., & Løfsnæs, O. (2013). Oil dependency of the Russian economy: An econometric analysis. *Economic Modelling*, *32*(1), 400–428. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.016

Benhmad, F. (2012). Modeling nonlinear Granger causality between the oil price and U . S . dollar : A wavelet based approach. *Economic Modelling*, *29*(4), 1505–1514. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.01.003

Benhmad,F.(2013). Dynamic cyclical comovements between oil prices and US GDP: A wavelet perspective, *Energy Policy*,Volume 57, pp 141-151

Bensafta, K. M., & Gervasio, S. (2011). Chocs, chocs de volatilité et contagion entre les marchés boursiers. *Revue Économique*, *62*(2), 277. https://doi.org/10.3917/reco.622.0277

Bensafta, K. M., & Gervasio, S. (2011). Chocs, chocs de volatilité et contagion entre les marchés boursiers. *Revue Économique*, *62*(2), 277. https://doi.org/10.3917/reco.622.0277

Bernanke, B.S., Gertler, M.and Waltson, W., Bernanke, B. S., Gertler, M., & Watson, M. (1997). Systematic Monetary Policy and The Effects of Oil Price Shocks. *Research Report*, *June*, 1–53. https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004

Bernhard, A., & Pfaff, M. B. (2015). *Package ' vars . '*

Bernhard, A., Zivot, E., Stigler, M., & Pfaff, M. B. (2016). *Package ' urca . '*

Bigot, J. (2009). Analyse par ondelettes. *Cours Université Paul Sabatier*.

Boldanov, R., Degiannakis, S., & Filis, G. (2016). Time-varying correlation between oil and stock market volatilities: Evidence from oil-importing and oil-exporting

countries. *International Review of Financial Analysis*, *48*, 209–220. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2016.10.002

Borgy, V., & Mignon, V. (2009). Taux d'intérêt et marchés boursiers : une analyse empirique de l'intégration financière internationale. In *Economie & prévision* (Issue 187, pp. 105–121).

Canaux, L. E. S., & Crédit, D. U. (1995). L ' Influence De La Sphère Financière Sur La Sphère Réelle : In *Economie Internationale* (Vol. 25, Issue 29506, pp. 105–121). https://eudml.org/doc/199168

Chen, W., Hamori, S., & Kinkyo, T. (2014). Macroeconomic impacts of oil prices and underlying financial shocks. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *29*(1), 1–12. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2013.11.006

Chinn, M., & Leblanc, M. (2004). Do High Oil Prices Presage Inflation ? *Business Economics*, *39*(2), 38. https://doi.org/4aabcd045a8ec14c0d08ecd330968821

Chollet, P. P. (2017). *Les publications économiques de coface*. 1–4.

Chou, R. K., Wang, G. H. K., & Wang, Y. (2015). *T He E Ffects of M Argin C Hanges on the C Omposition of T Raders and M Arket L Iquidity : E Vidence F Rom the T Aiwan F Utures E Xchange*. *35*(10), 894–915. https://doi.org/10.1002/fut.21718

Chouquet, C. (2005). Modèles linéaires. *Revue Des ?Tudes Arm?Niennes*, *28*(1), 527–529. https://doi.org/10.2143/REA.28.1.505102

Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006). Modèles Non Linéaires et Prévisions. In *Experientia* (Issue 5). https://doi.org/10.1007/BF01931911

Commun, C. D. T. (n.d.). *Econométrie Appliquée Séries Temporelles Tests de Non Stationnarité et Processus Aléatoires Non Stationnaires*.

Coudert, V. et al. (2008). Oil Price and the Dollar To cite this version : Oil Price and the Dollar ∗. Energy Studies Review, 15(2).

Coudert, V. et al. (2011). L'impact des crises financières globales sur les marchés des changes des pays émergents. Revue Économique. https://doi.org/10.3917/reco.623.0451

Coudert, V., Mignon, V. erie, & Penot, A. (2008). Oil Price and the Dollar To cite this version : Oil Price and the Dollar ∗. *Energy Studies Review*, *15*(2).

Crowley, P.,Lee,J.,2005.Decomposing the co-movement of the business cycle: a time—frequency analysis of growth cycles in the euro area. Research Discussion Papers12/2005,Bank of Finland.

Crowley, P.,2010.Long cycles in growth : explorations using new frequency domain techniques with US data, Research Discussion Papers 6/2010, Bank of Finland.

Dalakouras, D. (2009). Oil Price Volatility and Stock Markets.

De, D., Grenoble, D. E., & Rossiaud, S. (2012). *L ' évolution de la structure de gouvernance pétrolière russe . Une interprétation en termes*.

Di, F. (2015). Nonlinear autoregressive time series models *in R*. 0–34. https://doi.org/10.1080/0952813X.2013.813976

Didier, M., Bénassy-quéré, A., Bransbourg, G., & Bouyoux, P. (n.d.). *Politique de change de l'euro*.

Dreger, C., Fidrmuc, J., Khodolin, K., & Ulbrucht, D. (2015). The Ruble between the hammer and the anvil: Oil prices and economic sanctions. *BOFIT Discussion Papers*, 1–29. https://doi.org/10.1016/j.jce.2015.12.010

Dubois, S. (2009). La Russie et ses hydrocarbures : la tactique à court terme aux dépens de la stratégie à long terme ? *Géoéconomie*, *48*(1), 67. https://doi.org/10.3917/geoec.048.0067

Duca, G. (2007). THE RELATIONSHIP BETWEEN THE STOCK MARKET AND THE ECONOMY : EXPERIENCE FROM INTERNATIONAL FINANCIAL MARKETS § Gevit Duca *. *Bank of Valletta Review*, *36*, 1–12.

El Hédi, A. M., & Julien, F. (2009). On the short-term influence of oil price changes on stock markets in gcc countries: Linear and nonlinear analyses. *Economics Bulletin*, *29*(2), 795–804.

El Hedi Arouri, M., & Rault, C. (2010). Les effets des fluctuations du prix du pétrole sur les marchés boursiers dans les pays du Golfe. In *Revue économique* (Vol. 61, Issue 5, p. 945). https://doi.org/10.3917/reco.615.0945

Ellwanger, R., Sawatzky, B., & Zmitrowicz, K. (2017). Factors Behind the 2014 Oil Price Decline. *Bank of Canada Review*, 1–13.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, *55*(2), 251. https://doi.org/10.2307/1913236

Engle, R. F., & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, *35*(1), 143–159. https://doi.org/10.1016/0304-4076(87)90085-6

Esteve, V., Gil-Pareja, S., Martínez-Serrano, J. A., & Llorca-Vivero, R. (2006). Threshold cointegration and nonlinear adjustment between goods and services inflation in the

United States. *Economic Modelling*, *23*(6), 1033–1039. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2006.04.011

https://doi.org/10.1016/j.econmod.2006.04.011

Farzanegan, M., & Markwardt, G. (2009). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. Energy Economics, (August 2007), 1–30. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.09.003

Federation, R. (2009). *Russian Economy : Russian Economy in September 2009 : 495*.

Filis, G., Degiannakis, S., & Floros, C. (2011). Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis*, *20*(3), 152–164. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2011.02.014

Finon, D. (2006). L'interdépendence gazière de la Russie et de l'Union Européenne - Quel équilibre entre le marché et la géopolitique? In *Revue de l'Energie* (Issue 574, pp. 373–394).

FMI. (2012). Moyen-Orient, Afrique du Nord Afghanistan et Pakistan. *Perspectives Économiques Régionales*, 1–73.

Gelgon, M. (n.d.). *Analyse de Fourier Table des mati ` eres*. 1–30.

Gencay, R.,Whitcher,B.,Selcuk,F.,2002.Multi scale systematic risk,Working Paper no.43.National Center of Competence in Research Financial Valuation and Risk Management.

Ghysels, E., Santa-Clara, P., & Valkanov, R. (2004). The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regression Models. *CIRANO Working Papers*, *20*(919), 1–33.

Glynn, J., Perera, N., & Verma, R. (2007). Unit root tests and structural breaks: A survey with applications. *Revista de Metodos Cuantitativos Para La Economia y La Empresa*, *3*(3), 63–79. https://doi.org/10.5093/cl2010v21n1a6

Goriaev, A. (2004). Risk factors in the Russian stock market Risk factors in the Russian stock market. *Emerging Market Review*, *March*. /citations?view_op=view_citation&continue=/scholar%3Fhl%3Den%26start%3D250%26as_sdt%3D0,5%26scilib%3D1&citilm=1&citation_for_view=cQ0Vrw8AAAAJ:u5HHmVD_uO8C&hl=en&oi=p

Goriaev, A., & Zabotkin, A. (2006). Risks of investing in the Russian stock market: Lessons of the first decade. *Emerging Markets Review*, *7*(4), 380–397. https://doi.org/10.1016/j.ememar.2006.09.005

Gosińska, E., & Welfe, A. (n.d.). Testing for Structural Break in Cointegrated VAR Model. *2015*.

Goux, J. (2008). *Ruptures épaisses et stationnarité en tendance : le cas du taux de change euro-dollar To cite this version : HAL Id : halshs-00333576 Thick breaks and trend stationarity : the case of euro-dollar exchange rate*.

Goux, J., Kigabo, T. R., Goux, J., Rusuhuzwa, T., & Rupture, K. (2007). *Rupture structurelle et demande de monnaie au Rwanda To cite this version : HAL Id : halshs-00201224*.

GUMLEY, L. E., & GUMLEY, L. E. (2002). 1 – Introduction. *Practical IDL Programming*, 1–13. https://doi.org/10.1016/B978-155860700-2.50002-1

Haddar, M. (2010). *Méthodologie de la recherche doctorale en économie*.

Hjalmarsson, E., & Österholm, P. (2010). Testing for cointegration using the Johansen methodology when variables are near-integrated: Size distortions and partial remedies. *Empirical Economics*, *39*(1), 51–76. https://doi.org/10.1007/s00181-009-0294-6

Hoffstein, J., Pipher, J., & Silverman, J. H. (2008). An Introduction to Mathematical Cryptography. In *Springer: Vol. XVI*. https://doi.org/10.1007/978-0-387-77994-2

Hubrich, K., & Teräsvirta, T. (2013). Thresholds and smooth transitions in vector autoregressive models. *Advances in Econometrics*, *32*, 273–326. https://doi.org/10.1108/S0731-9053(2013)0000031008

Hurlin, C., & Mignon, V. (2005). Une Synthèse des Tests de Racine Unitaire sur Données de Panel. In *Economie & prévision* (Vol. 3, pp. 253–294). https://doi.org/10.3406/ecop.2005.7023

Hurlin, C., & Mignon, V. (2007). Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel. In *Economie & prévision* (Vols. 180–181, Issues 4–5, pp. 241–265). https://doi.org/10.3406/ecop.2007.7683

International Energy Agency. (2015). Oil Information 2015. *IEA Statistics*. https://doi.org/10.1787/oil-2015-en

Internationales, A. (2015). *Quel est l ' impact des ressources naturelles de la Russie sur son Économie et quelles sont donc les implications pour les autres pays ? Par Dusan Damnjanovic Sciences de la gestion*.

Jawadi, F., & Koubbaa, Y. (2016). Dynamique non-linéaire des marchés boursiers du G7 : Une application des modèles. In *Finance* (Vol. 28, Issue 1).

Kapoor, A. (2011). *The Economic Impact of Oil Price Shocks on Emerging Markets The Economic Impact of Oil Price Shocks on Emerging Markets*.

Kilian, L., & Vigfusson, R. J. (2011). Nonlinearities in the oil price-output relationship. *Macroeconomic Dynamics*, *15*(SUPPL. 3), 337–363. https://doi.org/10.1017/S1365100511000186

King, K., Deng, A., & Metz, D. (2012). An Econometric Analysis of Oil Price Movements: The Role of Political Events and Economic News, Financial Trading, and Market Fundamentals. *... Economic Consulting, Washington, DC, ...*, *January*, 2012. http://bateswhite.com/media/pnc/4/media.444.pdf

Kiran, B. (2011). *Fractional Cointegration Relationship between Oil Prices and Stock Markets: An Empirical Analysis from G7 Countries*. 177–189. https://doi.org/10.18267/j.pep.395

Kutu, Ngalawa (2016), Exchange rate volatility and global shocks in Russia: An application of GARCH and APARCH models, Article in Investment Management and Financial Innovations · December 2016, DOI: 10.21511/imfi.13(4-1).2016.06

Lange, M. (2000). *Colloque international*. *March*.

Lardic, S., & Dalloz, M. (2004). *Introduction générale : l'importance des non linéarités sur les marchés financiers* (Vol. 114).

Lee, J., & Strazicich, M. C. (2013). Minimum LM unit root test with one structural break. *Economics Bulletin*, *33*(4), 2483–2492. https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004

Lee, J., Strazicich, M. C., & Meng, M. (2012). Two-Step LM Unit Root Tests with Trend-Breaks. *Journal of Statiscal and Econometric Methods*, *1*(2), 81–107.

Lescaroux, F., & Mignon, V. (2008). On the influence of oil prices on economic activity and other macroeconomic and financial variables. OPEC Energy Review, 32(4), 343–380. https://doi.org/10.1111/j.1753-0237.2009.00157.x

Lobry, J. R. (n.d.). *Régression non linéaire Une petite simulation* (pp. 1–27).

Lorusso, M. (2015). *The Effects of Oil Price Shocks on the UK Economy*.

Lucas, R. E. (2010). *Tatistique ppliquee*.

Marcon, E., & Hérault, B. (2015). *Journal of Statistical Software*. *67*(8). https://doi.org/10.18637/jss.v067.i08

Marcon, E., & Hérault, B. (2015). *Journal of Statistical Software*. *67*(8). https://doi.org/10.18637/jss.v067.i08

Mathieu, L., Mignon, V., & Péguin-feissolle, A. (2004). Coïntégration entre les taux de change et les fondamentaux. In *Revue* (Vol. 55, pp. 449–458). https://doi.org/10.2307/3503374

Melhem, S., & Melhem, M. (2012). Spéculateurs hétérogènes et volatilité excessive dans le prix du pétrole : une approche dynamique non linéaire, 27 p. Retrieved from www.lameta.univ-montp1.fr/Documents/DR2012-16.pdf

Mignon, Dufrenot (2002), La cointégration non linéaire : une note méthodologique

Mignon, V. et al. (2007). Monetary and financierl integration an Asia: Introduction.

Mititel, D. (2015). *Impact of Russia ' s 201 4 – 2015 Crisis on the Dynamic Linkages between the Stock Markets of Russia , the EU and*. *April*.

Mme, D., Seyte, F., Darne, M. O., & Mussard, M. S. (2015). *COUVERTURE DU RISQUE DE Faculté des Sciences Économiques - LAMETA MODÉLISATION , PRÉVISION ET*. *Section 5*.

Nasr Zamzami, A. (2016). *Effect of Oil Price Changes on Stock Market Returns : an ARDL Approach*. *September*.

Ozdemir, O., Memmedli, M., & Nizamitdinov, A. (2003). International Econometric Review (IER). *International Econometric Review*, 53–69.

Papell, D. H., & Prodan, R. (2007). Restricted structural change and the unit root hypothesis. *Economic Inquiry*, *45*(4), 834–853. https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2007.00053.x

Perifanis, T., & Dagoumas, A. (2017). An econometric model for the oil dependence of the Russian economy. *International Journal of Energy Economics and Policy*, *7*(4), 7–13.

Percival D.B., Walden A.T. (2000), Wavelet methods for time series analysis

Perron, P. (2006). Dealing with structural breaks. *Palgrave Handbook of Econometrics*, *1*(January), 278–352. https://doi.org/10.1016/j.gfj.2006.04.004

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. In *Biometrika* (Vol. 75, Issue 2, pp. 335–346). https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335

Pierre JACQUET Jean-Paul POLLIN. (2009). Systèmes Financiers Et Croissance. In *Revue d'Economie Financière*. https://doi.org/10.3917/ecofi.106.0077

Polbin, A., & Skrobotov, A. (2016). *Testing for structural breaks in the long-run growth rate of the Russian economy*. *2009*, 1–14.

Rafailidis, P., & Katrakilidis, C. (2014). The relationship between oil prices and stock prices: a nonlinear asymmetric cointegration approach. *Applied Financial Economics*, *24*(12), 793–800. https://doi.org/10.1080/09603107.2014.907476

Ramasamy, R., & Munisamy, S. (2012). Predictive Accuracy of GARCH, GJR and EGARCH Models Select Exchange Rates Application. *Global Journal of Management and Business Research*, *12*(15), 89–100. http://journalofbusiness.org/index.php/GJMBR/article/view/789

Rautava, J. (2004). The role of oil prices and the real exchange rate in Russia's economy - A cointegration approach. *Journal of Comparative Economics*, *32*(2), 315–327. https://doi.org/10.1016/j.jce.2004.02.006

Razil, E. V. F. B., Ussia, R., & Ndia, I. (2016). *N r o p s i – e b , r , i c. 3*, 116–126.

Revenu, L. E., & Doc, L. (2003). *Cointégration fractionnaire entre la consommation et le revenu* (Issue 158).

Rossi, E. (n.d.). Impulse Response Functions. *Universit` a Di Pavia*.

Roustant, O. (2008). *Introduction Aux Séries Chronologiques*.

Ruohonen, K. (2014). Mathematical Cryptology. *Mathematical Cryptology*, 138.

Saadaoui, J. (2012). *Déséquilibres globaux , taux de change d ' équilibre et modélisation stock-flux cohérente*.

Salem, M. Ben, & Perraudin, C. (2001). *Tests de linéarité , spécification et estimation de modèles à seuil : une analyse comparée des méthodes de Tsay et de Hansen*. 157–176.

Sanchez-Espigares, J. A., & Lopez-Moreno, A. (2014). *MSwM examples*. https://cran.r-project.org/web/packages/MSwM/vignettes/examples.pdf

Sanchez-espigares, M. J. A. (2015). *Package ' MSwM .'*

Sapir, J. (2001). La crise financière russe comme révélateur des carences de la transition libérale. *Diogène*, *194*(2), 119. https://doi.org/10.3917/dio.194.0119

Sce, M. P., Paul, J., & Vangu, K. T. (2014). *TEST DE RACINE UNITE ET ANALYSE DES RUPTURES Tendance stochastique , Correction [non] paramétrique et Stratégies de détection*.

Seo, B. (1998). Tests for Structural Change in Cointegrated Systems. *Econometric Theory*, *14*(2), 222–259. https://doi.org/10.1017/S0266466698142044

Sergery, O. (2015). Validity of Fama and French model on rts index. *Review of Business and Economics Studies*, *3*(4), 22–43.

Sjö, B. (2008). Testing for Unit Roots and Cointegration. *Department of Management and Engineering (IEI) Linköping University*, *2*, 26. https://doi.org/10.1016/S0377-2217(02)00774-9

Some, S. A. (2005). *Seglaro Abel SOME*. *22*, 1–50.

Spoor, T. (n.d.). *Stock market seasonality : International evidence from a non-linear GARCH model*.

Stigler, M. (2012). Threshold cointegration: overview and implementation in R. *Non Publié*, 1–43. ftp://hubble2-1.math.ethz.ch/sfs/Software/CRAN/web/packages/tsDyn/vignettes/ThCointOverview.pdf

Ter, T. (2014). *Linearity and Misspecification Tests for Vector Smooth Transition Regression Models Timo Teräsvirta and Yukai Yang CREATES Research Paper 2014-4 Linearity and Misspecification Tests for Vector Smooth Transition Regression Models*.

Thoma, M. (2008). Structural change and lag length in VAR models. *Journal of Macroeconomics*, *30*(3), 965–976. https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2007.08.001

Truchis, G. De, Dumitrescu, E., Bmm, M., & Gda, E. (2016). *Économétrie non-linéaire Chapitre 2 : Modèles à changement de régime*. 1–84.

Ubilava, D. (2017). on the Relationship Between Financial Instability and Economic Performance: Stressing the Business of Nonlinear Modeling. *Macroeconomic Dynamics*, 1–21. https://doi.org/10.1017/S1365100516001127

Universitaire, A. (2007). *MASTER ECONOMETRIE ET STATISTIQUE APPLIQUEE (ESA) Université d ' Orléans Econométrie pour la Finance Modèles ARCH - GARCH Applications à la VaR Christophe Hurlin*.

Wan, J. Y., & Kao, C. W. (2015). Interactions between oil and financial markets - Do conditions of financial stress matter? *Energy Economics*, *52*, 160–175. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.10.003

Winkels, R. (2014). *BACHELOR THESIS : RUSSIA AND THE EU ; A CASE OF OIL , GAS AND EXCHANGE RATES*.

Yger, A., & Image, M. (2008). *Traitement du Signal et Ondelettes Master Ing ´ enierie Math ´ ematique*.

Zaitsava, H. (2009). *Russian Stock Market and impact of financial crisis of 1997-1998 and 2007-2009 on it* .

Annexes

Test de racine unitaire de données journalières.

a) **Brent**

Null Hypothesis: BRENT has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.853271	0.3549
Test critical values:	1% level	-3.431532	
	5% level	-2.861947	
	10% level	-2.567030	

Null Hypothesis: BRENT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.705095	0.7492
Test critical values:	1% level	-3.959952	
	5% level	-3.410742	
	10% level	-3.127160	

Null Hypothesis: BRENT has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.926646	0.3202

Test critical values:	1% level	-3.431532
	5% level	-2.861947
	10% level	-2.567030

Null Hypothesis: BRENT has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.797994	0.7059
Test critical values:	1% level	-3.959952	
	5% level	-3.410742	
	10% level	-3.127160	

Null Hypothesis: BRENT is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 54 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		2.309155
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

Null Hypothesis: BRENT is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 54 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		1.401179
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: D(BRENT) has a unit root

Exogenous : Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic – based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-67.04039
Test critical values :	1% level	-3.959953
	5% level	-3.410742
	10% level	-3.127161

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Le rouble-dollar

Null Hypothesis: ROUBLE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.159400	0.9410
Test critical values:	1% level	-3.431535	
	5% level	-2.861948	
	10% level	-2.567030	

Null Hypothesis: ROUBLE has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.609275	0.7896
Test critical values:	1% level	-3.959956	
	5% level	-3.410744	
	10% level	-3.127162	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: ROUBLE has a unit root

Exogenous: Constant
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-0.138167	0.9435
Test critical values:	1% level	-3.431532	
	5% level	-2.861947	
	10% level	-2.567030	

Null Hypothesis: ROUBLE has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-1.599862	0.7933
Test critical values:	1% level	-3.959952	
	5% level	-3.410742	
	10% level	-3.127160	

Null Hypothesis: ROUBLE is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 54 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		6.417560
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

Null Hypothesis: ROUBLE is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 54 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		1.555331
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000

	10% level	0.119000

Null Hypothesis: D(ROUBLE) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 8 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-22.41613	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.959956	
	5% level	-3.410744	
	10% level	-3.127162	

I. L'indice RTS

Null Hypothesis: RTS has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.152985	0.2240
Test critical values:	1% level	-3.431532	
	5% level	-2.861947	
	10% level	-2.567030	

Null Hypothesis: RTS has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.065565	0.5644
Test critical values:	1% level	-3.959953	
	5% level	-3.410742	
	10% level	-3.127161	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: RTS has a unit root
Exogenous: Constant
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.163558	0.2200
Test critical values:	1% level	-3.431532	
	5% level	-2.861947	
	10% level	-2.567030	

Null Hypothesis: RTS has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 13 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.079776	0.5564
Test critical values:	1% level	-3.959952	
	5% level	-3.410742	
	10% level	-3.127160	

Null Hypothesis: RTS is stationary
Exogenous: Constant
Bandwidth: 54 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		1.670079
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Null Hypothesis: RTS is stationary
Exogenous: Constant, Linear Trend
Bandwidth: 54 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		1.197581
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Le RTS est un processus I (1). Afin de stationnariser nous faisons appel au filtre de différence première.

Null Hypothesis: D(RTS) has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=31)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-62.23461	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.959953	
	5% level	-3.410742	
	10% level	-3.127161	

Test de Dickey-Fuller Augmenté

	t-stat	p-value	Stationnarité
LRTS		0.5656	Non
LIP		0.4974	Non

Tableau 138. Test ADF

Test d'Elliot-Rottenberg-Stock

Le tableau ci-dessous présente les valeurs critiques du test d'Elliot-Rottenberg-Stock.

Valeur critique	1%	5%	10%
Sans dérive	-2.58	-1.95	-1.62
Avec dérive	-3.48	-2.89	-2.57

Tableau 139. Les valeurs critiques d'Elliot-Rothenberg-Stock

On **rejette** la non-stationnarité si le test est **inférieur** à la valeur critique à 5%.

Résultat du test

	t-stat	t-crit à 5%	Stationnarité
LRTS	-0.2077	-1.95	Non
LIP	0.8498	-2.89	Non

Tableau 140. Test ERS

D'après le test les séries sont non-stationnaires.

Test de KPSS

Valeur critique	1%	5%	10%
Sans dérive	0.739	0.463	0.347
Avec dérive	0.216	0.146	0.119

Tableau 141. Les valeurs critiques du test KPSS

Résultat du test

	t-stat	t-crit	Stationnarité
LRTS	2.3325	0.463	Non
LIP	4.2877	0.463	Non

Tableau 142. Test KPSS

Test de Phillips-Perron

Résultat de test

	t-stat	t-crit	Stationnarité
LRTS	-5.8684	-2.87	Non
LIP	-1.7876	-2.87	Non

Tableau 143. Test de Phillips-Perron

Le test de P-P nous indique que les séries en ne sont pas stationnaires.

Les tests de ruptures de Chow

2003/05

Chow Breakpoint Test: 2003M05
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2000M02 2019M12

F-statistic	0.075815	Prob. F(1,237)	**0.7833**
Log likelihood ratio	0.076443	Prob. Chi-Square(1)	0.7822
Wald Statistic	0.075815	Prob. Chi-Square(1)	0.7831

2006/05

Chow Breakpoint Test: 2006M05
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2000M02 2019M12

F-statistic	1.426851	Prob. F(1,237)	0.2335
Log likelihood ratio	1.434578	Prob. Chi-Square(1)	0.2310
Wald Statistic	1.426851	Prob. Chi-Square(1)	0.2323

2009/04

Chow Breakpoint Test: 2009M04
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2000M02 2019M12

F-statistic	0.115646	Prob. F(1,237)	0.7341
Log likelihood ratio	0.116594	Prob. Chi-Square(1)	0.7328
Wald Statistic	0.115646	Prob. Chi-Square(1)	0.7338

2012/04

Chow Breakpoint Test: 2012M04
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2000M02 2019M12

F-statistic	2.637148	Prob. F(1,237)	0.1057
Log likelihood ratio	2.644716	Prob. Chi-Square(1)	0.1039
Wald Statistic	2.637148	Prob. Chi-Square(1)	0.1044

2016/02

Chow Breakpoint Test: 2016M02
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2000M02 2019M12

F-statistic	0.736268	Prob. F(1,237)	0.3917
Log likelihood ratio	0.741330	Prob. Chi-Square(1)	0.3892
Wald Statistic	0.736268	Prob. Chi-Square(1)	0.3909