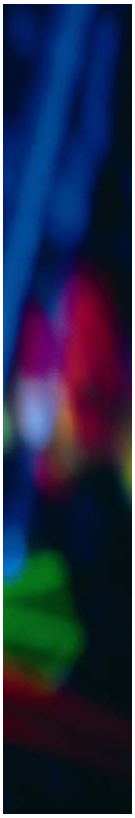
ParisTech
INSTITUT DES SCIENCES ET TECHNOLOGIES
PARIS INSTITUT OF TECHNOLOGY

AgroParisTech
INSTITUT DES SCIENCES ET INDUSTRIES DU VIVANT ET DE L'ENVIRONNEMENT
PARIS INSTITUTE OF TECHNOLOGY FOR LIFE, FOOD AND ENVIRONMENTAL SCIENCES



Ecole Doctorale ABIES
Agriculture
Agriculture
Alimentation
Food
Biologie
Biology
Environnement
Environment
Santé
Health

Doctorat ParisTech

T H È S E

pour obtenir le grade de docteur délivré par

L'Institut des Sciences et Industries du Vivant et de l'Environnement

(AgroParisTech)

Spécialité : Science Economique

présentée et soutenue publiquement par

Nejla BEN ARFA

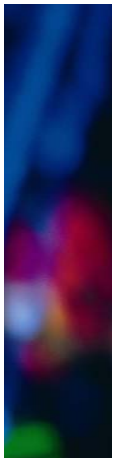
le 19 juillet 2011

Changements structurels et dynamiques spatiales des exploitations laitières

Directeur de thèse : **Florence JACQUET**
Co-encadrement de la thèse : **Karine DANIEL**

Jury

M. Alban THOMAS,	Directeur de recherche, INRA Toulouse	Président
Mme Julie Le GALLO,	Professeur, Université de Franche-Comté	Rapporteur
M. Carl GAIGNE,	Directeur de recherche, INRA Rennes	Rapporteur
M. Jean Pierre BUTAULT,	Directeur de recherche, INRA Nancy	Examinateur
Mme Anne RICHARD,	Directeur Economie et Qualité, Cniel	Examinateur
Mme Florence JACQUET,	Directeur de recherche, INRA Grignon	Encadrante
Mme Karine DANIEL,	Enseignant -Chercheur, ESA Angers	Encadrante



GROUPE ESA

Laboratoire de Recherche en Science Sociale
55, Rue Rabelais BP. 30748
49007 Angers Cedex 01 France

Cniel
Centre national interprofessionnel de l'économie laitière

Remerciements

Je voudrais exprimer mes profonds et sincères remerciements à tous ceux qui m'ont aidée, de près ou de loin à accomplir ce travail de recherche.

Tout d'abord je remercie Dieu de m'avoir donné la force et le courage de commencer cette thèse et de m'avoir aidé à l'accomplir.

Merci à mes deux encadrantes de thèse Florence JACQUET et Karine DANIEL pour la confiance qu'elles m'ont toujours témoignée et pour leurs suggestions, conseils et encouragements si précieux.

Merci Florence d'avoir su trouver le temps de me faire partager directement ou indirectement, ta riche expérience professionnelle et surtout merci pour ta patiente, ton exigence et ta confiance indéfectible.

Merci Karine pour ton soutien au quotidien, tes encouragements et ton aide inestimable aussi bien sur le plan professionnel que personnel. Je porte pour toi et toute ta famille une affection toute particulière.

Merci à Kostas Karantininis, professeur au Royal Agricultural University of Copenhague, pour l'intérêt porté à mon travail, son aide pour l'élaboration de la modélisation et surtout du temps qu'il m'a consacré lors de nos nombreuses discussions sur Skype.

Merci à Scott Shonkwiler, professeur à l'University of Nevada à Reno, pour son implication son aide et ses conseils judicieux pour la programmation du modèle SHAC.

Merci à Amos Golan, Professeur à l'American University à Washington, pour sa disponibilité lors du «summer program » qui m'a permis d'améliorer mes connaissances sur la théorie de l'information et l'entropie croisée et généralisée.

Merci au CNIEL qui a accepté de financer trois ans de thèse et un merci particulier à Anne Richard pour l'intérêt qu'elle a montré pour mon travail de recherche.

J'adresse également mes remerciements à Mme Julie le Gallo et M. Carl Gaigné d'avoir accepté d'être les rapporteurs de mon travail ainsi que Mme Anne Richard, M. Jean Pierre Butault et M. Alban Thomas d'avoir fait partie de mon jury.

Merci à Carmen qui m'a aidée dans la difficile et ingrate tâche de recherche et traitement des données et dans la programmation du modèle économétrique, j'ai particulièrement apprécié son intelligence et son ouverture d'esprit.

Merci aussi à tous mes collègues de l'ESA : Bertille, Catherine, Pascal, Katia, Amélie, Mathilde et François, avec qui je passe de bons moments de convivialité, Louis-Marie et Anne, avec qui j'ai partagé le bureau et plein de bons chocolats.

Je remercie également tout le personnel de l'ESA d'Angers et les collègues de l'Inra de Nantes pour lesquels j'ai beaucoup d'estime.

Un merci tout particulier à Meriem qui est toujours à mon écoute et à qui je souhaite tout le bonheur du monde. Merci également à mes cousines Afef et Doha et à mes amies, Claire et Véronique.

Merci à mon mari Mohamed. Sans sa patience, ses encouragements et sa tendresse ce travail n'aura pas eu lieu. Je lui souhaite beaucoup de réussite et de courage pour terminer sa thèse.

Enfin mes pensées vont à ma très chère fille Lina qui a supporté pendant neuf mois le stress et les longues journées de travail de thèse et qui subit encore le rythme de vie des doctorants. Mes pensées vont également à ma maman que je ne saurais jamais remercier, à mon papa qui a toujours cru en moi, à ma sœur et meilleure amie Nejet, à mes frères, Lassaad, Monaam et Chokri pour leur soutien quotidien et inconditionnel, à ma belle mère et mes beaux frères qui m'ont toujours soutenue pour aller jusqu'au bout .

C'est à vous Mohamed, Lina, ma famille et ma belle famille que je dédie ce travail de recherche. Veuillez trouver ici le témoignage de mon amour profond.

A
Mohamed
Ma Chère fille Lina
Ma maman et mon papa

Sommaire

Introduction Générale **1**

Chapitre 1
Evolution et localisation de la production laitière en France **7**

I. Evolution et localisation de la production laitière en France : Aperçu historique 7
II. Evolution et localisation de la production agricole : Approches théoriques 23
III. Evolution et Localisation de la production agricole : Cadre méthodologique 37

Chapitre 2
Agricultural policies and structural change in French dairy farms: A non-stationary Markov model **62**

Chapitre 3
Dynamiques de localisation de la production Agricole et laitière en France **89**

I. Dynamiques spatiales de la production agricole en France 90
II. Dynamique de localisation des exploitations laitières 124

Chapitre 4
Agglomeration and dispersion forces in the French dairy sector: a spatial HAC estimation **134**

Chapitre 5
Generalized Cross Entropy Approach to Model Spatio-Temporal change in the structure of French Dairy Farms **159**

Conclusion Générale **194**

INTRODUCTION GENERALE

En 19 ans, de 1988 à 2007, la France a perdu plus de 65% de ses exploitations laitières. Leur nombre est passé de 268 600 à 92 800, et ce sont encore aujourd'hui plus de 5000 d'entre elles qui disparaissent chaque année. Parallèlement à cette réduction du nombre des exploitations, on constate une baisse du nombre de vaches laitières de l'ordre de 33% d'environ 5 699 800 à 3 809 000 entre 1988 et 2007. En même temps, la taille moyenne des troupeaux laitiers a augmenté de 38%, passant de 29 à 40 vaches laitières pour la même période.

Tandis que le nombre des petites exploitations diminue, le nombre des grandes exploitations ne cesse d'augmenter. En 1988, 95% des exploitations laitières avaient moins de 50 vaches. En 2007, 70% des exploitations ont moins de 50 vaches mais 49.2% des vaches laitières sont localisées dans des exploitations ayant plus de 50 vaches. Ceci signifie que, tandis qu'en termes de nombre d'exploitations, le secteur laitier en France reste dominé par des troupeaux relativement petits (moins de 50 vaches), la majorité de la production se concentre dans des exploitations ayant plus de 50 vaches.

Il y a un fort intérêt pour comprendre les facteurs qui influencent ces évolutions. De manière générale, les changements technologiques et les prix relatifs des inputs et des outputs sont les facteurs les plus fréquemment identifiés dans la littérature pour expliquer le changement structurel des exploitations agricoles (Gardner et Pope, 1978 ; Kislev et Peterson, 1982; Karantininis, 2002). Plusieurs auteurs (Leathers, 1992 ; Goddard et al., 1993 ; Huffman et Evenson, 2001 ; Ahrean et al. 2005 ; Key et Roberts, 2006, 2007) mettent également en évidence l'effet des politiques agricoles sur la croissance, l'entrée et la sortie des exploitations agricoles.

Dans le secteur laitier, la Politique Agricole Commune a conduit dans une première période qui va de sa création dans les années 60 jusqu'aux débuts des années 1980, à un développement important de la production, du fait en particulier du succès de la politique de soutien des prix aux producteurs. En 1984, l'instauration des quotas laitiers marque une nouvelle étape de cette politique. La gestion des excédents de production est en effet devenue le problème majeur, et le contrôle quantitatif de l'offre s'impose dans le secteur laitier comme l'instrument le plus efficace de résoudre ce problème sans mettre en péril le revenu des

producteurs. Les modalités d'instauration de cette politique de contrôle de l'offre au niveau national seront néanmoins différentes selon les Etats membres.

La PAC connait ensuite de nombreuses réformes, qui se traduisent dans le secteur laitier, comme dans l'ensemble des secteurs par la diminution de l'intervention publique et une place plus grande laissée aux mécanismes de marché. Ces réformes passent en particulier par une baisse des prix garantis aux producteurs qui sont progressivement remplacée par des aides directes de plus en plus indépendantes (découplées) des volumes et de la nature de la production.

Aujourd'hui, la politique laitière entre dans une nouvelle phase, avec les accords pris au sein de l'Organisation Mondiale du Commerce qui conduisent l'Union Européenne à réformer en profondeur sa Politique Agricole Commune, en mettant fin aux instruments d'intervention publiques jugés distorsifs sur les marchés qui continuent d'exister. La politique laitière est particulièrement concernée et la suppression des quotas est prévue pour 2015.

En 1984, la France affichait clairement deux objectifs : maintenir la production laitière sur une grande partie du territoire et favoriser le développement d'exploitations laitières moyennes. Dans les faits, la réalisation du premier objectif a été plus évidente. En 2007, la production laitière est encore présente dans 79% des cantons français (hors Paris et petite couronne). L'objectif a été, en effet, de favoriser les zones les plus difficiles, au travers de redistribution de références de quota en particulier (Institut de l'élevage, 2009).

Malgré cette volonté politique la répartition géographique de la production laitière n'est pas homogène sur le territoire français. Trois régions (sur vingt-quatre) concentrent près de 50% de la production totale française (42% des exploitations et 45% des troupeaux). Par ailleurs, la densité laitière atteint des sommets dans certains bassins laitiers à la vocation laitière la plus affirmée (40VL/Km² et plus dans la Manche et le Pays de Fougères, le Nord-Ouest du Finistère, etc.). Cette concentration[1] spatiale de la production laitière est particulièrement marquée si on la compare à celle des autres productions agricoles. Elle est également l'une des plus controversées dans les débats politiques et publiques notamment suite au Grenelle de l'Environnement qui pointe les problèmes environnementaux qu'engendre la concentration géographique de la production agricole en général, et celle des élevages en particulier.

[1] Dans la suite de la thèse en aborde la notion de concentration sous l'angle de l'indice de Gini (sans tenir compte de la proximité géographique) ou au sens d'une autocorrélation spatiale (en tenant compte de la proximité géographique)

Des disparités persistent également en termes de baisse du nombre d'exploitations laitières. Certaines régions comme le Centre, la Bourgogne, le Poitou-Charentes, l'Aquitaine et le Limousin (constituant la périphérie des zones laitières) ont connu des taux de disparition des exploitations laitières de plus de 70%. Dans ces régions déjà peu laitières à l'origine l'élevage de ruminants régresse face aux cultures. Au niveau départemental, la diminution des exploitations laitières varie de 38% pour le département du Doubs (grâce à un dynamisme de la filière fromagère organisée autour de la fabrication du Comté) jusqu'à 84 % pour la Gironde qui a connu une très forte diminution du nombre de ses exploitations.

En raison des réglementations nationales, ces rythmes restent modérés comparativement à ce qui est observé à l'étranger. En effet, le lien fort des quotas laitiers au foncier ainsi que la distribution régionale et départementale des quotas, ont fait que ces changements structurels et géographiques en France sont moindres que ceux observés aux autres pays voisins du Nord de l'Europe où la restructuration a été beaucoup plus forte.
En effet, l'application des quotas laitiers, dans ces pays, s'est faite de manière moins administrée et plus libérale, avec la mise en œuvre d'un marché (ou d'une bourse) des quotas. Cette orientation a permis d'accélérer le rythme de restructuration des exploitations et de favoriser une certaine délocalisation de la production laitière entre régions. Ce type d'évolution a été particulièrement sensible au Royaume-Uni avec un déplacement des droits à produire de l'ouest et du sud de l'Angleterre vers le Pays de Galles et surtout vers l'Irlande du Nord. Dans une moindre mesure, ce phénomène se retrouve en Bavière (au profit des zones les plus herbagères) ou en Espagne (Guesdon et al. 2006). En Italie, par contre, la production tend à se concentrer de plus en plus dans la vallée de Pô et plus particulièrement dans la région de Lombardia (Alliance Environnement, 2008). Lassen et al. (2008) (cité par Mosnier et Wieck 2010) notent qu'en Allemagne les régions qui ont une densité laitière déjà élevée (>2400 kg de lait par hectare) profitent de la mobilité des quotas et gagnent considérablement entre 1999 et 2007. La suppression des quotas aurait donc peu d'effets internes sur ces pays européens ayant permis d'ores et déjà la mobilité des quotas. Les facteurs qui seront plutôt à l'œuvre dans le façonnement de la cartographie laitière européenne dépendront, d'une part, des stratégies des industriels, principalement des groupes privés, en matière d'implantation de leurs sites et, d'autre part, des choix en matière de politiques agricoles et environnementales.

En France, la suppression des quotas pourrait cependant conduire à des déplacements géographiques de la production laitière. Cette délocalisation se fera certainement au détriment

des bassins à faible densité laitière cumulant plusieurs handicaps : des coûts de collecte du lait élevés; une faible valorisation commerciale des produits laitiers ; une productivité du travail limitée et une forte dépendance à l'égard des soutiens publics directs. La suppression des quotas pourrait aussi modifier la nature des relations entre producteurs et industriels (Chatellier, 2009). La mise en place du système de contractualisation entre agriculteurs et industriels est une des voies envisagées pour réguler l'offre et faire face à ces nouveaux enjeux.

Dans cette thèse nous analysons les déterminants de la croissance et de la localisation des exploitations laitières françaises. Si les choix français en matière de gestion des quotas ont freiné la concentration géographique de la production laitière par rapport à d'autres pays, des dynamiques structurelles et spatiales ont cependant eu lieu. Notre objectif est d'étudier les déterminants de ces dynamiques, ce qui nous permettra d'apporter des éléments éclairant ce qui pourra se passer lors de la suppression des quotas.

D'un point de vue théorique, l'analyse de la croissance des unités de production (entreprises/ exploitations) a donné lieu à un affrontement entre deux grands champs théoriques qui se différencient tant par leurs hypothèses de base que par leurs conclusions sur l'éventuelle relation entre la taille et la croissance de l'entreprise.
Les approches en termes de croissances aléatoires (stochastiques) postulent que la croissance des entreprises est indépendante de leur taille, le taux de croissance des entreprises suit alors un processus aléatoire, ce qui confirme la loi de Gibrat (1931) et s'oppose aux apports théoriques sur les économies d'échelle. La méthode consistant à utiliser le processus aléatoire markovien a été fréquemment mobilisée dans les premières applications empiriques (Judge et Swanson 1961; Palberg 1962 ; Keane 1976 ; Garcia et al. 1987). Le réalisme de l'hypothèse de cette loi est très souvent soumis à de nombreuses critiques. En effet, l'état stationnaire préconisé dans cette loi, qui suppose l'indépendance entre la croissance et les caractéristiques des entreprises et de leur environnement, est rarement approprié pour les phénomènes économiques qui sont sujets à des changements exogènes fréquents.
Les approches « déterministes », dans lesquelles l'hypothèse de stationnarité est relâchée, mettent donc en évidence l'impact des variables exogènes susceptibles d'affecter la distribution des tailles des entreprises. Ceci a donné naissance aux modèles de Markov non-stationnaires qui ont été développés dans plusieurs applications empiriques (Telser, 1963 ; Disney et al., 1988 ; Chavas et Magand, 1988 ; Zepeda, 1995 a et b ; Karantininis, 2002…).

A ce dernier type d'approche, on peut également ajouter tout un ensemble de travaux issus de la nouvelle économie géographique, initié par Krugman (1991), qui mettent en relation les caractéristiques de la croissance des entreprises avec les avantages géographiques et les choix de localisation des entreprises. Ces travaux considèrent non seulement que la croissance et l'accumulation de connaissances est une force d'agglomération mais également que l'agglomération est une source de croissance. En effet, l'existence de rendements croissants avec la densité ou la présence de diffusions technologiques localisées influencent le développement d'activités innovantes, améliorent leur productivité et contribuent à leur croissance ce qui attire d'autres activités qui se localisent à proximité (Martin et Ottaviano, 2001 ; Baldwin et Martin, 2004 ; Baldwin et al., 2003 ; Finglton et al., 2007…).
La plupart des contributions empiriques prenant en compte la dimension spatiale et appliquant les chaines de Markov se sont limitées à des analyses transversales et comparatives entre régions et ne prennent pas en compte ces effets d'agglomération et interactions entre les régions (Judge et Swanson, 1962 ; Chavas et Magand, 1988 ; Gillespie et Fulton, 2001 ; Jongeneel et al., 2005 ; Huettel et Jongeneel, 2009). Nous avons souhaité dans cette thèse intégrer dans l'analyse des dynamiques structurelles par les chaines de Markov la dimension spatiale afin de détecter d'éventuels effets d'agglomération.

Cette thèse a ainsi pour objectif d'identifier l'impact des facteurs, non seulement liés à l'environnement socio-économique des exploitations laitières mais aussi, et là est l'originalité de notre travail, à l'environnement biophysique (localisation, agglomération, accès aux marchés des inputs et des outputs…), qui agissent sur les dynamiques d'ajustement (temporelles et spatiales) des exploitations laitières: Quels sont ces facteurs et comment agissent-ils ? Quels sont ceux liés à la structure, à la localisation, aux marchés et ceux liés aux politiques ? Quels sont ceux qui jouent comme étant des forces de concentration et ceux comme étant des forces de dispersion ? Quelles sont les exploitations qui disparaissent ? Quelles sont celles qui profitent des moyens de productions ainsi libérés? Quelles conséquences sur l'occupation de l'espace ?

Telles sont les questions auxquelles nous avons cherché à répondre par une démarche qui prend en compte, explicitement, le changement non seulement structurel mais aussi spatial des exploitations laitières et soit capable de nous révéler non seulement l'impact des facteurs traditionnels tels que les mesures de politiques agricoles, mais aussi l'impact de la concentration et l'agglomération spatiale sur la structure des exploitations laitières en terme de croissance, d'entrée, de sortie et de localisation.

Pour ce faire, dans le chapitre 1, une revue historique, théorique et méthodologique est présentée afin de dresser l'évolution du secteur laitier en termes de croissance et de localisation, d'identifier les déterminants possibles de cette évolution et de présenter les méthodes capables d'expliciter les effets de ces déterminants.
Dans le chapitre 2, une modélisation globale du changement structurel du secteur laitier est adoptée en utilisant la méthode des chaines de Markov non-stationnaires, qui nous offre la possibilité de modéliser l'ajustement structurel en fonction de certains facteurs explicatifs avec une attention particulière portée sur l'effet des politiques agricoles. La dimension spatiale n'est pas présente dans cette première analyse.

Le chapitre 3 est dédié à l'analyse de la dynamique spatiale de la production agricole en général et de la production laitière en particulier afin de déceler une éventuelle autocorrélation spatiale, en utilisant des méthodes de l'analyse exploratoire des données spatiales. Ce chapitre nous permettra de mettre en évidence une autocorrelation spatiale positive très significative dans la production laitière.

Ce résultat nous a amené dans le chapitre 4 à considérer explicitement la dimension spatiale dans la modélisation afin de tenir compte des disparités et interactions régionales et des dotations naturelles spécifiques à chaque localisation. Pour ce faire, on s'est basé sur les théories de la nouvelle économie géographique et les méthodes d'économétrie spatiale.

Dans le chapitre 5, l'analyse a été étendue et combine les deux méthodes des chaines de Markov et de l'économétrie spatiale, afin de considérer simultanément les deux dimensions temporelle et spatiale. Dans cette perspective, la flexibilité de la méthode de l'entropie croisée et généralisée nous a permis de construire un modèle spatial récursif dynamique qui prend en compte les interactions dans l'espace mais également dans le temps. Ce travail permet de prédire l'effet des facteurs précédemment identifiés selon la taille des exploitations laitières et selon leur localisation.

CHAPITRE 1

EVOLUTION ET LOCALISATION DE LA PRODUCTION LAITIERE EN FRANCE

L'évolution du nombre et de la taille des exploitations agricoles ainsi que la concentration de la production dans quelques exploitations et quelques régions est souvent définie dans la littérature par le changement structurel. Le changement structurel en agriculture est un processus dynamique et complexe. Il dépend de plusieurs facteurs notamment de l'environnement social, économique, technique et politique des exploitations.
En France, le secteur laitier a subit au fil du temps de profondes évolutions en termes de structures de production, de manières de produire et de lieux de production. Dans ce chapitre, une revue historique, théorique et méthodologique est présentée afin de dresser l'évolution du secteur laitier en termes de croissance et de localisation, d'identifier les déterminants de cette évolution et de présenter les méthodes capables d'expliciter les effets de ces déterminants.

I. EVOLUTION ET LOCALISATION DE LA PRODUCTION LAITIERE EN FRANCE : APERÇU HISTORIQUE

A première vue, l'évolution et la répartition géographique de la production agricole semble être le fruit des conditions naturelles et climatiques favorables qui ont tout façonné. Certes, ce sont des éléments importants mais pas forcément essentiels (Calvez, 2006). Plusieurs auteurs mettent en exergue d'autres facteurs économiques, sociétaux (sociaux), techniques ou politiques.
Afin de mettre en évidence ces facteurs nous présentons des éléments historiques pour voir l'évolution de l'élevage notamment laitier, en nous appuyant sur des travaux d'historiens, de géographes et d'archéologues.

Longtemps l'élevage est considéré comme le mal nécessaire des économies céréalières. L'animal ne sert qu'à fertiliser le sol et valoriser le reste des cultures, et dans ce rôle le

mouton est préféré au bœuf ou à la vache, plus encombrants et plus difficiles à nourrir (Antoine, 2006).

Lepetz et al. (2000), avec une approche carpologique et archéozoologique, tentent d'expliquer la distribution géographique des productions animales et végétales depuis l'époque Gallo-Romaine. Ils mettent en évidence la relation entre la répartition des cultures et celle des animaux. Ils notent que le bœuf domine plutôt dans les terroirs septentrionaux, à l'exception de quelques parties de la Manche, alors que la «zone du mouton » a tendance à s'étendre vers le sud. Cette répartition animale s'accompagne d'une nette répartition des cultures des céréales. Dans les zones où la qualité des sols est moindre, la culture des blés vêtus (amidonnier et épeautre puis orge, selon l'époque) est néanmoins envisageable car ils supportent les sols minces et résistent bien à la sécheresse. Le bœuf semble être préférentiellement associé à ces cultures et exige du fourrage vert issu des prairies durant le printemps, et des fourrages d'appoint en hivers, sous forme de foin et de céréales. Un peu plus au sud, en Ile-de-France, les sols étant de meilleure qualité et les ressources hydriques abondantes, il est dès lors envisageable de pratiquer la culture céréalière (froment) sur de grandes étendues. Le mouton était alors adapté à ce type de cultures, il peut, en effet se contenter de pâturer les friches, les jachères ou les chaumes après les récoltes et accepte volontiers de consommer les tiges de céréales, généralement dédaignées par le grand bétail. En effet à partir de cette époque, une répartition particulière des espèces animales et végétales de première importance s'observe à l'échelle régionale. Cette répartition s'adapte aux demandes de nouveaux marchés et change selon les exigences des époques, en l'occurrence urbaines et militaires (Lepetz et al., 2000). Par exemple, la période romaine a imposé des modifications non seulement qualitatives mais aussi techniques dans la nature des productions végétales et animales (abandon de cultures mixtes, abandon de la coupe haute, croissance de la stature des animaux…). Ou encore le rapport aux animaux qui change d'abord un élevage de service (bœufs et moutons) puis de prestige (cheval), tous deux se développent et impliquent l'intégration de parcelles non céréalières dans le cycle (les fourrages).

Lepetz (2004), constate également, au cours de la période de « romanisation de la Gaule du Nord » une évolution notable du phénomène pastoral. Les bovins, sont particulièrement adaptés pour illustrer ce phénomène grâce à la meilleure conservation de leurs os, particulièrement solides. L'étude de leurs restes témoigne du passage d'une « *importation physique d'animaux aux caractères physiologiques archaïques – au début de la période – à une amélioration progressive de souches indigènes* ». Cette évolution, si elle est générale, elle

est néanmoins plus ou moins marquée selon les sites fouillés. Cette étude met en évidence également une évolution dans l'orientation stratégique de l'élevage. Grâce à l'identification de l'âge des animaux cette étude tente de déterminer la destinée de l'animal: l'abattage d'animaux jeunes révèlerait un élevage pour la viande ; un âge moindre permettrait de suggérer un élevage pour la laine ; enfin, un élevage pour le lait laisserait découvrir les ossements d'animaux très jeunes.
Le site fouillé dans le département de l'Oise témoigne plutôt d'un changement d'orientation de l'élevage vers une production laitière au cours du IVème siècle.

Bloch (1931), remonte jusqu'au haut Moyen Age et l'avant-guerre de 100 ans pour expliquer « *les diversités régionales de la structure sociale française* », le morcellement et l'occupation du sol. Il fait dès lors la distinction entre les pays et les régions « *d'habitat dispersé* » caractérisés pas des enclos (Dans le Poitou et aux abords du Massif Central), et les pays et les régions « *d'habitat aggloméré* » caractérisés par des champs ouverts et allongés.

Bloch s'est de plus en plus intéressé aux régions de montagne anciennement spécialisées dans l'élevage, dans plusieurs écrits. Il s'est alors intéressé au pastoralisme et à la transhumance. Il montre qu'en dépit des difficultés du sol et du climat, « *les montagnards* », pendant longtemps, cultivèrent des céréales « *jugées indispensables à la nourriture de l'homme et que l'on ne pouvait ni n'osait attendre uniquement des échanges avec les contrées, à cet égard, plus favorisées par la nature* ». Ces cultures ont aujourd'hui beaucoup décru voire été abandonnées telles que le millet. « *L'élève du bétail, pourtant, fut de tout temps le mode d'exploitation fondamental, devenu aujourd'hui prépondérant. Ce souci primordial, les particularités des conditions matérielles auxquelles doivent là-bas s'adapter les troupeaux, enfin les traditions héritées d'un passé, lui aussi très spécial, expliquent l'établissement d'institutions agraires…* » (Bloch, 1932, p.499).
A cette époque, les régions d'élevage étaient, donc, plutôt localisées dans les régions montagneuses avec une transhumance très marquée entre la montagne (l'été) et les plaines (basses terre) (l'hiver)… En plus des Pyrénées occidentales, cette «*spécialisation pastorale, ... en raison de la proximité des terres à blé, fut dans les massifs auvergnats beaucoup plus précoce que, par exemple, dans les Alpes* » (Bloch, 1933, p.318).

Cependant, jusqu'au début de l'époque moderne, l'élevage est avant tout destiné à fournir la fumure et la force de trait pour l'exploitation. Puisqu'il n'est qu'une activité annexe, les

bestiaux sont nourris sur les chaumes, les jachères et les prairies naturelles qui ne couvrent qu'une modeste superficie. A cela s'ajoutent, plus ou moins importants selon les régions, les pâturages collectifs sur les champs, les prés et dans les forêts.

Au milieu du XVIIIe siècle, de nouvelles conceptions s'introduisent : progrès en plaine de l'agriculture intensive et l'individualisme agraire, profondes transformations économiques et sociales, extension dans les vallées des prairies et cultures fourragères aux dépends des emblavures, ce qui permet de nourrir plus facilement le bétail l'hiver. Si l'élevage n'est pas encore une fin en soit, il doit néanmoins, devenir rentable et productif. « *Les pratiques traditionnelles, deviennent l'objet de réprobation. Les législateurs et les agronomes n'auront de cesse, durant plus d'un siècle, qu'elles ne disparaissent* » (Vivier, 1999).

Décrivant ces progrès, Bloch déclare : « *Nulle part, les progrès agricoles des XIXe et XXe siècles n'ont atteint les conditions de la vie rurale plus profondément que dans les régions traditionnellement classées comme de terre pauvre ou très pauvre ; et je ne sais si le bouleversement qui s'est ainsi produit dans l'échelle des valeurs économiques, entre les diverses contrées, ne devrait pas être rangé parmi les traits fondamentaux de l'évolution européenne, durant l'époque qui nous a immédiatement précédés* » (Bloch, 1936, p. 403). « *Par toute la France, les anciennes "terres froides" des bocages ont cessé de faire figure de parents pauvres ; elles ont pour la plupart peu à peu égalé la prospérité des campagnes à sous-sol calcaire qui, jadis, les dominaient de tout l'orgueil de leurs moissons ; elles l'ont parfois dépassée. A ce déplacement de richesse, je ne sais si les historiens de la France contemporaine, ceux notamment qui s'attachent à déceler les vicissitudes de sa carte politique, ont toujours accordé l'attention qui convenait* » (Bloch, 1932, p. 502-503). Il se produisit ainsi un « *renversement général des valeurs qui, au cours du XIXe siècle, modifia au profit des massifs anciens le classement des terres d'après leur richesse* » (Bloch, 1936, p. 273), une « *révolution* » qui a profondément modifié la carte humaine de la France (Bloch, 1942, II, p. 79).

Les traits essentiels de cette évolution se retrouvent partout : « *l'introduction de cultures nouvelles -fourrage et pommes de terre notamment,- l'appel fait aux engrais et surtout à la chaux, une plus exacte adaptation enfin de la production aux nécessités du sol et du climat – l'accent étant mis désormais sur l'élevage plutôt que sur les céréales* » (Bloch, 1936, p.403).

Au XIXe siècle, complètes transformations de plusieurs régions. On défriche sur la lande dans le centre. « *A partir de 1820 et surtout de 1840, le chaulage, qui a bouleversé l'économie du Centre tout entier, favorise les conquêtes de la terre arable ... ; la lande ... cesse d'être une réserve de culture temporaire pour se réduire au rôle fondamental de pâture.* » (Bloch, 1932, p. 493-497).

Un autre exemple d'une région transformée par les engrais et la spécialisation : le département de la Manche (Vezin, 1931 cité par Bloch, 1932). En 1830, là où s'arrêtent les landes, aux frontières perpétuellement mouvantes, on n'y voyait guère que des labours. Malgré la terre ingrate et le climat peu favorable, on cultivait partout des céréales et si les céréales cèdent la place à d'autres cultures, ce sont principalement les plantes textiles qui prennent le relais, pour les besoins immédiats des hommes en nourriture et vêtements. En 1930, l'herbe domine partout et si les céréales (champs d'orge et avoines) subsistent encore, leurs moissons désormais sont réservées au bétail. Le froment, servant à faire du pain, vient d'ailleurs. « *Le pays est devenu, en un siècle, une vaste entreprise d'élevage: il consomme lui-même, mais surtout il vend, en grandes quantités, laitages et viande de boucherie et dans tout l'Ouest exporte les reproducteurs*. »

« A l'économie nouvelle, l'homme a plié la nature même : ce sol, auquel manquaient calcium et phosphore, à force de « tangue » volée aux grèves marines, de chaux et d'engrais chimiques, il en a fait une terre féconde. Les habitants ont recréé la région. Du même coup, malgré les prix d'achat élevés dont sont grevés les produits que le pays ne donne plus, ils l'ont, en la « spécialisant », sauvée de l'antique misère » (Bloch, 1932, p. 502-503).

Même évolution en Bretagne, où on constate, par exemple, le rôle du chaulage à la commune de Bulat-Pestivien, en Cornouaille (Bloch, 1936, p. 596) et dans le Sud de l'Anjou, sur la rive gauche de la Loire (Bloch, 1936, p. 273).

Concernant la production laitière particulièrement, le lait était utilisé de tout temps par toute les populations citadines et rurales mais il n'est devenu un produit commercialisé qu'à partir du moment où la demande a augmenté et où la production a suivi. Le XVIIIe siècle, marque le début du développement du marché du lait, avec l'enrichissement de la bourgeoisie, le développement de la consommation de sucre et de café. « *A cette époque, en l'absence de moyens de transport rapides et de procédés de conservation efficaces, le lait devait être produit et collecté à proximité immédiate des lieux où il était consommé. Les fermes des laitiers-cultivateurs de la banlieue, ainsi que les étables des laitiers-nourrisseurs, situées à*

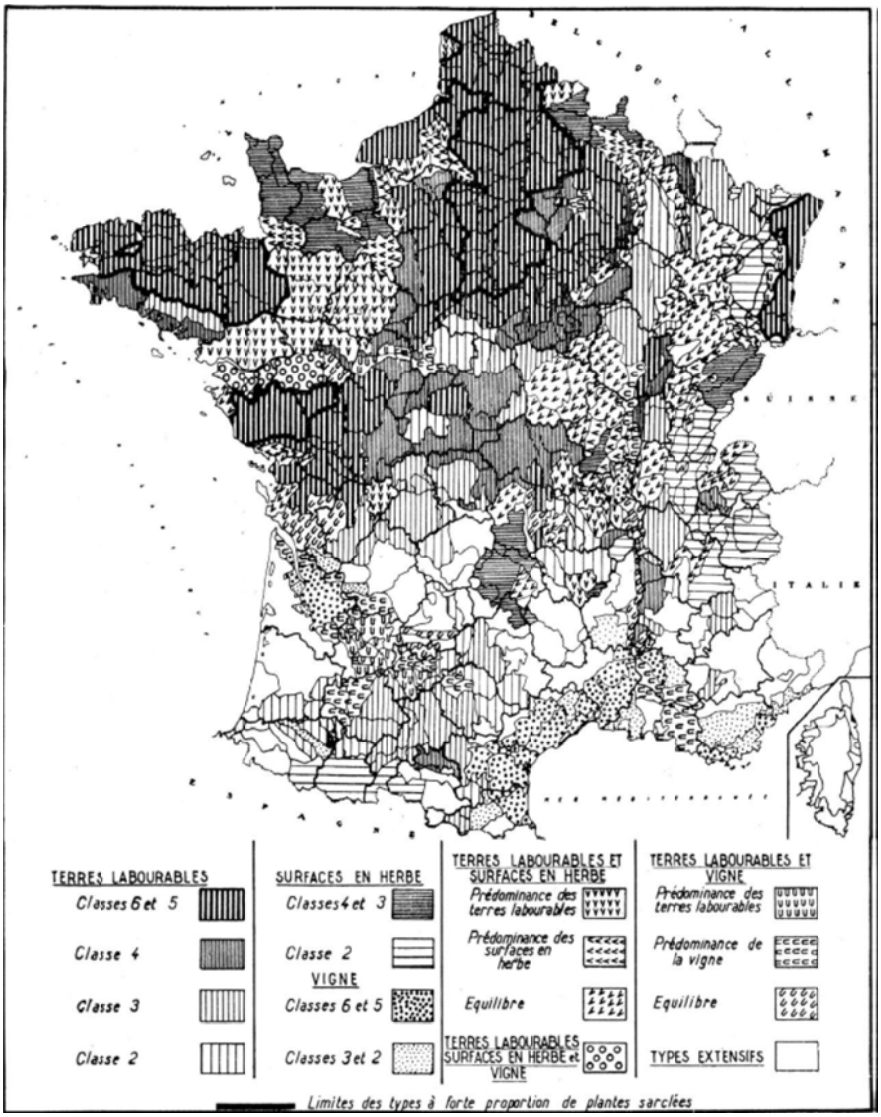
l'intérieur de la ville ou dans la proche banlieue urbanisée, en assuraient la production. » (Fanica, 2008, p.3).

Le métier de laitière petit à petit acquiert une réputation, les laitières sont de plus en plus nombreuses sous les porches de Paris (la ville la plus urbaine en France). Elles ne vivent pas d'une seule exploitation mais rassemblent le lait de plusieurs producteurs dès le début du XIXe siècle. A partir de 1830, la profession prend de l'importance. Il faut aller chercher le lait de plus en plus loin car la demande a fortement augmenté. Le mot « *crémerie* » et les premiers laitiers apparaissent alors.

Le nombre d'étables s'accroit à l'intérieur des villes, la population se plaignait des nuisances liées aux odeurs, au bruit, aux mouches, au purin qui s'entassait dans les étables favorisant l'extension des épidémies. Les vacheries ont été progressivement chassées vers l'extérieur de la ville. Le métier de laitiers-nourrisseurs tend alors à disparaître de la ville même.

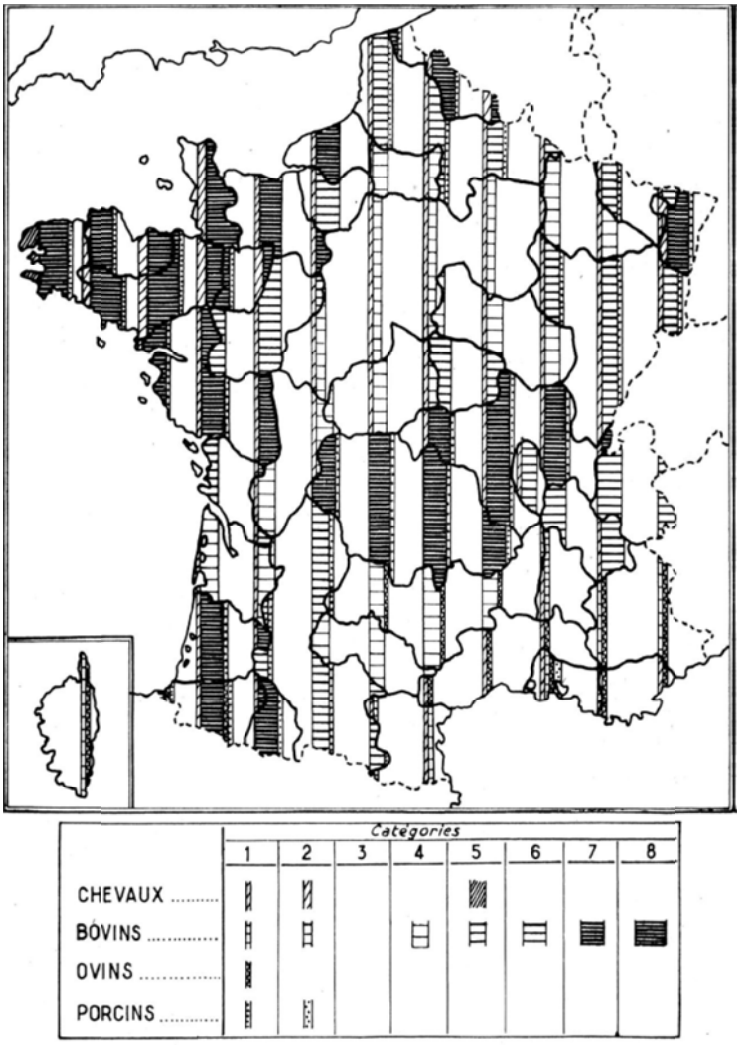
Avec l'introduction des cultures fourragères et des engrais, l'élevage s'est donc développé dans des régions autrefois céréalières (voir les cartes des répartitions des cultures (Figure 1.1) et des élevages (Figure 1.2) établit par Klatzmann, 1956). Ainsi, et pendant longtemps, la Normandie produit du beurre, des bœufs gras, des vaches laitières et des fromages, car elle ne peut vendre son lait en nature. L'Ile de France, plus proche de la ville de Paris vend du lait. Dès le XVIIIe siècle, se développe la notion de « ceinture laitière » autour de la capitale. Cette ceinture s'est rapidement élargit avec le développement des routes et des chemins de fer en 1840 (Fanica, 2008). « *Le concept de ceinture entourant Paris peut être généralisé à toute activité dont la rentabilité dépend de la distance jusqu'au centre de consommation.*» (Fanica, 2008 p. 50).

Figure 1.1 : Répartition géographique des cultures en France



Source : Klatzmann, (1956)

Figure 1.2: Répartition géographique des élevages en France



Source : Klatzmann, (1956)

Avec l'industrialisation, les laiteries traitent des quantités croissantes de lait. Il faut organiser le ramassage et le conditionnement (même sommaire), ainsi que le transport et la distribution. De nouveaux métiers émergent, la filière laitière naît. La transformation du lait se diversifie également, de nouveau produit apparaissent – les crèmes et le fromage blanc notamment- ce qui permet d'introduire le lait dans la cuisine et la pâtisserie. « *Seuls quelques gros industriels -la « laiterie Lecomte » par exemple- transforment les invendus en fromage*. » (Fanica, 2008 p.62). Dès le début du XXe siècle ils transforment les sous-produits en caséine séchée, lactalbumine et acide lactique, substances utilisées dans l'industrie. Le stockage et le transport du lait s'est développé suite à la transformation, par acidification, du lait en yaourt, début du XXe siècle. Par contre, Il a fallut attendre les années 1950 pour que le yaourt se commercialise vraiment, cependant la « Société laitière Maggi » en fabrique déjà à partir de 1912 (Pivot, 2002 cité dans Fanica, 2008).

Le XXe siècle marque également un renouveau institutionnel. D'abord, le mouvement coopératif qui se développe dans l'Ouest de la France au lendemain de la crise du phylloxera (en effet les viticulteurs de l'Ouest – Poitou, Vendée et Charentes- se reconvertissent dans la production laitière)[2] puis dans l'Est : Lyonnais, vallée du Doubs et ensuite dans la Manche. Ce mouvement contesté par les grossistes, trouve cependant un écho favorable chez les petits crémiers comme dans les deux exemples de la Brie et du Gâtinais (voir Fanica, 2008 et Calvez, 2006 pour un historique plus détaillé des coopératives laitières françaises). De grandes laiteries industrielles s'installent autour de Paris, un Syndicat des crémiers-détaillants se met en place pour contrecarrer l'influence des grossistes. Le mouvement coopératif et syndical rencontre un succès et est encouragé par l'Etat pour contrebalancer la puissance des industriels. Ce mouvement rencontre des hauts et des bas au moment de la première guerre mondiale, puis rebondit après la crise de 1929.
Ensuite, un groupement interprofessionnel est institué, il a pour mission de gérer les stocks, le ramassage et la livraison et même faire des stratégies de développement. Une politique d'organisation des marchés et de réglementation (étables indemne de tuberculose -1935, pasteurisation obligatoire- 1938) débute.

Avant la seconde guerre mondiale, la production laitière couvre juste les besoins de consommation. Au lendemain de celle-ci, le troupeau baisse considérablement du fait du pillage et la difficulté d'assurer l'entretien des bêtes (Tableau 1.1). Il s'en suit une pénurie des produits laitiers. Des cartes de rationnement sont imposées. L'approvisionnement de la capitale est diminué de plus de moitié. Toute la politique de l'après-guerre vise à restaurer la production.

Tableau 1.1: Production de lait en 1937 et 1947

Année	**Nombre de vaches laitières (millions)**	**Production annuelle moyenne par vache (litres)**	**Production totale de lait (millions d'hectolitres)**
1937	8.0	1790	143.7
1947	6.9	1324	91.8

Source: Fanica, 2008

[2] « *Les premières coopératives laitières sont créées à partir de 1887. Elles utilisent les écrémeuses centrifuges industrielles qui arrivent sur le marché. L'exemple de Chaillé, la première coopérative, est suivit rapidement. En 1905, on en compte 40 dans la Charente-inférieure, 40 dans les Deux-Sèvres et 18 en Vendée, avec une recette totale de 32458919 francs en vente de beurre»* (Fanica, 2008, p. 75).

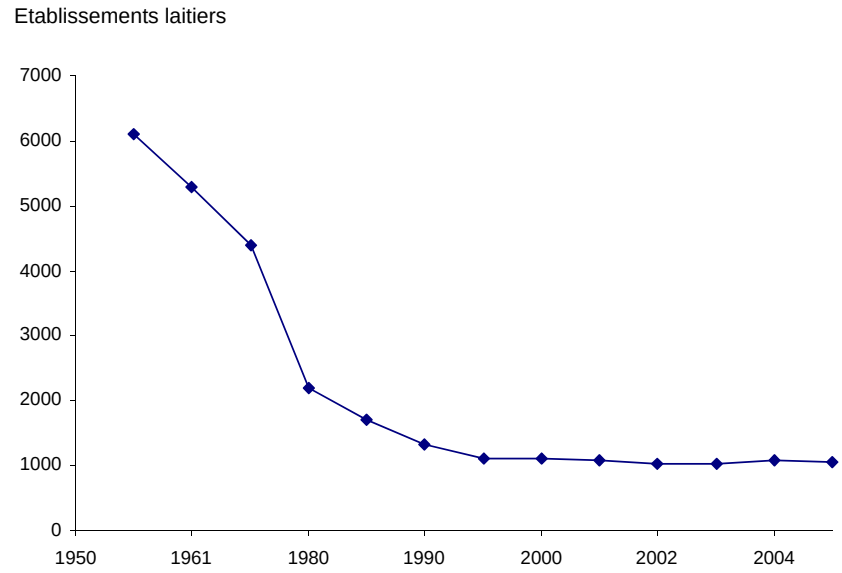
A cette époque, 75% de la production laitière est assuré par des exploitations de moins de 5 vaches (Fanica, 2008).

Une logique d'incitation à la production se met en place. En 1949, le chiffre d'affaire de l'industrie laitière est de 250 milliards de Francs pour 2.500.000 exploitations agricoles productrices, 8000 laiteries industrielles et coopératives et 175.000 commerces de distribution. Les efforts ont surtout porté sur la qualité en matière d'hygiène (obligation de l'embouteillage pour la vente dans les agglomérations de plus de 20.000 habitants en 1950) et sur la gestion des surplus (verre de lait dans les écoles instauré par Mendès France en 1954).

Il faut produire plus de lait mais moins cher, pour cela il faut augmenter les effectifs des étables, mécaniser l'élevage, introduire la traite mécanique et améliorer la sélection des animaux. Le contrôle laitier et l'insémination artificielle sont généralisés. L'Etat prend en charge la diffusion du « progrès technique » par l'intermédiaire des organisations des centres d'études techniques, des syndicats d'éleveur et des structures similaires. D'autres organismes, comme les coopérations laitières de l'Ouest de la France se sont emparés de ces préoccupations pour développer leurs conseils aux éleveurs. Ceux qui ont compris la nécessité du progrès sont plus les éleveurs de pointe, cette sélection a amené la disparition des petits producteurs mais aussi des petites entreprises et laiteries à vocation plus spécialisée. Seules quelques « grosses » entreprises implantées localement prennent des positions dominantes sur les marchés en étendant leurs activités à d'autres secteurs agroalimentaires (Fanica, 2008 et Calvez, 2006).

A la fin des années 1950-début des années 1960, alors que la collecte de beurre et de crème stagne puis régresse, la collecte de lait en l'état, avec toute la liberté qu'elle apporte au producteur, croît nettement. La "révolution" du lait UHT a eu des conséquences importantes sur la commercialisation du lait : de nouvelles marques utilisant ce procédé ont vu le jour (Candia et Lactel, notamment), de nouvelles formes de commerce et de distribution se sont également développées dès les années 1960 ce sont les grandes surfaces : supermarchés et hypermarchés. Une grande restructuration de l'industrie laitière débute suite à la reconversion des grandes laiteries autrefois orientées vers la production du lait pasteurisé et la disparition progressive des petits commerces de crémerie et magasins à succursales (Figure 1.3).

Figure 1.3: Evolution du nombre des établissements laitiers en France



Source : données Fonica (2008) avant 1980 et données Cniel après 1980

La course à la productivité est entamée. S'ensuit une surproduction, des problèmes de fixation des prix, concurrence avec les produits de substitution, mécontentement des éleveurs (les paysans bretons notamment en 1961). Autant de raisons pour justifier la mise en place d'une organisation qui régule artificiellement le marché. A cet effet, une Politique Agricole Commune est créée, la gestion est désormais européenne. La politique Agricole commune impose un prix d'intervention, gère les stocks et les excédents (sous forme de lait en poudre et beurre) et assure un revenu stable aux éleveurs. Avec les progrès techniques notamment génétiques, cette politique augmente considérablement la productivité.

Un mouvement de spécialisation des régions d'élevage et des exploitations également se produit au cours de cette période (encouragé notamment par la PAC)[3]. L'élevage bovin laitier se concentre dans les zones à petites et moyennes exploitations du Grand Ouest disposant de possibilité d'intensification. Parallèlement l'élevage allaitant se développe plutôt dans les exploitations à forte contrainte herbagère.
En 1950 les trois régions de l'Ouest, Basse Normandie, Bretagne et Pays de Loire assurent moins de 25% de la production française. En 1983, ces trois régions contribuent pour 47.7% de la collecte nationale.

[3] L'Etat cherchant à orienter les agriculteurs vers la production de viande, favorise la construction de stabulations libres (Fanica, 2008).

En plus des conditions climatiques favorables (données importantes mais pas essentielles selon Calvez, 2006) qui se traduisent par des hivers relativement doux et des étés frais, favorables à la croissance herbagère, la révolution fourragère qui s'y est opérée (en particulier l'ensilage de maïs) et l'amélioration génétique initiée par un nombre d'agriculteurs de l'Ouest y sont pour beaucoup (Calvez, 2006). Les vaches sont désormais sélectionnées sur leur aptitude à produire du lait ce qui améliore la performance et la productivité des élevages laitiers. Ceci a valu une spécialisation progressive aux zones laitières de l'Ouest notamment en Ille-et-Vilaine, Finistère, Loire-Atlantique, Manche, Maine-et-Loire et en Vendée.

Les régions à plus forte densité laitière sont de plus en plus favorisées. En effet, La rentabilité des industries de transformations en dépendait[4]. Un tissu industriel très compétitif se développe. Ces bassins laitiers, de plus en plus spécialisés attirent de nombreux groupes industriels privés puissants, extérieurs à l'Ouest, qui rivalisent les entreprises locales et régionales.

Ainsi, quelques groupes industriels laitiers ont pris pied notamment en Basse-Normandie et en Bretagne. En 1965, Superlait a déjà mis la main sur dix-huit entreprises normandes auxquelles s'ajoutent six sociétés bretonnes. Ce qui lui a permis de se positionner au deuxième rang français (derrière Grenvrain) et à la première place en Normandie. Négobeureuf, entre 1950 et 1960, a acquis une série d'usines de transformation, composées surtout de beurriers, en Bretagne, dans la Sarthe et dans le Bocage normand. De fait, en 1965, il se classait au troisième rang français.

Face à cette attaque, les entreprises laitières locales ont riposté de manière différenciée. Beaucoup d'entre elles ne pouvaient pas faire le poids, seules trois des dix entreprises laitières bretonnes du secteur privé ont résisté (Bridel, Nazart et Depince). Quelques autres artisans régionaux se sont regroupés pour créer des unités industrielles (par exemple la société industrielle laitière du Léon à Plouvien, et la société laitière de la vallée du Couesnon à Marcillé-Raoul) (Calvez, 2006).

Les coopératives ou unions de coopératives[5] ont riposté efficacement en étendant le circuit de ramassage du lait à leur aire générale d'influence. Grâce à cette concurrence qui s'est installée

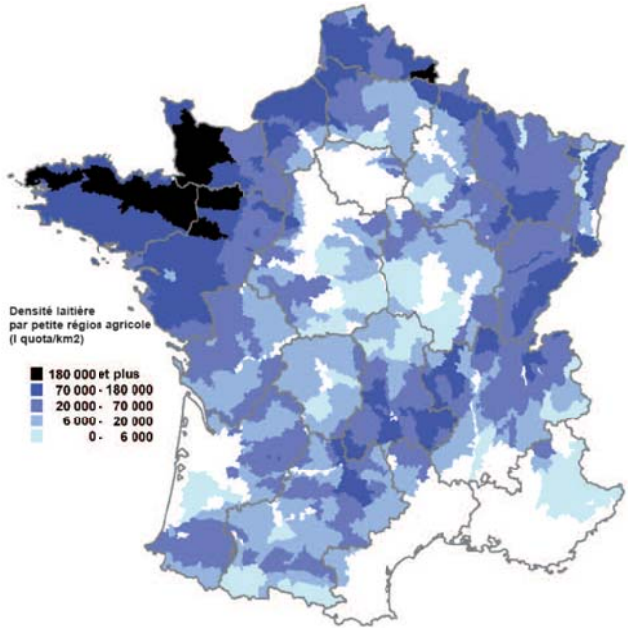
[4] Le coût de ramassage du lait augmente avec la dispersion des exploitations laitières. Le coût de ramassage du lait en France en 1968 était de 3,80 francs les cents kilos de lait, alors qu'en Allemagne il est de 1,97 franc, en Italie 3,55 francs, au Pays-Bas 1,38 franc, au Luxembourg 2,17 francs et en Belgique 1,97 franc (Bontron, 1968 cité par Fanica, 2008).

[5] Par exemple, Les coopératives d'Ile-de-France (les coopératives de Faÿ-aux-Loges (Loiret) et de Lyons-la-Forêt (Eure) et quatre autres) se groupent en une fédération, la coopérative laitière centrale de Paris (CLCP), dès l'année 1929. En 1964, la CLCP est un groupe important sur le marché parisien (Fanica, 2008).

dans le secteur de la transformation, des forces productives se sont réveillées permettant l'émergence d'une solide économie laitière en Normandie, en Bretagne, dans les pays de Loire mais également en Nord-Pas-de-Calais ou en Lorraine, en particulier. Ainsi les volumes collectés ont rapidement augmenté, exemple en Bretagne, les livraisons ont grimpé de 16,5 millions d'hectolitres en 1955 à 60,5 millions en 1984 (Calvez, 2006).

En 1984, suite aux excédents laitiers considérables et aux augmentations des stocks de beurre et de poudre de lait, il fut instauré les quotas laitiers afin de limiter la production. Ces quotas ont fixé une référence laitière pour chaque pays de la communauté européenne. La référence française s'établit à 25.585.000 tonnes. Les livraisons laitières ont reculé de 8,7% entre 1983 et 2008. Le nombre de producteurs a, quant à lui, reculé de 78% pour la même période. La campagne 2003-2004 marque le début d'une période de « sous-réalisation » des quotas. La production a diminué de 1,5% par rapport aux quotas imposés (23.543.000 tonnes au lieu de 23.899.000 tonnes). Depuis, la sous-réalisation des quotas continue. Cependant, l'application française des quotas laitiers (gestion volontaire et administrative des droits à produire à l'échelle des départements ; absence de marché des droits à produire ; attribution gratuite des références laitières dégagées aux producteurs jugés prioritaires (jeunes agriculteurs, éleveurs situés en zones défavorisées, etc.) ont figé la répartition géographique initiale de la production laitière. Ainsi le paysage laitier n'a pas beaucoup changé de celui de 1983, y compris dans les zones où cette production avait tendance à régresser avant l'instauration des quotas (comme dans les pleines labourables ou la montagne). En effet en France, il a été décidé à plusieurs reprises un traitement différencié en faveur des zones de montagne. Depuis la mise en place des quotas laitiers, la part de la montagne dans la référence nationale est passée de 10 à 13% (Institut de l'élevage, 2002). Des allocations spécifiques de références ont été également allouées pour soutenir les filières fromagères en Appellations d'Origine Contrôlées (50 Appellations d'Origine Contrôlées laitières incluant 26 fromages au lait de vache). Entre 1983 et 2008, dans l'Ouest de la France, malgré un retrait de 1.404.500 Vaches laitières (-45,4%), les livraisons n'ont reculé que de 8,3%. En 2008, Basse-Normandie, Bretagne et pays de la Loire assurent 47,9% des livraisons laitières nationales (voir carte de la densité laitière en France, Figure 1.4).

Figure 1.4: Répartition et densité laitières en 2007 (litres de quota[6] /km²)



Source : Agreste - traitement Institut de l'élevage (2009)

Les industriels laitiers continuent à faire pression pour baisser les prix à la production et réduire les coûts de collecte de lait (Fanica 2008). Malgré que leur nombre a considérablement baissé, eux aussi ont du subir une restructuration importante, on dénombre, en 2005, environ 300 transformateurs laitiers et 600 usines implantées en France, leur poids économique ne cesse d'augmenter. Occupant environ 57.000 salariés leur chiffre d'affaires (CA) annuel s'élève à 23 milliards d'euros (18 % du CA des industries agroalimentaires). Les coopératives représentent 35 % du chiffre d'affaires de la transformation contre 65 % pour les industriels privés comme Bongrain, Lactalis, Danone ou encore Bel. La moitié de la production laitière est destinée à la fabrication de produits de grande consommation commercialisés sur le territoire national, 20 % à la fabrication de produits de grande consommation exportés et 30 % à la fabrication de produits industriels (beurre, poudre).
En termes de localisation les industries laitières sont réparties dans les zones à forte densité de production laitière mais aussi en Franche-Comté, Rhône-Alpes et en Auvergne (voir carte de répartition des établissements laitiers en France, Figure 1.5).

[6] Quota 2007 : livraison + vente directe

Figure 1.5 : Répartition de l'industrie laitière sur le territoire en 2009



Source : CNIEL

Conclusion

La production laitière a connu des évolutions considérables au gré du temps, en termes de structure, d'organisation et de localisation. Cette production a dû s'adapter à maintes reprises aux changements de l'environnement économique, social et politique.

Les progrès techniques et génétiques ont beaucoup influencé ces évolutions. Au fur et à mesure que ces progrès sont apparus il a y eu un changement dans la manière de produire mais aussi dans le lieu où produire. La révolution du fourrage a apporté une flexibilité extraordinaire dans la mesure où elle a détaché l'activité d'élevage de celle des cultures. Le pastoralisme et la transhumance ne sont plus la seule manière de faire de l'élevage. Un déplacement du lieu de production vers les zones les moins naturellement propices aux cultures s'est produit grâce notamment au développement des engrais. Des régions se sont spécialisées de plus en plus dans la production laitière. Ce chapitre nous montre que le tissu industriel y était pour beaucoup dans ces évolutions. Ce tissu industriel, qui a dû, lui aussi, s'ajuster au fur et à mesure que la production laitière évolue.

La politique agricole commune, quant à elle, a accompagné, encouragé et influencé ces changements par des différents mécanismes, certains visaient à promouvoir et d'autres à limiter la production. Cette politique continue aujourd'hui à susciter beaucoup d'intérêt et d'interrogations quant à ses impacts futurs sur la production laitière dans des contextes économiques, sociales et environnementaux qui parfois se heurtent et se contredisent.

Dans les sections suivantes des éléments théoriques et méthodologiques sont apportés afin d'analyser quels sont les déterminants possibles des évolutions structurelles et spatiales des activités agricoles en général et des activités laitières en particulier.

II. EVOLUTION ET LOCALISATION DE LA PRODUCTION AGRICOLE : APPROCHES THEORIQUES

1.Les différentes théories de croissance et changement structurel

Plusieurs approches théoriques tentent d'expliquer la dynamique et la croissance des activités économiques (entreprises), elles se sont succédées à fur et à mesure que les écoles de pensée apportent leurs contributions et leurs points de vue. On peut distinguer deux grands types d'approches : (1) une approche statique qui suppose une allocation optimale des ressources rares de production, et où une taille optimale émerge des dynamiques des coûts sous-jacents. (2) Une approche dynamique qui met en évidence le changement technologique et d'autres formes des rendements d'échelle croissants comme facteurs affectant la distribution de la taille des entreprises. Cette approche dynamique est apparue du fait de manque d'aperçu que les l'approche statique fourni sur le rôle des facteurs spécifiques à l'entreprise et à l'industrie dans la production des rendements d'échelle croissants. Elle suggère également une relation à double sens entre l'entreprise et son environnement, c'est-à-dire que les décisions et la performance de l'entreprise dépendent de l'environnement dans lequel elle évolue, mais également l'entreprise, par la mise en œuvre des stratégies de développement, est capable de transformer à son tour son environnement, c'est la notion de *feedback*.

La théorie néoclassique de l'exploitation familiale s'est développée à partir de la théorie micro-économique classique du producteur, qui a été plus tard complétée par la théorie des ménages. La taille de l'exploitation résulte de la résolution d'un problème de maximisation dans un contexte de concurrence pure et parfaite. Elle est déterminée mécaniquement et de manière identique pour toutes les firmes d'un même marché.

Les analyses technologiques "à la Marshall (1890)" développent l'idée d'une croissance des exploitations qui s'explique par les ***économies d'échelle*** réalisées. Lorsqu'une firme a une fonction de production qui présente localement des rendements d'échelle croissants elle a intérêt à accroître sa taille pour améliorer sa compétitivité.

L'analyse néoclassique "revisitée" par les auteurs de l'école de Cambridge aborde la question des limites à la croissance des firmes. Ils adoptent la notion de « la courbe enveloppe » ("*U*-

shaped average cost curve") (Robinson, 1933) qui montre qu'au-delà d'un certain point le coût moyen augmente. Il devient donc irrationnel de produire au-delà de ce point. D'où la notion de ***la taille optimale*** de l'exploitation qui est souvent liée au point minimum sur la courbe de coût moyen de long terme (Pigou, 1920).

Plus récemment la théorie de l'exploitation familiale concernant la taille de l'exploitation a été enrichie par des contributions apportées à partir du champ de l'**économie institutionnelle**. L'économie institutionnelle a souligné la pertinence des ***coûts de transaction***, particulièrement ceux liés à la surveillance du travail salarié, qui sont jugés être suffisamment importants par rapport aux économies d'échelle. L'analyse des coûts d'organisation, développée par Coase (1937) a fait l'hypothèse de déséconomies d'échelle dans les coûts de gestion d'une entreprise.

Des théories plus récentes présentent l'entreprise (exploitation) avant tout comme une entité dynamique, une organisation complexe qui évolue dans un environnement complexe et contrainte de mettre en œuvre des règles pour garantir un certain équilibre. Ses caractéristiques, au premier rang desquelles sa taille, résultent d'un processus dynamique plus ou moins maîtrisé. Plusieurs théories s'inscrivent dans cette conception (Marniesse, 2000).

Par rapport à la théorie de l'exploitation familiale, qui est fortement basée sur la théorie néoclassique statique du comportement du producteur et du ménage, la littérature de l'**économie du développement** se concentre plus sur la dynamique dans l'évolution de taille des exploitations. Eastwood et al., (2004) montrent qu'en supposant que le développement économique augmente les utilités de réservation des familles, établi un meilleur marché du capital et facilite le progrès technique, il est susceptible d'augmenter la taille des exploitations. L'impact du progrès technique est quelque peu ambigu, qui selon sa nature (neutre, augmentation de la terre, augmentation du travail) et l'élasticité de substitution prédominante, réduit ou augmente la taille des exploitations (von Braun, 2004).
Les faits stylisés suivants ont considéré la relation entre la taille de la firme et l'innovation comme élément central dans l'analyse de la dynamique industrielle :
Dosi et al. (1988) ont affirmé que les entreprises diffèrent systématiquement dans leur engagement vis-à-vis de l'innovation et leur capacité à innover. L'innovation dans des produits et des processus est en grande partie endogène à l'activité de l'entreprise. Elle provient principalement du développement des activités en R&D, l'apprentissage "*learning by*

doing/using" et de l'évolution des relations capital/travail. La structure du marché est donc considérée comme endogène au processus d'innovation.
Arthur, (1990), Klepper, (1996) et Mazzucato, (2000) ont noté que l'apprentissage et autres facteurs pouvant augmenter les rendements d'échelle créent des dynamiques qui permettent à certaines entreprises et certaines industries de grandir plus que d'autres.

Des tentatives d'explication de l'évolution des structures de marché ont abouti à des «**théories stochastiques**», selon lesquelles une firme est supposée évoluer au fil du temps de manière aléatoire, tirant d'une distribution, à chaque période, la valeur des coûts de production de la période à venir : si une firme est chanceuse, et tire systématiquement de faibles coûts, elle survivra et croîtra, quelle que soit sa taille de départ. En revanche, si elle est systématiquement malchanceuse, elle dépérira (Marniesse, 2000). Ces modèles statistiques repose sur le postulat qu'une multitude de forces indépendantes les unes des autres peuvent agir sur les performances des entreprises de telle sorte que la croissance qui en résulte suit un processus parfaitement aléatoire.

Ainsi, les taux de croissance d'une firme seraient indépendants d'une période à l'autre, et sur une période donnée, la croissance ne dépend pas de la taille des firmes. Ce qui remet en cause tout un ensemble d'analyses qui portent sur le rôle des effets d'échelle. Cette loi, connue sous le nom de la loi de Gibrat (1931), ou « loi de l'effet proportionnel » stipule que les changements mesurés à intervalles réguliers dans les tailles des firmes sont gouvernés, à l'état stationnaire, par un processus de Markov[7] simple. Ce qui, dans le cas particulier de la taille des firmes est cohérent avec la réalité et est aussi démontré dans le cas de la taille des exploitations laitières (mesurée par le nombre de vaches) par Stokes (2006). Cependant, le réalisme de l'hypothèse de l'état stationnaire de cette loi est très souvent soumis à de nombreuses critiques. D'un point de vue plus fondamental, on peut argumenter que l'état stationnaire préconisé par cette loi est rarement approprié pour les phénomènes économiques qui sont sujets à des changements exogènes fréquents et ne peuvent pas, sans risque, être supposés évoluer dans un état stationnaire. Mandelbrot (1997) va plus loin en s'interrogeant sur le bien-fondé de l'hypothèse, implicite dans les modèles de diffusion, que la croissance d'une entité économique n'affecte pas la croissance des autres entités (Maclachlan, 2008).

[7] Les probabilités de transition d'un état à un autre ne dépendent que de l'état de départ et pas de l'histoire passée de la firme.

A l'opposé de l'hypothèse qui stipule que la croissance des firmes serait aléatoire, des analyses biologiques ont réintroduit un ordre dans les trajectoires. Diverses lois biologiques ont été établies, qui sont supposées régir les trajectoires de firmes. Les économistes ont en effet souvent emprunté des conclusions aux sciences de la nature pour décrire des phénomènes en apparence analogues dans le champ économique.

Parmi les théories s'inscrivant dans cette approche, on cite la théorie du cycle de vie (qui relie la croissance à l'âge de l'entreprise), celle « d'homéostasis » (hypothèse de la taille d'équilibre), ainsi que le modèle de sélection naturelle (le marché agit comme un mécanisme de sélection naturelle, en éliminant progressivement les exploitations non maximisatrices ou ne réalisant pas de profit).

Enfin, **la théorie évolutionniste** de Nelson et Winter (1982), malgré qu'elle s'inscrive dans la lignée des théories biologiques, et plus particulièrement de la sélection naturelle elle conteste son caractère implacable. Elle s'oppose à l'idée selon laquelle les marchés sont dotés d'une capacité à éliminer efficacement et sans appel toute entreprise qui ne ferait pas preuve d'un comportement optimisateur.

L'analyse de l'apprentissage « *learning* » a été étendue et a été liée au concept des routines organisationnelles « *organizational routines* » (Nelson and Winter, 1982 ; Winter, 1984). Les firmes peuvent ou apprendre à mieux faire ce qu'ils font déjà ou essayent d'apprendre de nouvelles façons de faire les choses et de nouvelles choses à faire. Les firmes se caractérisent en général par une capacité d'adaptation, un principe de variation ou de 'mutation' (idée empruntée à Schumpeter, et qui se trouve dans le principe de recherche, d'innovation) qui va à l'encontre d'une sélection déterministe (Marniesse, 2000).
La théorie évolutionniste essaie de décrire des trajectoires des firmes à partir de l'ensemble de ces facteurs : contraintes technologiques et organisationnelles, conditions de fonctionnement des différents marchés, mais aussi caractéristiques de l'entrepreneur, dont dépendent les capacités d'adaptation de la firme à son environnement.
La théorie de croissance aléatoire a été d'abord contestée par différentes théories (trois théories biologiques et une théorie évolutionniste qui autorise l'existence de trajectoires technologiques multiples), et ensuite contredite par plusieurs analyses empiriques. **La théorie déterministe de la croissance** est donc privilégiée dans de nombreuses études.

Le chapitre 3 de cette thèse s'inscrit dans le cadre théorique dynamique et déterministe c'est-à-dire qu'on suppose l'existence de facteurs exogènes pouvant influencer la croissance de la

taille des exploitations laitières. Nous utilisons le modèle de Markov qui est un modèle stochastique permettant de prendre en compte l'aléa et de l'incertitude et qui a été prouvé particulièrement utile dans l'analyse de la distribution de la taille des exploitations, tout en considérant que les probabilités de transition d'une catégorie de taille à une autre sont non-stationnaires et sont influencés par des facteurs exogènes. Une attention particulière est portée au rôle des politiques agricoles.

2.Les apports de la nouvelle économie géographique et de l'économie spatiale

La littérature récente met en évidence le rôle des agglomérations spatiales et la formation des clusters autour des activités économiques comme causes fondamentales de l'augmentation de la performance économique locale, puisque ils hébergent des externalités positives qui permettent aux firmes d'accroître plus rapidement leur performance mais également leur taille (Igliori, 2008).

De façon plus ou moins implicite, les analyses économiques de la croissance laissent entendre que l'organisation géographique des activités joue un rôle central dans les processus de développement économique. L'idée défendue déjà par Marshall, selon laquelle les économies externes jouent un rôle important dans la dynamique de la croissance, se retrouve dans nombre d'analyses modernes. En effet, Marshall met en avant trois principales sources des rendements croissants de la concentration spatiale. Il montre que les districts industriels augmentent grâce aux ***spillovers d'information*** (« *the mysteries of the trade become no mysteries; but are as it were in the air* ») aux ***avantages*** liés aux ***compétences spécialisées (markets for specialized skills)*** (la proximité permet le développement d'une main d'œuvre qualifiée) et aux ***avantages liés aux relations amont et aval associées aux marchés locaux de grande taille (backward and forward linkages associated with large local markets)*** (Fujita, Krugman et Venables 1999). Les externalités Marshalliennes peuvent être classées comme étant des économies dues à la localisation ou à l'urbanisation (Isard, 1956 ; Fujita et Thisse, 2002).

Les économies de localisation sont reliées aux bénéfices tirés de l'existence de spillovers externes à l'activité (entreprise) mais internes au secteur (*within the industry*) due à la

concentration d'activités produisant des biens similaires, (Marshall, 1890-Arrow, 1962-Romer, 1986 ; MAR's *externalities*).

Les économies d'urbanisation sont les économies d'échelles externes à l'activité mais également externes au secteur. Elles se réfèrent aux bénéfices tirés du fait d'être localisé dans une région où l'économie est diversifiée et où il y a un grand nombre d'agents économiques. En effet la concentration de plusieurs activités différentes permet le développement de la connaissance, de l'innovation, de la main d'œuvre, des infrastructures, et des biens publiques qui peuvent bénéficier à tous les secteurs et non à un secteur particulier (Jacobs's[8] *externalities*).

Cependant, Les externalités Marshalliennes ont lieu dans un cadre d'équilibre partiel en concurrence pure et parfaite, elles ne concernent que les gains et les pertes engendrés par l'interdépendance des décisions individuelles qui ne sont pas pris en compte par le marché. Plus tard, la nouvelle économie géographique (NEG) a montré que les bénéfices résultants de la concentration spatiale peuvent être également économiques et relevant des échanges marchands. Ce fut alors l'apparition des « **externalités pécuniaires** ». Les externalités jusqu'ici étudiées ont été alors qualifiées d'« **externalités technologiques** ».

La nouvelle économie géographique s'est donc particulièrement concentrée sur la troisième force développée par Marshall et donc le rôle des relations amont et aval entre agents (externalités pécuniaires). Les effets de ces externalités pécuniaires sont, cependant, étudiés dans un contexte de concurrence imparfaite ce qui a mis en évidence deux types de forces antagonistes qui peuvent agir simultanément sur la localisation et la croissance des activités ;

Des forces d'agglomération, qui à prix exogène, encouragent les firmes à se rapprocher entre elles afin d'augmenter leur demande.

Des forces de dispersion, qui grâce à la concurrence prix, poussent les firmes (qui produisent des produits similaires) à s'éloigner les unes les autres afin de rétablir leurs bénéfices. Ces forces de dispersion diminuent avec l'augmentation de la diversification des produits. D'autres formes de forces de dispersion ont été développées à fur et à mesure que les théories progressent. Ce sont les externalités liées à la concentration qui sont qualifiées de « négatives », on cite par exemple l'intérêt porté aux effets négatifs de l'urbanisation qui concurrence les activités économiques pour l'accès aux facteurs de production, ou des conflits

[8] Jacobs, J. (1969) *The Economy of Cities* (New York: Vintage).

d'usage entre producteurs et populations résidentielles, ou encore et de plus en plus fort, des réglementations environnementales, suite aux préoccupations accrues de l'effet de la concentration des activités économiques (notamment agricoles) sur l'environnement.

Un autre concept a été mis en avant par la théorie, c'est l'effet « boule de neige » (Combes, Mayer et Thisse, 2007) ou réaction en chaine. La concentration de firmes « aval » augmente la taille du marché et les profits des firmes « amont » et attire ces dernières à se localiser dans la même région que leurs clients. Les externalités permettent alors d'obtenir une variété accrue de biens intermédiaires à prix inférieur. Les producteurs « aval » se rapprochent alors des producteurs « amont ». Ainsi, de tels processus cumulatifs sont directement associés aux externalités pécuniaires (Fujita et Thisse, 2002). Les coûts de transport font alors l'arbitrage entre le fait de se localiser plus près du marché de l'aval ou plus près du marché de l'amont.

En terme d'évaluation, Les externalités pécuniaires sont plus faciles à quantifier puisqu'elles relèvent des échanges marchands, elles sont alors partiellement ou entièrement endogènes. Dans les études empiriques, elles sont souvent approximées par les accès aux marchés amont et aval. Cependant, les externalités technologiques sont plus difficiles à mesurer parce qu'elles relèvent essentiellement des débordements d'informations et de connaissance et qu'elles sont issues des interactions non marchandes. Elles sont souvent intégrées dans les modèles empiriques en tant que décalage spatial. A l'instar du retard temporel qui rend compte des informations antérieures, le décalage spatial rend compte des informations relatives aux relations du voisinage.

Les modèles standards de la nouvelle économie géographique se sont largement centrés sur la distribution spatiale des activités économiques et ils n'ont pas pris en considération la croissance, du moins pas explicitement (Igliori, 2008). Cependant, ces modèles ont été étendu afin de fusionner la croissance avec la localisation à travers la combinaison des externalités technologiques avec l'innovation et l'investissement (Baldwin and Martin 2004 ; Baldwin et al. 2003). En effet, les deux processus d'agglomération et de croissance sont, eux-mêmes, très liés.

Par exemple Duranton, (2000), p.291-292 affirme que:

"*The city is not only the place where growth occurs, but also the engine of growth itself*"

Fujita et Thisse, (2002), p.389 dans le même registre déclarent que :

"*Agglomeration can be thought as the territorial counterpart of economic growth*"

Le lien positif entre croissance et agglomération spatiale est principalement attribué au fait que les *spilovers* technologiques, étant des moteurs de croissance endogène, soit localisés. Par conséquent, être proche d'un cluster d'innovation devrait avoir des effets positifs sur la productivité et les perspectives de croissance (Grafeneder-Weissteiner, 2010).

De telles considérations ont mené au développement de travaux qui combinent, de façon endogène, le processus de croissance avec les modèles de NEG afin d'étudier la dynamique jointe de la création et de la localisation des activités économiques (voir Martin et Ottaviano (1999) ; Martin et Ottaviano (2001) ; Baldwin et Forslid (2000) ou Baldwin et al (2001)).

En conclusion, les différentes théories confirment que l'environnement économique « à proximité » d'une firme influence largement le comportement de la firme. Sa considération a augmenté avec Krugman (1991) et le développement de la nouvelle économie géographique, qui souligne l'importance de l'agglomération et explique pourquoi certaines entreprises survivent et se développent dans un endroit particulier alors que d'autres ne le font pas. Certaines entreprises tirent profit de la proximité d'une économie locale développée, due aux externalités technologiques et pécuniaires, alors que d'autres sont évincées à cause d'une compétition sur les facteurs de production locale ou sont ancrées dans une localisation particulière du fait de l'immobilité des facteurs de production.

Les chapitres 4 et 5 de la thèse s'inscrivent dans ce cadre théorique et prennent explicitement en compte la localisation géographique des activités, les disparités régionales et appréhendent le rôle et l'importance des effets d'agglomération.

A la lumière de cette revue de littérature théorique et en s'appuyant sur des études empiriques sur la dynamique de la croissance des firmes (fermes) on peut, maintenant, dégager les déterminants les plus pertinents de la croissance, la survie et la localisation des exploitations laitières.

3.Les facteurs explicatifs du changement structurel

Les modèles de dynamique des exploitations s'inscrivent dans ces différents cadres théoriques. La loi de Gibrat, première tentative de modélisation, pose comme hypothèse que les différents facteurs susceptibles d'influencer la croissance d'une firme sont si nombreux et ont des effets si différents que la trajectoire qui en résulte est finalement très aléatoire. Le taux

de croissance ne dépend ainsi ni de la taille ni de l'âge des entreprises. Les modèles ultérieurs ont tenté de dépasser cet "anti-modèle", d'abord contesté par différentes théories (trois théories biologiques et une théorie évolutionniste qui autorise l'existence de trajectoires technologiques multiples), ensuite contredit par plusieurs analyses empiriques. Ainsi, Mansfield (1962) introduit les facteurs relatifs à la ***technologie et l'innovation*** en s'appuyant sur les concepts de l'économie d'échelle et l'adoption et diffusion de la technologie. Il s'intéresse au rôle de l'innovation technologique dans la réduction des coûts des produits à l'échelle de l'exploitation. Singh et Whittington (1975) sont partis du concept de taille optimale pour supposer que plus la firme s'approche de cette taille, plus son taux de croissance est faible, ce qui aboutit à une relation inverse entre le taux de croissance et ***l'âge et la taille*** des firmes. Jovanovic (1982, 1989) s'est fondé quant à lui sur le concept des "capacités managériales" propres à chaque firme (qui peut s'interpréter en terme de ***capital humain*** de l'entrepreneur et de l'entreprise). Ignorées au départ, les capacités sont découvertes au fur et à mesure de l'activité selon que les résultats sont conformes ou non aux espérances. Certaines firmes (les moins capables) disparaissent, les autres se développent avec un taux de croissance qui diminue avec l'âge, ainsi qu'avec la taille pour un âge donné.
Kislev et Peterson (1982) mettent beaucoup l'accent sur ***les prix relatifs***. Gardner et Pope (1978) listent des facteurs tels que ***les technologies, les soutiens des prix et les taxes*** ainsi que les ***caractéristiques structurelles*** telles que la location de la terre, l'organisation commerciale de l'exploitation, l'emploi hors exploitation, le revenu et l'endettement des exploitations. Barkley (1976) recommande la ***qualité du produit, l'infrastructure rurale et l'énergie***. Goddard et al., (1993) suggèrent en plus des précédents facteurs, ***les changements des prix relatifs, les changements du capital humain, la structure du marché relatif et les programmes politiques***[9].

Les politiques agricoles sont effectivement un facteur important du changement structurel des exploitations, c'est ce qu'affirment notamment, les travaux de Leather, (2002), Goddard et al., (1993), Foltz, (2004), Ahearn et al., (2005), Key et Roberts, (2006), (2007). Mais dans quel sens ? Cette question reste posée.

En effet, certaines études montrent que les politiques agricoles encouragent les exploitations à s'agrandir et à devenir de plus en plus large (Cochrane, 1993). D'autres modèles conceptuels avancent que les politiques agricoles à travers les aides, justement, font l'inverse. En effet, il y

[9] Pour une revue plus détailler des facteurs pouvant affecter le changement structurel voir Zimmermann et al., (2009)

a quelques arguments qui concluent que les aides (directes ou indirectes) agissent pour garder les petites et moyennes exploitations en activité, ralentissant ou diminuant les forces technologiques qui tendent à augmenter la taille des exploitations. Ahearn et al., (2004) déclarent que, malheureusement, la théorie économique n'offre pas une direction claire sur la relation entre les politiques agricoles et le changement structurel. En effet, les travaux de Leathers (1992) ont formellement montré comment l'impact des programmes agricoles sur les structures ne peut pas être prédit seulement par la théorie.

Cependant, il y a un fort intérêt pour comprendre comment les politiques agricoles passées ont affecté la structure de l'agriculture et comment les politiques futures pourraient être conçues pour réaliser des résultats, socialement, préférés. Par exemple, il y a un intérêt pour comprendre comment les politiques agricoles peuvent être conçues afin de renforcer la survie des exploitations familiales, ou ne pas contribuer au moins à leur cession tout en poursuivant d'autres objectifs.

Malgré cet intérêt politique pour comprendre comment les soutiens publics affectent la structure des exploitations, il y a un manque de résultats empiriques définitifs. Ceci est probablement un résultat de la complexité des facteurs qui sont liés au changement structurel et l'importance d'identifier leurs rôles séparément.

4.Changement structurel et intégration de l'espace : Les facteurs déterminants de la localisation des exploitations laitières

La plupart des études empiriques jusqu'ici réalisées sur le changement structurel, se limitent à une seule ou très peu de régions comme échelle d'analyse, ce qui explique certainement pourquoi des variables pertinentes théoriquement mais avec de faible variabilité temporelle ne sont généralement pas prises en compte. En effet certaines variables sont écartées malgré qu'elles déterminent fortement le niveau de technologie disponible à l'exploitation. Par conséquent, une analyse plus large qui prend en compte les différences et spécificités régionales pourrait rendre les variables ayant une variabilité à travers l'espace plus pertinentes (Zimmermann et al., 2009). De plus, les déterminants classiques précédemment cités dans le cadre du changement structurel peuvent eux aussi, en plus d'être variables dans le temps, être hétérogènes dans l'espace. Ces facteurs peuvent être hétérogènes en qualité, en quantité disponible mais aussi en coût (prix ou valeur). Ici, une brève vue d'ensemble de ces facteurs est donnée[10].

[10] Pour une revue de littérature plus détaillée voir Mosnier et Wieck (2010)

Les dotations « naturelles » sont, sans aucun doute, les facteurs de production les plus liés à la localisation. Les plus pertinentes parmi elles concernant la production laitière sont liées à la disponibilité de la terre, la qualité du sol, la topographie et le climat.

La qualité, la quantité et le coût du ***travail*** sont également hétérogènes dans l'espace et peuvent conditionner la localisation de la production, son expansion ou même sa disparition. Le travail peut être vu d'abord comme la capacité managériale de l'exploitant qui peut augmenter avec la facilité de l'accès à l'information qui à son tour peut dépendre de la localisation. La disponibilité et le coût du travail sont également considérés comme assez importants surtout dans les études empiriques américaines (Roe et al., 2002; Isik, 2004; Eberle et al. 2004; Rutt, 2007). Le taux de chômage peut également être considéré comme un proxy de la disponibilité de la main d'œuvre mais également une alternative de reconversion des exploitants agricoles (notamment dans l'industrie) (Heng-Hung, 2005). Le taux de chômage s'est avéré positivement lié à la production laitière selon l'étude empirique d'Isik, (2004), diminue l'ajustement structurel et la disparition des exploitations dans les études de Foltz (2004) et Zimmermann et Hecklei, (2010) et est, cependant, non significatif dans les études de Roe et al., (2002) et Herath et al., (2005).

Les technologies peuvent être également spatialement corrélées puisque la diffusion et l'adoption de la technologie n'est pas la même dans toutes les régions. Abdalla et al (1995) explique comment la production agricole américaine s'est déplacée vers des régions plus susceptibles de changer de méthode de travail.

Le coût de production, étant lié aux prix des inputs, aux ressources de l'exploitation, à la technologie et à la capacité de l'exploitant, diffère par définition selon les pays et même au sein du pays. Souvent, dans les études empiriques, les prix des inputs sont utilisés comme des proxys du coût de production. L'augmentation des prix des aliments de bétail s'est avérée être significative dans la diminution de la production laitière au USA (Adelaja et al., 1998).

Le prix du lait est évidement différent selon les régions. En France, les exploitants des régions montagneuses reçoivent un prix plus élevé que ceux de la plaine (312 €/100kg le lait en montagne contre 293 €/100kg de lait en plaine. Ceci est certainement dû à une meilleure valorisation de la qualité du lait sous forme d'AOC notamment. La variabilité du prix est également différente. En effet, après avoir été quasi-stable pendant longtemps grâce aux prix d'intervention du beurre et de la poudre de lait, le prix du lait connait maintenant une forte variabilité.

Les facteurs relatifs aux ***économies d'agglomération*** sont très importants lors de l'analyse des dynamiques et disparités régionales :

Les économies d'agglomération sont les économies externes à l'activité qui découlent de la présence et la proximité d'autres activités qui facilitent l'accès aux services, favorisent le développement d'une infrastructure locale spécifique, améliorent la performance individuelle de chaque opérateurs à travers la diminution des coûts de transport et une meilleure diffusion et circulation des informations (technologiques, financières ou marketing).

Les économies d'agglomération dans la production laitière peuvent résulter de deux phénomènes : processus de concentration de productions et d'industries liées au secteur laitier lui-même et l'existence d'infrastructure générale locale externe au secteur mais pouvant bénéficier à celui-ci.

En effet le fait d'être près les uns les autres représente de gros avantages pour les gens concernés par la même industrie (Marshall, 1980). C'est ce qu'on appelle aussi l'effet de voisinage. Dans la production laitière française une concentration géographique s'est constituée au fil des temps et d'où quelques départements voisins concentrent la majorité de la production.

Les ***coûts de transport*** sont d'autant plus importants pour les produits agricoles que pour les produits industriels (Daniel, 2007). Ceci à cause des spécificités des produits agricoles qui sont souvent lourds, volumineux et plus ou moins périssables. Ce qui est particulièrement vrai pour le lait et les produits laitiers qui sont fortement périssables et ne se conserves que quelques jours. La qualité des infrastructures est très importante puisqu'elle affecte non seulement la distance parcourue mais aussi le temps moyen de transport (Mosnier et Wieck, 2010). C'est pourquoi, afin d'expliquer les dynamiques régionales de la production laitière il est nécessaire d'examiner les variables lié à la localisation ***des fournisseurs*** en inputs des exploitations laitières, la localisation des industries de transformation et de la localisation des marchés de consommation.

Dans les études empiriques, ***les fournisseurs en inputs*** ont été souvent approximés par les variables liées à l'alimentation du bétail ; la production locale de foin (Peterson, 2002), La quantité d'ensilage récoltée localement (Rutt, 2007), la quantité de maïs et soja récoltée ainsi que la disponibilité des aliments composés (Roe et al., 2002) ou le coût des aliments (Isik, 2004). Dans les chapitres 4 et 5 nous avons considéré le nombre d'entreprises d'aliments du bétail comme un indicateur sur la disponibilité et le coût de l'alimentation.

Concernant ***les industries de transformation*** souvent le nombre et la taille des usines de transformation laitière est utilisé comme une variable proxy du marché des outputs. Rutt, (2007) introduit le nombre d'usines de transformation laitière se trouvant dans un rayon de

600 miles. Roe et al. (2002) dans leur étude sur la localisation du porc aux USA, introduisent de façon similaire le nombre et la capacité des abattoirs dans un périmètre de 500 miles.

De nombreuses études, choisissent afin de tenir compte de ***la taille du marché de consommation***, la population locale (tel est le cas par exemple de Roe et al., 2002 ; Isik 2004 ; Rutt, 2007).

Les économies d'agglomération peuvent également être liées aux infrastructures générales externes au secteur mais qui peuvent bénéficier à celui-ci. Parmi les facteurs liés aux économies externes mentionnés dans les travaux empiriques, on cite : ***la présence et la proximité d'exploitations de bétail autre que laitier*** (exemple ; les exploitations porcines ou bovins viandes (Isik, 2004)) qui peuvent indirectement profiter au secteur laitier mais également constituer un concurrent en termes d'accès aux inputs ou outputs ou en termes de possible reconversion entres les activités.

La marge brute agricole peut également être considérée comme un proxy de l'économie d'agglomération de tout le secteur agricole et rendre compte de l'ambiance générale agricole locale.

Les économies liées à l'urbanisation, souvent appelées « économies d'urbanisation » expliquées typiquement par les externalités positives générées par la concentration spatiale des affaires et des ménages dans une économie locale. Ceci peut relever du partage des infrastructures publiques, à la taille des villes ou au taux d'expansion de la ville. Cependant, cette concentration peut également avoir des externalités négatives pouvant affecter négativement la production laitière. Par exemple la pression urbaine et la possible conversion des terres agricoles en terre artificialisée (Roe et al., 2002 ; Isik, 2004) ou le conflit et l'incompatibilité entre production agricole (notamment l'élevage du porc) et la population résidentielle due au trafic ou à la pollution de l'eau et de l'air (Abdallah et al., 1995 ; Roe et al., 2002 ; Larue, 2009). Ces externalités négatives sont souvent appelées «déséconomies d'urbanisation».

Les conditions économiques locales peuvent également influencer la localisation de la production et des exploitations laitières. De nombreuses études ont mis l'accent sur les taxes locales ou le taux de pauvreté (Roe et al., 2002 ; Rutt, 2007).

La mise en œuvre des ***mécanismes des politiques agricoles*** est également hétérogène dans l'espace. En effet, le transfert de quota n'est pas permis en France sans le foncier, ce qui a permis de maintenir du lait sur une grande partie du territoire français. Cependant, étant au début fixé sur des bases historiques, la variabilité régionale persiste et rend les régions françaises hétérogènes en termes de production laitière. Les aides directes sont également

basées sur des références historiques ce qui rend leur distribution différente à travers l'espace selon les conditions de production mais aussi les caractéristiques locales. En France, certaines aides ont pour objectif direct de promouvoir l'élevage basé sur les prairies.

La prise compte du territoire dans le 2ème pilier de PAC, relatif aux structures et populations agricoles et rurales (dans le cadre du règlement développement rural), témoigne fortement d'une régionalisation des politiques et d'une hétérogénéité à travers l'espace.

En effet, certaines aides sont réservées à des espaces particuliers (« zones défavorisées » affectées par des handicaps naturels ou sociaux, zones rurales sensibles…) d'autres reposent sur une différenciation géographique afin de tenir compte des spécificités agronomiques, économiques et sociales des espaces (codes de bonnes pratiques agricoles locales pour les mesure agro-environnementales, niveaux régionaux de revenu pour les aides à l'investissement et à l'installation etc.) (Delorme et al., 2004).

Les contraintes environnementales sont par construction hétérogènes à travers l'espace. Les conditions environnementales, les taux de pollution n'étant pas les mêmes selon les régions, les contraintes imposées et les modalités d'application différent également selon les régions.

Les régulations environnementales peuvent également créer des disparités régionales si elles ne sont pas uniformes à travers l'espace. La plupart des études américaines montrent que les contraintes environnementales sont des forces de dissuasion à la localisation des exploitations, à la production par exploitation, au nombre d'exploitations laitières et à l'augmentation de ce nombre. Osei et Lakshminarayan (1996), Isik, (2004) et Sneeringer et Hogle, (2008) montrent que la variabilité dans les réglementations environnementales aux USA a encouragé le déplacement des exploitations laitières des régions où la réglementation est plus rigoureuse vers des régions avec moins de réglementation. En Europe, à notre connaissance il n'y a pas de travaux similaires concernant l'effet des régulations environnementales sur la dynamique de la production laitière locale. Larue et al., (2008) dans leur étude essayent d'identifier l'impact de la capacité d'épandage sur la localisation de la production porcine au Danemark. Ils montrent que cet indicateur a un effet négatif sur la production locale.

Ce que nous pouvons conclure suite à la diversité d'analyses et des théories, c'est que le nombre et le type de déterminants appropriés du changement structurel identifiés dans une étude empirique dépend beaucoup de l'objectif spécifique et la portée de l'analyse quant à l'échelle d'analyse et la spécificité du secteur étudié (Ben Arfa, 2006, Zimmermann et al., 2009)

III. EVOLUTION ET LOCALISATION DE LA PRODUCTION AGRICOLE : CADRE METHODOLOGIQUE

Etudier les réactions et les dynamiques d'ajustement structurel et spatial des exploitations en réponse aux changements de leurs environnements socio-économiques et politiques, nous impose de rechercher dans l´analyse économique de méthodes capables de quantifier explicitement ces réactions.

5.Les modèles utilisés pour capter le changement structurel des exploitations agricoles

Les modèles de simulation du changement structurel agricole s'inscrivent dans la famille des modèles dynamiques. Ce sont donc des outils et techniques d'analyse qui permettent *à priori* d'étudier les causes et les conséquences de l'évolution des structures agricoles dans le but d'une meilleure compréhension de cette dernière (Corgne, 2004). Ce type de modèle doit donc permettre de prendre en compte un ensemble complexe de paramètres socio-économiques qui influencent le rythme et la nature des changements des structures afin de pouvoir simuler ces changements et leurs conséquences sur le territoire.

De multiples modèles ont été développés pour produire des simulations de l'évolution des structures des exploitations (Briassoulis, 1999).

Parker *et al.* (2003), dans une synthèse non exhaustive, distinguent sept grandes catégories de modèles de simulation d'occupation du sol, qui peuvent être classés en fonction de leur approche d'analyse. D'une façon générale, on peut distinguer deux types d'approches (Parra, 1997): des modèles reposant sur une approche dite « dure » ou « non approximatives », tels que les modèles mathématiques, statistiques, d'évolution (systèmes multi-agents), cellulaires (automates cellulaires) et les modèles basés sur une approche dite « approximative », qui permettent de prendre en compte l'incertitude et l'imprécision, tels que les modèles fondés sur la théorie des champs de Markov ou des modèles experts (une revue de littérature plus détaillé est fournie par Corgne, 2004 et Ben Arfa, 2006).

En se focalisant spécifiquement sur le changement structurel en agriculture, Zimmernann et al 2009 dans une revue bibliographique mettent en évidence cinq modèles, ils sont les plus utilisés dans les études empiriques.

Dans ce qui suit, les modèles de simulation du changement structurel sont classées en fonction de leur capacité ou pas à prendre en compte l'espace.

1.1 Les modèles sans dimension spatiale

1.1.1 Les modèles statistiques ou de régression

La plupart des modèles de régression tentent d'expliquer la croissance ou la taille des exploitations ou s'intéressent particulièrement aux entrées/sorties des exploitations du secteur. Ils sont souvent vus comme des tests de la loi de Gibrat puisqu'ils reposent sur des modèles stochastiques simples :

$$\ln S_{i(t)} = \alpha + \beta \ln S_{i(t-1)} + \ln \varepsilon_{i(t)}$$

Où $S_{i(t)}$ est la taille de l'exploitation i au temps t, et $\varepsilon_{i(t)}$ est l'effet aléatoire. La loi de Gibrat est vrai si $\beta = 1$ (Singh et Whittington, 1975). Ce modèle est souvent étendu (généralisé) pour prendre en compte des facteurs explicatifs autres que la taille. Sumner et Leiby (1987) testent ce modèle avec une estimation moindre carrée tout en ajoutant le facteur capital humain afin de voir son impact sur la taille et la croissance des exploitations laitières aux Etats-Unis. Les variables qu'ils ont considérées sont : l'âge, l'expérience, l'éducation et les techniques de management (la performance du troupeau, alimentation, maitrise des techniques d'insémination…).

Weiss (1999) estime plusieurs modèles en supposant une relation monotone et non-monotone entre la taille et la croissance avec et sans effet de seuil, il introduit comme facteurs influençant la croissance et la survie des exploitations : le capital humain, le travail hors-exploitation et d'autres caractéristique spécifiques à l'exploitation individuelle (âge, succession, éducation, le statut familial, le nombre des membres de famille de l'exploitant…).

Huffman et Evenson (2001), en adoptant un modèle économétrique structurel, ont apporté une contribution empirique importante à la littérature en reliant changement structurel, productivité et politiques agricoles.

Ahearn *et al.,* (2004) et (2005) utilisent les régressions logistiques multiples afin d'étudier les relations causales des politiques de paiements sur la productivité et l'ajustement des structures agricoles.

Key et Robert (2006) estiment une régression du même genre afin de capter l'effet des paiements directs sur la structure et la survie des exploitations agricoles.

1.1.2 Les modèles du type « Age cohort »

Ce sont des modèles qui consistent à classer les exploitants agricoles ayant des caractéristiques similaires (un certain genre ou catégorie professionnelle) dans des catégories ou *cohort* définies selon la période durant laquelle ils sont apparus.
Le nombre des agriculteurs est ainsi suivi et simulé dans le temps avec les analyses cohortes. Ces méthodes dépendent de la dynamique de population et du cycle de vie des agriculteurs. Les projections sont faites en supposant que la tendance historique du changement du nombre d'agriculteurs selon la catégorie (cohorte) d'âge va continuer dans le futur (Olson et Stanton, 1993 cité par Zimmermann et al. 2009).

Par exemple, le 31 décembre 2010 la cohorte d'exploitants nés en 1960 contiendrait tous les exploitants ayant 50 ans à cette date. En 2011, la taille de la même cohorte sera déterminée par la probabilité des exploitants à vivre en 2011 (*survive*) et de supporter leur travail (*ability*) : ceci peut être formulé par :

$$C_{51}(2011) = \underbrace{C_{50}(2010) * P_{51_Survive}(2011) * P_{51_Ability}(2011)}_{\text{Changement autonome}} - \underbrace{NA_{51}(2011)}_{\text{Changement Non-autonome}}$$

Où : $C_{51}(2001)$ nombre des exploitants ayant 51 ans en 2001, $C_{50}(2000)$ nombre des exploitants ayant 50 ans en 2000, $P_{51_Survive}(2001)$ la probabilité moyenne de rester en vie entre 50 et 51 ans, $P_{51_Ability}(2001)$ la probabilité moyenne de rester en bonne santé et être capable de travailler entre 50 et 51 ans, et $NA_{51}(2001)$ et le changement non-autonome dans la cohorte « nés en 1960 ».
Les événements autonomes sont des facteurs démographiques tels que l'âge, les décès, l'invalidité et la retraite suite à l'âge. Les changements non-autonomes sont tous les autres changements dus aux autres facteurs (changement d'activité, retraite anticipée, nouveaux entrants…). Ils sont souvent interprétés comme résultants des changements économiques et sociaux. Ils sont calculés en tant que résidus et ensuite expliqués dans une deuxième étape en utilisant des méthodes économétriques de régression incluant plusieurs variables explicatives.

De Haen et Von Braun (1977) ont prédit que concernant la diminution de la force de travail agricole en Allemagne de l'ouest une part considérable (presque 60%) est due à l'âge, les décès, et les invalidités.

1.2 Les modèles intégrant la dimension spatiale

Le changement structurel ne se limite donc pas à sa dimension temporelle, il s'inscrit également dans une dynamique spatiale à prendre en compte. En effet, bien que résultant d'une décision individuelle (exemple par une décision d'augmenter ou de diminuer la taille de l'exploitation) il n'est détecté d'une façon significative qu'à des niveaux d'agrégation plus élevés, telle que la région. C'est pourquoi, pour modéliser le changement structurel et en particulier celui de la dynamique de la taille des exploitations et afin d'expliquer quels sont les déterminants qui affectent ce changement, on a recours à des modèles régionaux groupant un ensemble d'exploitations.

1.2.1 Les modèles cellulaires

Les automates cellulaires (Cellular Automata / CA) (Balmann, 1997; Berger, 2001) peuvent être considérés comme des outils informatiques de modélisation de type « individu-centré » pour lesquels on considère l'inscription des comportements des individus au niveau d'entités spatiales élémentaires appelées « cellules ». L'environnement spatial du système est dans ce cas représenté par une grille de cellules dont le modélisateur définit les règles d'évolution selon le principe de l'autocorrélation spatiale et temporelle. L'état d'une cellule (qui peut correspondre par exemple à une exploitation agricole) au temps t + 1 dépendra ainsi de l'état de cette cellule et de son voisinage au temps t. La dynamique du système repose ainsi sur les interactions locales entre les entités spatiales voisines. Balmann, (1997) utilise un modèle d'automate cellulaire spatial et dynamique, il considère 225 exploitations agricoles, supposées en concurrence et réagissant de façon individuelle, pour expliquer que les faibles coûts des actifs peuvent causer la persistance des structures de petite taille dans les régions où dominent les exploitations familiales. Les automates cellulaires intègrent de ce fait les interactions sociales de manière agrégée au niveau des entités spatiales ce qui implique une homogénéité des comportements individuels et que seules les relations de voisinage entre les cellules sont étudiées de manière interactive. Cette approche qualifiée de « sur-spatialatrice » par Bonnefoy et al. (2001) met en évidence la difficile prise en compte des interactions sociales entre les entités d'un système.

1.2.2 Les modèles multi-agents

Les modèles « multi-agents » sont « constitués d'un ensemble d'agents autonomes et indépendants en interaction, qui coordonnent leurs actions dans un environnement et forment une organisation artificielle » (Ferber, 1995). Comme pour les automates cellulaires, les systèmes multi-agents (SMA) relèvent de l'Intelligence Artificielle Distribuée et visent à résoudre un problème ou simuler un évènement en le découpant en tâches spécifiques qui sont simultanément traitées par un ensemble de règles de calcul. Les deux grands domaines d'application des SMA sont la résolution de problèmes informatiques et la simulation de systèmes complexes. Appliquée à la modélisation de l'évolution des structures agricoles, les SMA se concentrent généralement sur les comportements humains. Happe et al., (2004) ont développé un modèle « Agent-Based » appelé « AgriPoliS » qui se base sur les systèmes d'information géographique (SIG) et définit l'espace par une grille de cellules (*grid of cells*), les cellules étant homogènes et respectent certaines caractéristiques spécifiques à chacune d'entre elles. Ces modèles sont donc souvent combinés avec d'autres types de modèles pour simuler l'évolution de l'occupation du sol afin d'inclure l'aspect spatial dans le processus de modélisation. Ils sont également utilisés pour analyser l'impact des politiques publiques sur les structures des exploitations agricoles d'une région donnée (Happe et al. 2008).

1.2.3 Les modèles de Markov

La théorie des chaînes de Markov a pour objectif de prendre les décisions optimales dans un monde incertain. Les chaînes de Markov étudient, à partir de probabilités, le processus d'évolution d'un ensemble d'états évoluant dans le domaine spatial, temporel ou de la fréquence. Un processus d'évolution est dit markovien si la probabilité d'observation de l'état est tributaire d'un nombre fini de ses voisins, qu'ils soient de type spatial ou temporel. Si l'état constaté à l'instant « t » ne dépend que de l'état précédent, il est identifié alors comme étant un modèle de premier ordre. S'il dépend de plusieurs états antécédents, on parlera dans ce cas d'un modèle markovien d'ordre supérieur (Parra, 1997). Les paramètres de sortie du modèle sont donc les probabilités de transition entre deux états qui peuvent être analysées statistiquement à partir d'un échantillonnage de données. Les types de changement identifiés entre les états doivent donc être les plus précis possibles pour une estimation correcte des éléments composant la matrice.

L'avantage principal des chaînes de Markov repose sur la relative simplicité des paramètres qui consistent à la création d'une matrice composée des probabilités de transition d'un état à un autre.

Les modèles de Markov peuvent être combinés avec les automates cellulaires (AC) pour modéliser le changement d'occupation du sol comme démontré par les modèles joints CA-Markov (Balzter et al., 1998). Les chaînes de Markov décrivent la probabilité de changement d'occupation de sol d'une période à une autre en s'appuyant sur la matrice de probabilité de transition entre t_1 et t_2. Cependant, dans ces probabilités il n'y a aucune connaissance sur la distribution spatiale des occurrences dans chaque classe de couverture du sol. Afin d'introduire le caractère spatial au modèle, les automates cellulaires sont alors intégrés dans le modèle de Markov. La composante AC du modèle va permettre aux probabilités de transition d'un pixel d'être fonction des pixels voisins (Araya et Cabral, 2010).

Paegelow et al., (2004) ont combiné trois méthodes de modélisation : approche SIG, modèle de Markov et réseaux neuronaux également pour analyser les dynamiques spatio-temporelles de l'occupation du sol d'une montagne méditerranéenne.

Les premières applications du modèle de Markov dans l'analyse du changement structurel se sont reposées sur un nombre d'hypothèses quant au fonctionnement du modèle : l'hypothèse de stationnarité et l'hypothèse d'indépendance spatiales sont les plus importantes d'entre elles.

- Hypothèse de stationnarité : les transitions de probabilité sont supposées être constantes (ne changent pas dans le temps), c'est-à-dire que, pour prédire l'état du système au temps t+1, on a juste besoin de savoir l'état du système au temps t. Ceci est rarement vérifié dans le monde agricole car la valeur des facteurs de production change suite aux fluctuations économiques (exemple, la probabilité de transition d'une exploitation laitière de sa taille actuelle à une taille supérieure peut être égale p=0,2 maintenant, mais si le prix du lait augmente ou pourrait augmenter, si les prix des céréales augmentent, cette probabilité de transition pourrait également augmenter)

Donc les premières applications du modèle de Markov dans le domaine agricole se sont reposées sur cette hypothèse en utilisant au premier abord des données au niveau micro (individuelles). On cité parmi d'autres ; Judge et Swanson (1961), Padberg (1962), Stanton et Kettunen (1967), Garcia et al. (1987), Butault et Delame (2005) … D'autres études ont utilisé

des données macro (agrégées) et on donc remplacé l'exploitation individuelle par des proportions d'exploitations types calculées à partir des données agrégées (Keane, (1976)).

Plus tard, cette hypothèse de stationnarité a été relâchée, ce qui a donné naissance aux modèles de Markov non-stationnaires qui ont permis d'expliquer les probabilités de transition par des variables exogènes définies comme facteurs susceptibles d'affecter la distribution de la taille des exploitations.

- Hypothèse d'indépendance spatiale : les probabilités de transition sont supposées être les mêmes pour toutes les régions ; cette hypothèse peut être transgressée au moins de deux façon ; les variables spatiales et l'effet du voisinage. En effet, les probabilités de transition d'une exploitation peuvent dépendre de certaines variables spatiales (par exemple, les conditions climatiques, la disponibilité des terres, la disponibilité du travail, etc.). Les probabilités de transition d'une exploitation peuvent également être influencées par les caractéristiques des voisins.

Cependant, concernant l'application des modèles de Markov à la modélisation du changement structurel des exploitations agricoles, la plupart des études n'ont considéré que la dimension temporelle du changement structurel ignorant ainsi toute composante spatiale.

Parmi les études utilisant un modèle de Markov non-stationnaire (prenant en compte d'autres facteurs explicatifs que la taille), on peut distinguer deux types d'approches d'estimation :

- (i) Une approche en deux étapes qui consiste à estimer les probabilités de transition dans une première étape avec le modèle de Markov et ensuite à représenter ces probabilités de transition en fonction de certaines variables explicatives. Les premières tentatives d'application de cette approche sont attribuées à Telser (1963) et Hallberg (1969) qui ont utilisé une estimation moindre carrée ordinaire (MCO) (nécessitant d'introduire plusieurs restrictions afin de satisfaire les caractéristiques des probabilités (additivité et non-négativité) pour prédire le changement structurel en fonction de variables exogènes. D'autres suggèrent une transformation multinomiale qui satisfait automatiquement les contraintes probabilistiques (Stavins et Stanton, 1980), ou des régressions multiples « the seemingly unrelated regression SUR» (Rahelizatovo et Gillespie,1999 et Stokes, 2006).

- (ii) Une autre approche estime de façon simultanée (endogène) les probabilités de transition en fonction des variables exogènes. Disney et al (1988) sont les premiers à avoir mobilisé cette dernière approche en utilisant des données agrégées d'exploitations porcines du sud des Etats-Unis. Afin de prendre en compte les contraintes probabilistiques, ils utilisent un

modèle de programmation quadratique et un modèle de déviation absolue minimum (« Minimum Absolute Diviation ») où toute restriction appropriée peut être incorporée formellement. Ils montrent que le prix du porc relatif au prix des céréales (*hog/corn price ratio*) a un effet sur le nombre total des exploitations porcines et sur la distribution de la taille de ces exploitations. Chavas et Magand (1988) étendent cette approche afin de prendre en compte les nouvelles entrées au secteur de façon explicite. Ils utilisent une transformation logit multinomiale pour estimer les probabilités de transition. Ils considèrent les coûts irrécupérables (même après cessation d'activité) (« *sunk cost* ») et les prix du marché comme étant des variables déterminantes du changement structurel. Zepeda (1995a) s'est d'abord emparée de la méthode de Chavas et Magnad dans un premier article où elle estime la probabilité des entrées nettes séparément des probabilités de transitions des exploitations existantes. Elle a également pris en compte le prix du lait relatif au prix des aliments de bétail comme variable explicatif auquel elle a ajouté le taux d'intérêt, une politique publique, le taux d'endettement et la sécheresse. Dans un second article (Zepeda (1995b)) qui se focalise sur l'impact du changement technologique sur la distribution de la taille des exploitations laitières, elle calcule l'impact des facteurs explicatifs sur les probabilités de transition et sur le nombre total des exploitations directement sous forme d'élasticité, qu'elle qualifie d'élasticités de probabilité « probability elasticities ». Ces calculs d'élasticités ont été repris dans de nombreuses études suivantes. Zepeda (1995a,b) pour estimer les probabilité de transition utilise la transformation logit multinomiale suggérée par MacRae 1977 et Chavas et Magand (1988).

La plupart des études précédemment citées utilisent des méthodes d'estimation ne permettant l'introduction qu'un nombre restreint de variables exogènes et nécessitant l'imposition de suppositions paramétriques fortes.

Karantininis (2002), pour palier à cette limite, applique la méthode de Maximum d'Entropie Généralisée « *Generalised Maximum Entropy*, GME» et le l'entropie croisée généralisée «*Generalised Cross Entropy*, GCE » initialement formalisée par Golan et al. (1996). Karantininis utilise la technique des variables instrumentales (IV-GCE) développée par Golan et Vogel (2000) et Courchane et al (2000) afin de déterminer l'impact d'un ensemble de variables exogènes (prix de la viande de porc, les inputs et les substituts du porc) sur les probabilités de transition dans l'industrie du porc du Danemark. Cette méthode a le mérite d'être plus facile à estimer, d'incorporer un nombre important de variables exogènes, de pallier aux problèmes de « sous-détermination » (*ill-posed or underdetermined problems*), de

permettre d'introduire des informations préalables sur les probabilités de transition (Golan et al. 1996)[11].

Jongeneel et al (2005) utilisent cette méthode pour comparer la distribution dynamique de la taille des exploitations laitières pour la Hollande, l'Allemagne, la Pologne et la Hongrie. D'autres études ont également adopté cette méthode, à savoir : Ben Arfa, (2006) Tonini et Jongeneel (2008) et Huettel et Jongeneel (2009) par exemple.

- Markov spatial

La prise en compte de la dimension spatiale s'est restreinte à quelques applications empiriques étudiant le changement structurel des exploitations. La plupart ont plutôt concerné le changement d'occupation du sol en combinant le plus souvent les systèmes d'information géographique (SIG) avec les modèles de Markov.

La première application à avoir pris en compte la localisation explicitement dans le modèle de Markov est celle de Gillespie and Fulton (2001). Gillespie and Fulton conduisent une analyse transversale inter-regionale (cross-regional analysis) où une variable «dummy» à été ajoutée pour représenter les 17 états des Etats-Unis considérés dans l'analyse. Ils estiment les probabilités de transition pour chaque état en utilisant une régression multiple (SUR) en supposant qu'il n'y a pas de corrélation des observations entre les états et que seules les erreurs sont corrélées.

Bien avant cette étude, plusieurs chercheurs avaient déjà conscience de l'intérêt de l'analyse régionale, cependant la plupart de leurs analyses étaient transversales et plutôt comparatives entre régions et donc ne prenaient pas en compte les interactions entre régions. Judge et Swanson (1962), considèrent les différences de changement structurel des exploitations porcines et bovines entre trois régions en Illinois en combinant deux « counties » par région.

Chavas et Magand (1988) affirment que « *because of factors such as soil and climate, the conditions for US dairy production vary notably across regions. As a result, we focus our attention here on a regional analysis of the evolution of the structure of dairy production* ». Cependant dans leur analyse, Chavas et Magand, plutôt agrègent les données de quelques Etats américains en quatre grandes régions. Les régions ainsi que les Etats considérés dans chaque région sont sélectionnés selon l'importance de la production laitière et la disponibilité des données appropriées. Ils conduisent donc l'analyse pour les quatre régions en estimant

[11] Voir Jengeneel et al (2005), Ben Arfa (2006), Tonini and Jongennel (2008) et Zemmermann (2009) pour une revue plus détaillée.

une région à la fois par la régression multiple SUR tout en supposant l'absence de corrélation entre régions.

Plus récemment certaines applications tentent de considérer la différence du changement structurel entre les Etats membres de l'Union Européenne, citons par exemple celle de Jongeneel et al (2005) qui compare quatre Etats européens ou celle de Huettel et Jongeneel (2009) qui compare le changement structurel de l'Allemagne et des Pays-Bas.

Il y a donc une conviction générale que les probabilités de transition diffèrent selon la localisation, cependant, les spécificités régionales du changement structurel reste un puzzle pour les économistes agricoles (Huettel et al,. 2010). Récemment, de plus en plus d'auteurs utilisent les méthodes d'économétrie spatiale pour analyser le changement structurel et prendre en compte les disparités régionales.

1.2.4 Les modèles d'économétrie spatiale

Une des difficultés des modèles statistiques pour la simulation du changement structurel tient à leur incapacité à gérer la variabilité spatiale dans le processus de changement structurel (Serneels et Lambin, 2001). Pour pallier à cette déficience, et grâce au développement des logiciels informatiques adaptés, on assiste depuis quelques années à l'essor de l'utilisation de l'économétrie spatiale dans se domaine.
Les techniques de l'économétrie spatiale visent à prendre en compte la présence de deux importants effet spatiaux : l'autocorrélation spatiale qui se réfère à l'absence d'indépendance entre des observations géographiques et l'hétérogénéité spatiale qui est liée à la différenciation des variables et des comportements dans l'espace (Le Gallo, 2002).

La présence d'autocorrélation spatiale pour une variable signifie qu'il y a une relation fonctionnelle entre ce qui se passe en un point de l'espace et ce qui se passe ailleurs. Ce qui implique une attention particulière aux notions de localisation, de superficie, de distance et d'interaction. Cette relation a été mise en évidence par Tobler (1979) avec sa première loi de la géographie "*Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things*". L'interprétation des concepts de « Proximité / near » et « distance /distant », est prise en compte à travers les matrices de poids spatiaux qui sont intégrées dans l'analyse.

Le principe de l'autocorrélation spatiale repose sur le fait que l'introduction de l'espace et l'utilisation des données localisées devrait être considérée soit comme une source

d'information supplémentaire à prendre en compte (telle une organisation spatiale particulière des activités reposant sur les processus d'interaction) soit comme une source de mauvaise spécification du modèle (telle une omission de variables spatialement autocorrélées, une spécification de forme fonctionnelle incorrecte ou une erreur de mesure qui a lieu lorsque l'étendue spatiale du phénomène étudié ne coïncide pas avec les unités spatiales d'observation).

La plupart des études prenant en compte la dimension spatiale relèvent de questionnements sur les principes d'organisation de l'espace, sur les logiques de localisation, sur la forme des interactions spatiales et leur rôle dans la dynamique de l'espace. Elles se réfèrent d'un point de vue méthodologique au traitement et à la modélisation de « dynamiques spatiales ». Mais modéliser des dynamiques spatiales peut être compris de différentes façons : rendre compte des changements de la façon la plus claire possible; ou bien rechercher les causalités derrière la forme et la vitesse des évolutions observées. Logiquement ces deux approches, la première descriptive, la seconde explicative, sont complémentaires et doivent se succéder au cours du temps (Sanders, 2001).

La première, «data-driven approach» (Anselin, 1989), mobilise souvent l'analyse exploratoire des données spatiales « Exploratory Spatial Data Analysis ESDA ». Des techniques différentes sont adoptées dans ce type d'analyse, les plus populaires d'entre elles sont les indices d'associations spatiales (Indice de Moran, Indice de Geary, Le diagramme de Moran, les indicateurs LISA…)

La deuxième approche également qualifiée par Anselin (1989) de « model-driven approach », se focalise sur l'interprétation des phénomènes en se basant sur des spécifications théoriques préétablies notamment confirmées par les données. Les propriétés de ces données, exemple : la dépendance spatiale et l'hétérogénéité spatiale, nécessitent l'application de techniques statistiques (ou d'économétrie) spécifiques, indépendamment de la nature des modèles théoriques (Anselin, 1989).

La prise en compte de l'autocorrélation spatiale dans les modèles économétriques peut s'effectuer de plusieurs manières : par une autocorrelation à retard spatial, avec variable endogènes ou exogènes décalée, par une autocorrélation spatiale des erreurs, ou par une autocorrélation contenant à la fois une variable décalée et une autocorrélation des erreurs.

Autocorrelation à retard spatial

Dans le modèle autorégressif spatial, une "*variable endogène décalée*" *Wy* est incluse dans le modèle de régression linéaire classique :

$$y = \rho Wy + \beta X + \mu$$

Wy est la variable endogène décalée pour la matrice de poids *W*, ρ est le paramètre spatial autorégressif indiquant l'intensité de l'interaction existant entre les observations de *y*.
Dans ce modèle, l'observation y_i est en partie expliquée par les valeurs prises par *y* dans les régions voisines.

Autocorrélation spatiale des erreurs

Pour spécifier une autocorrélation spatiale des erreurs, on utilise le plus souvent un processus autorégressif sur les erreurs :

$$y = \beta X + \mu, \text{ avec } \mu = \lambda W \mu + \varepsilon$$

Le paramètre λ reflète l'intensité de l'interdépendance entre les résidus et *u* est le terme d'erreur.

Autocorrélation spatiale générale

Formellement, le modèle s'exprime comme une combinaison des deux précédents modèles :

$$y = \rho Wy + \beta X + \mu, \text{ avec } \mu = \lambda W \mu + \varepsilon$$

La résolution de ces différents modèles nécessite l'utilisation de logiciels spécifiques pouvant prendre en compte la dimension spatiale et s'appuyant sur les logiciels de Système d'Information Géographique (SIG).

Plusieurs applications concernant la localisation des entreprises (en particulier dans le secteur des hautes technologiques) ont vu le jour depuis le développement des logiciels et toolbox d'économétrie spatiale (exemple : Spatial Econometric Toolbox for Matlab (LeSage et Pace 2009). Beaucoup moins ont concerné les exploitations agricoles.

Roe et al (2002) conduisent une analyse en économétrie spatiale sur le nombre des exploitations porcines au niveau du « county » dans les quinze Etats Américains plus gros producteurs de porc. Ils estiment trois modèles où ils considèrent comme variable dépendante, respectivement, le logarithme népérien du nombre de porcs par « county », l'évolution du

logarithme népérien du nombre de porcs entre 1992 et 1997 et le logarithme népérien du nombre moyen de porcs par exploitation. Ils examinent l'impact de facteurs spécifiques aux exploitations, aux localisations et aux agglomérations spatiales. L'effet de l'agglomération est capturé en incluant un retard spatial de la variable dépendante. Ils trouvent que les économies d'agglomération, les pressions urbaines, la disponibilité des inputs, la productivité des firmes, les accès aux marchés (la localisation des abattoirs), les conditions économiques locales et les contraintes réglementaires (notamment environnementales) affectent significativement l'organisation spatiale de la production spatiale. Cependant, Roe et al. (2002) dans leur modélisation ont omis de prendre en compte l'éventuelle endogénéité de certaines variables considérées dans l'analyse notamment la localisation des abattoirs ce qui pourrait induire des biais dans l'estimation.

Peterson (2002) applique un modèle similaire pour le cas du lait aux USA, en utilisant comme variable dépendante le logarithme népérien de l'évolution de lait commercialisé à travers l'organisme fédérale de commercialisation du lait FMMO (Federal Milk Marketing Order) entre 1997 et 2002. Elle examine l'influence des variables relatives à l'agglomération, la disponibilité des inputs, l'accès marché et les prix du marché, la pression urbaine, les réglementations environnementales et les conditions climatiques. Ses résultats montrent que les conditions climatiques et les prix des outputs (lait) ont un grand impact dans la détermination de la distribution spatiale de la production laitière. Plus important encore, elle montre que plus les régions sont importantes en terme de production laitière, plus elles attirent des industries supplémentaires et plus elles encouragent l'expansion locale.

Isik (2004) formalise un modèle conceptuel sur la localisation des exploitations laitières afin d'analyser l'impact des facteurs de production traditionnels ainsi que les régulations environnementales sur la concentration géographique et la structure spatiale de la production laitière. Le modèle considère le logarithme népérien du nombre de vaches en 1997, le logarithme népérien de la taille moyenne par exploitation en 1997, l'évolution entre 1992 et 1997 du nombre de vaches et l'évolution de la part du « county » dans le nombre total des vaches comme étant des variables dépendantes. Isik (2004), dans son modèle empirique et contrairement à Roe et al. (2002) tient compte de l'endogénéité de certaines variable explicatives. Il utilise une estimation double moindre carrée (2SLS) en considérant le retard spatial des variables exogènes comme étant des instruments. Les résultats montrent une autocorrélation positive des niveaux de production à travers des « counties » et que les économies d'agglomération sont très importantes dans la détermination du changement des

niveaux de production dans le temps. Il trouve également que les contraintes environnementales sont déterminantes dans la décision de relocalisation des producteurs laitiers dans des régions moins restrictives.

Rutt (2007), dans sa thèse sur l'impact des économies d'agglomération spatiales sur la production laitière aux USA, utilise un modèle tobit autorégressif spatial appliqué à 2907 counties dans 24 Etats pour l'année 1997 et 2002. Comme variable expliquée Rutt à l'instar de Peterson considère la quantité de lait commercialisé à travers l'organisme fédérale de commercialisation du lait FMMO (la valeur correspondante à chaque date et non l'évolution entre les deux dates). Comme variables explicatives il considère plusieurs facteurs relatifs aux économies d'agglomération (approximées par la présence d'autres activités agricoles), la disponibilité des inputs, l'accès aux marchés, les prix du lait, les dotations naturelles et les conditions économiques générales. Cependant, Rutt (2007), trouve une autocorrélation spatiale, certes positive et statistiquement significative mais de valeur beaucoup plus faible que celle trouvée dans les études précédemment citées.

Larue (2009), pour étudier la concentration géographique du secteur porcin en France au niveau du canton pour 1988 et 2000, utilise un modèle d'économétrie spatiale en estimant un double moindre carrée avec un estimateur HAC (*heteroscedasticity and autocorrelation consistent estimator*). Elle trouve un effet positif et très significatif des spillovers d'information qu'ils ont également approximé par le retard spatial. Larue (2009) conclue également sur l'importance des économies d'agglomération et de la proximité aux abattoirs et aux fournisseurs des aliments composées. Cependant, les contraintes environnementales approximées par le ratio offre/demande des surfaces d'épandage, semblent avoir un effet négatif et favorisent plutôt la dispersion de la production porcine.

Concernant la croissance et les entrées et sorties, plusieurs applications empiriques se sont limitées à introduire la taille moyenne par exploitation comme variable dépendante (Roe et al. 2002 ; Isik, 2004) ou à étudier la différence entre deux coupes transversales en deux dates différentes afin de détecter le changement dans le temps du nombre d'animaux (Roe et al. 2002, Isik, 2004) ou de la quantité produite (Peterson 2002)

Herath et Weersink (2004) se focalisent plutôt sur l'évolution du nombre des nouvelles exploitations de grande taille dans le secteur porcin, bovin et laitier au niveau des Etats aux USA. Ils considèrent plusieurs facteurs explicatifs da la distribution spatiale de ces secteurs, à savoir les réglementations environnementales, le climat (moyenne des températures et

précipitations), l'environnement économique, l'accès aux marchés, les prix relatifs des aliments, des outputs, du travail, de l'énergie et le prix de la terre, les taxes et les économies d'agglomération approximées par la par de l'agriculture dans le produit but de chaque Etat et la part de la population rurale dans la population totale. Concernant la production laitière ils ont considéré l'évolution du nombre d'exploitations ayant plus de 200 vaches entre 1993 et 2000 pour 29 Etats Américains. La particularité de leur étude tient au fait de l'introduction d'un indice des contraintes environnementales annuel très détaillé. Cependant, l'impact de cet indice s'avère positive mais non significatif statistiquement dans le cas de la production laitière ce qu'ils expliquent par le fait que les réglementations environnementales ont été endurcies après l'augmentation du nombre d'exploitations de grande taille. Un résultat important qu'ils dégagent est l'impact positif et très significatif des industries laitières sur l'augmentation du nombre des grandes exploitations.

Gullstrand (2005), utilise un modèle autoregresssif spatial en intégrant comme variables expliquées la croissance de la taille des exploitations laitières individuelles entre 1995 et 1999 et la survie des exploitations entre 1995 et 1999. Comme variables explicatives il considère deux catégories de variables; celles spécifiques aux caractéristiques de l'exploitation individuelle (taille initiale, âge de l'exploitant, spécialisation, temps partiel ou pas, si c'est une nouvelle succession ou pas) et celles spécifiques à la localisation (potentiel économique, spécialisation en lait de la région, indice de diversification de la région). Les résultats montrent qu'une exploitation grandit plus rapidement si les exploitations voisines font de même si sa taille initiale est suffisamment grande et si elle se trouve dans un cluster laitier.

A notre connaissance personne n'a considéré l'impact de la localisation sur la croissance, les entrées et les sorties des exploitations de manière différenciée selon la taille de l'exploitation.

Conclusion du chapitre 1

Ce chapitre met en évidence non seulement les déterminants possibles du changement structurel et spatial de la production laitière mais cerne également les problèmes inhérents à la mesure de ces déterminants et des mécanismes sous-jacents. La théorie de localisation et la nouvelle économie géographique nous ont permis de distinguer l'impact des économies d'agglomération et donc des interactions marchandes et non marchandes intra-secteur et entre secteur d'activité. La progression des apports méthodologiques nous ont permis de prendre en compte ces externalités dans les modèles empiriques.

Dans la suite de la thèse nous allons d'abord, dans le chapitre 2, commencer l'analyse en utilisant la méthode classique des chaines de Markov non-stationnaires, qui nous offre la possibilité de modéliser l'ajustement structurel en fonction de certains facteurs explicatifs. Nous nous focaliserons dans cette première étape sur l'impact des politiques agricoles, ce qui nous permettra de mesurer leur effet de manière explicite.

Ensuite, le chapitre 3 est dédié à l'analyse de la structure spatiale de la production agricole en général et la production laitière en particulier afin de déceler une éventuelle autocorrélation spatiale, en utilisant des méthodes de l'analyse exploratoire des données spatiales. Ce chapitre nous permettra de mettre en évidence une autocorrelation spatiale positive très significative dans la production laitière. Ce qui nous a amené dans le chapitre 4 à considérer l'espace dans la modélisation afin de tenir compte des disparités régionales et des dotations naturelles spécifiques à chaque localisation. Pour ce faire, on s'est basé sur les théories de la nouvelle économie géographique et les méthodes d'économétrie spatiale précédemment explicitées afin de déterminer l'effet des facteurs spécifiques locaux et identifier l'existence des interactions spatiales et des éventuels effets d'agglomération. Dans le chapitre 5, nous étendons l'analyse afin de combiner les deux méthodes des chaines de Markov et de l'économétrie spatiale, afin de considérer les deux dimensions temporelle et spatiale, ce qui nous permet d'analyser le changement structurel des exploitations laitières en termes d'évolution dans le temps et dans l'espace. Cette méthode nous permettra de voir l'impact des facteurs précédemment identifiés de manière différenciée selon la taille de l'exploitation.

Références

Abdalla, Ch.W., Lanyon, L.E. Hallberg, M.C. (1995). What we know about historical trends in firm location decisions and regional shifts: policy issues for an industrializing animal sector. *American Journal of Agricultural Economics,* 77 (5), pp. 1229-1236.

Adelaja, A.O, Miller, T., Taslim M. (1998). Land Values, Market Forces, and Declining Dairy Herd Size: Evidence from an Urban-Influenced Region. *Agricultural and Resource Economics Review,* 27(1), pp.63-71.

Ahearn, M.C., Yee, J., and Korb, P. (2004). Agricultural Structural Adjustment to Government Policies: Empirical Evidence. Paper presented at the annual meeting of the American Agricultural Economics Association. Denver, Colorado.

Ahearn, M.C., J. Yee and P. Korb. (2005). Effects of differing farm policies on farm structure and dynamics. American Journal of Agricultural Economics, 87, pp. 1182-1189.

Alliance Environment (2008). Evaluation of the Environmental Impacts of Milk Quotas. Report for DG Environnement, European Commission. http://ec.europa.eu/agriculture/eval/reports/milk_quot_ei/shortsum_en.pdf.

Anselin, L., (1989).What is special about spatial data? Alternative perspectives on spatial data analysis, Paper presented for presentation at the Spring 1989 Symposium on Spatial Statistics, Past, Present and Future, Department of Geography, Syracuse University.

Antoine A. (2006). L'élevage : Un facteur de spécialisation des économies rurales anciennes. In Madeline P. et Moriceau J.M. (Eds) Acteurs et espaces de l'élevage (XVIIe –XXIe siècle), Bibliothèque d'Histoire Rurale (N°9)

Araya, Y. H. and Cabral, P. (2010). Analysis and Modeling of Urban Land Cover Change in Setúbal and Sesimbra, Portugal , *Remote Sensing*, 2, pp. 1549-1563.

Arrow J. K. (1962). The economic implication of learning by doing, *Review of Economic Studies*, 29, pp. 155-173.

Arthur, W. B. (1990). Silicon Valley Locational Clusters: When do Increasing Returns imply Monopoly? *Mathematical Social Sciences*, 19, pp. 235-251.

Baldwin, R. E. and Forslid, R. (2000). The core-periphery model and endogenous growth: Stabilizing and destabilizing integration. *Economica*, 67, pp. 307-324.

Baldwin, R. E., Forslid, R., Martin, P., Ottaviano, G.I.P. and Robert-Nicoud, F. (2003). *Economic Geography and Public Policy*, Princeton, Princeton University Press.

Baldwin, R.E. and Martin, P. (2004). Agglomeration and regional growth. In (ed) Henderson, V. and Thisse, J.-F., Handbook of Regional and Urban Economics: Cities and Geography, pp. 2671-2711, Amsterdam, North Holland.

Baldwin, R. E., Martin, P., and Ottaviano, G. I. P. (2001). Global income divergence, trade, and industrialization: The geography of growth take-offs. *Journal of Economic Growth*, 6, pp. 5-37.

Balmann, A. (1997). Farm Based Modelling of Regional Structural Change: A Cellular Automata Approach. *European Review of Agricultural Economics*, 24, pp. 85-108.

Balzter, H., Braun P. W., Kohler W. (1998). Cellular automata models for vegetation dynamics. *Ecological Modelling*, 107, (2-3), pp. 113-125.

Barkley P. W. (1976) A Contemporary Political Economy of Family Farming *American Journal of Agricultural Economics,* 58, (5), pp. 812-819

Beldman, A., Daatselaar, C., Galama, P. et Prins, B. (2010). Trends and challenges in world dairy farming: Impressions from the 2009 Global Dairy Farmers congress in China. Report 2010-015, March 2010 LEI, part of Wageningen UR, The Hague.

Ben Arfa, N. (2006) Politique agricole et changement des exploitations agricoles : une application de la méthode de chaines de Markov non stationnaires à la région Midi-Pyrénées, Montpellier : CIHEAM-IAMM, Master of Science, IAMM, Série Thèses et Masters n° 81

Berger, T. (2001). Agent-Based Spatial Models Applied to Agriculture: A Simulation Tool for Technology Diffusion, Resource Use Changes and Policy Analysis. *Journal of Agricultural Economics* 25: 245-260.

Bloch, M. (1931). Caractères originaux de l'histoire rurale française. Paris : Librairie Armand Colin.

Bloch, M. (1931). Caractères originaux de l'histoire rurale française. Tome deuxième Supplément établit d'après les travaux de l'auteur par Dauvergne R. Paris : Librairie Armand Colin.

Bloch, M. (1932). Régions naturelles et groupes sociaux. Annales d'histoire économique et sociale. 4e année, N°17, pp. 489-510.

Bloch, M. (1933).Provinces françaises. Annales d'histoire économique et sociale. N°21, pp. 315-322.

Bloch, M. (1936). Les paysages agraires : essai de mise au point. Annales d'histoire économique et sociale. N°39, pp. 256-277.

Bloch, M. (1936). Agriculture et vie rurale. Annales d'histoire économique et sociale. N°40, pp. 398-405.

Bloch, M. (1936). Villages de France et d'ailleurs. Quelques monographies. Annales d'histoire économique et sociale, pp. 592-596.

Bloch, M. (1942). Points de vue sur le Limousin, Mélanges d'histoire sociale, II, pp. 77-81.

Bonnefoy,J. L., Bousquet, F., Rouchier J. (2001). Modélisation d'une interaction individus, espace et société par les systèmes multi-agents : pâture en forêt virtuelle. L'espace géographique, 30 (1), pp. 13-25.

Briassoulis, H. (1999). Analysis of Land Use Change: Theoretical and Modeling Approaches.[en ligne]. The Web Book of Regional Science, Regional Research Institute, West Virginia University. http://www.rri.wvu.edu/WebBook/Briassoulis/Chapter2(Histoverview).htm

Butault J-P, Delame N (2005) Concentration de la production agricole et croissance des exploitations. Economie et Statistiques, 390, pp. 47-64.

Calvez E. (2006). L'économie laitière en France et dans le Monde approche géographique, Presse Universitaire de Rennes.

Chatellier, V. (2009). Le maintien de la production laitière en France dépendra de la compétitivité de ses élevages, conférence de presse le 13 juillet 2007.

http://www.pleinchamp.com/article/detail.aspx?id=28224&page=1&local=false&pub_id=2&menu_id=2

Chavas, J.F. and Magand. G. (1988). A Dynamic Analysis of the Size Distribution of Firms: The Case of the U.S. Dairy Industry. *Agribusiness,* 4, pp. 315–330.

Cniel (2009). La filière laitière française et l'environnement, Cniel.

Cniel (2009). Economie laitière en chiffres, Cniel, Edition 2009.

Coase, R.H. (1937). The nature of firms, *Economics* (N.S.), 4, pp. 386-405.

Cochrane, W. W. (1993). *The Development of American Agriculture: A Historical Analysis*. (Second edition). Minnesota: University of Minnesota Press.

Combes P.P., Mayer T., and Thisse J.F. (2007) *Economie Géographique: L'intégration des Régions et des Nations*, Economica.

Corgne, S. (2004). Modélisation prédictive de l'occupation des sols en contexte agricole intensif : application à la couverture hivernale des sols en Bretagne. Thèse de doctorat en Géographie. Université de Rennes 2, 230 p.

Courchane, M., Golan A. and Nickerson, D. (2000). Estimation and Evaluation of Loan Discrimination. An Information Approach. *Journal of Housing Research,* 11, pp. 67-90.

Daniel, K. (2007). Ouverture des marchés et localisation des productions agricoles, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 55, pp.327-347.

De Haen, H. and von Braun, J., (1977). Mobility of agricultural labour and fluctuating regional labour markets: A demographic and economic analysis with application to West-Germany". *European Review of Agricultural Economics* 4(3) pp. 215-243.

Delorme, H., Berriet–Solliec, M., and Perraud, D. (2004). Les politiques agricoles et rurales des régions dans l'Union Européenne : Une première comparaison www.ceri-sciencespo.com/archive/sept04/arthd.pdf

Disney, W.T., Duffy, P.A. and Hardy, W.E. (1988). A Markov Chain Analysis of Pork Farm Size Distributions in the South. *Southern Journal of Agricultural Economics,* 20, pp. 57–64.

Dosi G., Freeman, C. Nelson, R. Silverberg G. and Soete, L. (1988). *Technical Change and Economic Theory*, London, Francis Pinter and New York, Columbia University Press,

Duranton, G. (2000). Urban structure, urbanization and growth, in: Huriot, J.M. Thisse J.F. (Eds.), Economics of Cities: Theoretical Perspectives, Cambridge Univ. Press, Cambridge, 2000, pp. 290–317.

Eastwood, R., Lipton, M. and Newell, A. (2004). Farm Size. in Evenson R., and Pingale P. (eds) *Handbook of Agricultural Economics* (Volume III), Amsterdam: North Holland Press.

Eberle, P., Milliman, C. R., Peterson, W. C., Rendleman, C. M. (2004). Promotional Efforts vs. Economic Factors as Drivers of Producers Decisions to Expand or Start a Dairy. Paper presented at AAEA. Annual Meeting in Denver, Colorado, August 1-4. http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/20140/1/sp04eb01.pdf

Fanica P.O. (2008), Le lait, la vache et le citadin du XVIIe au XXe siècle. Edition Quae.

Ferber, J. (1999). *Multi-Agent Systems: An Introduction to Distributed Artificial Intelligence*, Addison-Wesley, Redwood City.

Fingleton, B., Cheshire, P., Garretsen, H., Igliori, D., McCann, P., McCombie, J., Monastiriotis, V., Moore, B. and Roberts, M. (2007). 'Editorial', *Spatial Economic Analysis*, 2 (1), pp. 1–5.

Foltz, J. (2004). Entry, Exit, and Farm Size: Assessing an Experiment in Dairy Price Policy. *American Journal of Agricultural Economics,* 86, pp. 594-604.

Fujita M. Krugman, P. and Venables A.J. (1999). *The spatial Economy; Cities, Regions and International Trade*. Cambridge, MA, MIT Press

Fujita M., Thisse J.F. (2002) *Economics of agglomeration*, Cambridge University Press.

Frémont, A. (1967). L'Élevage en Normandie, étude géographique, Caen, Association des publications de la Faculté des lettres et sciences humaines de l'Université, 1967

Fremont, A. (1981). *Paysans de Normandie*, Paris, 1981, Editions Flammarion. 293p.

Gardner, B.D., and Pope, R.D. (1978). How is scale and structure determined in agriculture?, *American Journal of Agricultural Economics*,60 (2) pp. 295.302

Garcia, P., Offutt, S.E., Sonka, S.T. (1987). Size distribution and growth in a sample of Illinois cash grain farms. *American Journal of Agricultural Economics,* 69 (2), pp. 471–476.

Gibrat, R. (1931). *Les Inégalités Economiques; Applications aux Inégalités des Richesses, à la Concentration des Entreprises, aux Populations des Villes, aux Statistiques des Familles, etc., d'une Loi Nouvelle, la Loi de l'Effet Proportionnel*. Paris: Librairie du Recueil Sirey.

Gillespie, J.M. and Fulton, J.R. (2001). A Markov Chain Analysis of the Size of Hog Production Firms in the United States. *Agribusiness,* 17 (4), pp. 557–570.

Goddard, E., Weersing, A. Chen K. and Turvey, C.G. (1993). Economics of Structural Change in Agriculture. *Canadian Journal of Agricultural Economic,* 41, pp. 475-489.

Golan, A., Judge, G. and Miller. D. (1996). *Maximum Entropy Econometrics: Robust Estimation with Limited Data*. Chichester: John Willey and Sons.

Golan, A. and Vogel, S.J. (2000). Estimation of Non-stationary Social Accounting Matrix Coefficients with Supply Side Information. *Economic Systems Research,* 12, pp. 447-471.

Grafeneder-Weissteiner T. (2010) Demographic change, growth and agglomeration Working Paper No. 132, WU (Vienna University of Economics and Business), Department of Economics, June 2010

Guesdon, J.C., Chatellier, V., Mottet, A. and Pelimlin, A. (2006). La localisation du cheptel d'herbivores dans les régions européennes. 13ème Rencontres autour des recherches sur les ruminants, Paris, 6-7 décembre 2006.

Gullstrand, J. (2005). Who survives and who grows after EU membership? The case of Swedish milk farmers, SLI Working Paper 2005:4 Revised Version August 2006.

Hallberg, M.C. (1969). Projecting the Size Distribution of Agricultural Firms - An Application of a Markov Process with Non-stationary Transition Probabilities. *American Journal of Agricultural Economics,* 51, pp. 289-302.

Happe, K., Balmann, A., and Kellermann, K. (2004). The agricultural policy simulator (AgriPoliS)- an agent-based model to study structural change in agriculture (version 1.0), discussion paper: N°. 71, Institute of Agricultural Development in Central and Eastern Europe (IAMO), Halle (Saale), Germany.

Happe, K., Balmann, A., Kellermann, K., and Sahrbacher, C., (2008). Does structure matter? The impact of switching the agricultural policy regime on farm structures. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 67, pp. 431-444.

Heng-hung, K. (2005). The determinants of exit behavior under a structurally change industry: evidence from the U.S. swine industry. Thesis dissertation, Faculty of North Carolina State University, 2005.

Herath D. P. and Weersink A. J. (2004) The locational determinants of large livestock operations: Evidence from the U.S. hog, dairy, and fed-cattle sectors. Paper presented at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Denver, Colorado, July 1-4, 2004

Herath, D., Weersink, A., and Carpentier, C.L. (2005). Spatial dynamics of the livestock sector in the United States: Do environmental regulation matter? *Journal of Agricultural and Resource Economics,* 30, pp. 45-68.

Huettel, S. and Jongeneel, R. (2009). Impact of the EU Milk Quota on Structural change in the dairy Sectors of Germany and the Netherlands. Paper presented at the International Association of Agricultural Economists Conference, Beijing, China, August 16-22.

Huettel, S. and Margarian A. (2009). Structural change in the West German agricultural sector. *Agricultural Economics,* 40, pp 759-772.

Huettel, S., Margarian, A., and von Schlippenbach, V. (2010). Regional Asymmetries in Farm Size Paper presented at the 114th EAAE Seminar 'Structural Change in Agriculture', Berlin, Germany, April 15-16.

Huffman, W. and Evenson, R. (2001). Structural and Productivity Change in U.S. Agriculture, 1950-82. *Agricultural Economics,* 24, pp. 127-147.

Igliori D. C. (2008). Deforestation, Growth and Agglomeration Effects: Evidence from Agriculture in the Brazilian Amazon Discussion paper series Department of Land Economy, University of Cambridge

Institut d'élevage, (2002). L'élevage bovin, ovin et caprin –lait et viande– au recensement agricole 2000, Cheptels, exploitations, productions. Dossier économie de l'élevage n°318- Novembre 2002

Institut de l'élevage, (2009). France laitière 2015 ; vers une accentuation des contrastes régionaux, Dossier économie de l'élevage n°391-juin 2009

Isard W. (1956). *Location and Space Economy,* MIT Press, Cambridge (Mass.).

Isik, M., (2004). Environmental regulation and the spatial structure of the U.S. Dairy Sector. *American Journal of Agricultural Economics.* 86(4), pp. 949-962

Jacobs J. (1969). *The Economy of Cities* (New York: Vintage).

Jongeneel, R., Longworth, N. and Huettel, S. (2005). Dairy Farm Size Distribution in East and West: Evolution and Sensitivity to Structural and Policy Variables: Case-Studies of the Netherlands, Germany Poland and Hungary. Paper presented at the XI-th international congress of the European Association of Agricultural Economics (EAAE), Copenhagen, Denmark, 24-27 August

Jovanovic, B. (1982). Selection and the Evolution of Industry. *Econometrica*, 50, pp. 649–670.

Judge, G.G., and Swanson, E.R., (1961). Markov Chains: Basic Concepts and Suggested Uses in Agricultural Economics. Agricultural Experiment Station Research Report AERR-49. University of Illinois. Department of Agricultural Economics, Urbana, Illinois.

Karantininis, K. (2002). Information Based Estimators for the Non-stationary Transition Probability Matrix: An Application to the Danish Hog Sector, *Journal of Econometrics,* 107, pp. 275-290.

Keane, M. (1991). Changes in the size structure of Irish dairy farms. *Irish Journal of Agricultural Economics and Rural Sociology,* 14, pp. 67-74.

Key, N. and Roberts, M.J. (2006). Government Payments and Farm Business Survival. *American Journal of Agricultural Economics*, 88, pp.382-392.

Key, N. and Roberts, M.J. (2007). Do government payments influence farm size and survival. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 32 (2), pp. 330-349.

Kislev, Y., and Petersen, W. (1982). Prices, Technology and Farm Size*, Journal of Political Economy*, 90, pp. 578.595.

Klatzman, J. (1956). La localisation des productions agricoles. *Economie Rurale*, 28, pp.3-15.

Klepper, S. (1996). Entry, Exit Growth and Innovation over the product Live Cycle. *The American Economic Review* 86 (3), pp. 562-583.

Krugman P. R. (1991). Increasing returns and economic geography, *Journal of Political Economy*, 99(3):484-499.

Larue, S., Abildtrup, J., and Schmitt, B. (2008). Modelling the Spatial Structure of Pig Production in Denmark. Congress of the European Association of Agricultural Economists, EAAE, Gent, Belgium, August 26-29.

Larue, S. (2009). Microéconomie de la localisation des activités agricoles. Le cas d'une production à fortes contraintes environnementales. Thèse de doctorat en économie, Université de Bourgogne, 233 p.

Lassen, B.J., Isermeyer, F., and Friedrich, C. (2008). Regional changes in German dairy production (in German). Agrarwirtschaft, 58(5/6), pp. 238-247.

Leathers, H. (1992). The Market for Land and the Impact of Farm Programs on Farm Numbers. *American Journal of Agricultural Economics*, 74, pp. 291-298.

Le Gallo, J. (2002). Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire, *Économie et Prévision*, 155, pp. 139-157.

Lepetz, S. (2004). L'élevage dans les campagnes romaines de la Gaule du Nord : approche archéozoologique. Séminaire « Acteurs et espaces de l'élevage en Europe de l'Antiquité aux débats actuels » Université de Caen 2004.

Lepetz, S., Matterne, V., Ruas, M.P., and Yvinec J.H. (2000). Culture et élevage en France septentrionale de l'âge du Fer à l'an Mil : approche carpologique et archéozoologique. In Belmont A. (Ed) Autour d'Olivier de Serres : Pratiques agricoles et pensée agronomique du Néolithique aux enjeux actuels, Bibliothèque d'Histoire Rurale (N°6).

LeSage J. and Pace K. R. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC, Press Taylor and Francis Group.

MacRae, E.C. (1977). Estimation of Time–varying Markov Processes with Aggregate Data. *Econometrica,* 45, pp. 183-198.

Maclachlan F. C., (2008). Random Division and the Size Distribution of Business Firms Department of Economics and Finance, Manhattan College, Riverdale, NY 10471

Mandelbrot, B. B. (1997). *Fractals and Scaling in Finance*, Springer.

Mansfield, E. (1962). Entry. Gibrat's Law, Innovation, and Growth of firms. *American Economics Review,* 52, pp. 1023-1051.

Marniesse, S. (2000). Approches théoriques de la Dynamique des microentreprises dans les pays en développement. Document de travail : DIAL Développement et insertion internationale. Paris

Marshall, A. (1890) *Principles of Economics*, London: Macmillan.

Martin, P. and Ottaviano, G. I. P. (1999). Growing locations: Industry location in a model of endogenous growth. *European Economic Review*, 43, pp. 281-302.

Martin, P. and Ottaviano, G. I. P. (2001). Growth and agglomeration. *International Economic Review*, 42, pp. 947-968.

Mazzucato, M. (2000). *Firm Size, Innovation and Market Structure : the Evolution of Industry Concentration and Instability*. Edward Elgar, Northampton, MA.

Mosnier, C. and Wieck, C. (2010). Determinants of spatial dynamics of dairy production: a review, Discussion paper, Institute for Food and Resource Economics, University of Bonn.

Nelson, R., Winter, S. (1982). *An evolutionary theory of economic of Economic Change* Cambridge, Belknap Press of Harvard University Press.

Olson, K.D., and Stanton, B.F., (1993). Projections of structural change and the future of American agriculture. In: Hallam, A. (Ed.), Size, Structure, and the Changing Face of American Agriculture. Westview Press, Boulder, CO, pp. 587–627.

Osei, E., Lakshminarayan, P. G. (1996). The determinants of dairy farm location. Livestock Series Report 7. CARD Working Paper, WP 174, December 31.

Padberg D. I. (1962). The Use of Markov Processes in Measuring Changes in Market Structure. *Journal of Farm Economics,* 44, pp. 189-199.

Paegelow, M., Villa, N., Cornez, L., Ferraty, F., Ferré, L., et Sarda P. (2004) Modélisation prospective de l'occupation du sol. Le cas d'une montagne méditerranéenne. *Revue européenne de géographie*, N◦295, 06 décembre 2004.

Parker, D. C., Berger, T., Manson, S. M., McConnell, W. J. (eds.). (2002). Agent-Based Models of Land-Use/Land-Cover Change, Report and Review of an International Workshop October 4-7, 2001, Irvine, California/USA, LUCC Report Series No. 6. http://www.indiana.edu/%7Eact/focus1/ABM_Report6.pdf

Parker, D.C., Manson, S. M., Janssen, M. A., Hoffmann, M. J., Deadman, P. (2003). Multi-Agent Systems for the Simulation of Land-Use and Land-Cover Change: A Review. Annals of the Association of American Geographers, vol. 93, n°2, pp 316-340. http://www.csiss.org/events/other/agent-based/papers/maslucc_overview.pdf

Parra, G.A. (1997). Modélisation dynamique à l'aide d'images satellitaires et de système d'information géographique : application aux Llanos orientales de la Colombie, Thèse de Doctorat, Université de Rennes I, 224 p.

Peterson, H.H. (2002). Geographic Changes in U.S. Dairy Production. Paper presented at the Annual Meeting of the American Agricultural Economics Association, Long Beach, CA, July 28-31. http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/19792/1/sp02pe06.pdf

Pigou, A.C. (1920). *The economics of welfare*, Londres, McMillan

Pivot, M. (2002). Maggi et la magie du bouillon Kub, Hoïbeke, Paris.

Rahelizatovo, N. C. and Gillespie, J. (1999). Dairy Farm Size, Entry, and Exit in a Declining Production Region. *Journal of Agricultural Applied Economics,* 3, pp. 333-347.

Robinson, J. (1933). *The economics of imperfect Competition*, Macmillan, London

Roe, B., Irwin, E. G., and Sharp J. S. (2002). Pigs in Space: Modeling the Spatial Structure of Hog Production in Traditional and Non-traditional Production Regions. *American Journal of Agricultural Economics,* 84(2), pp. 259-278.

Romer, P. M. (1986). Increasing returns and longrun growth, *Journal of Political Economy*, 94(5), pp.1002–1037.

Rutt, M.E. (2007). On the moo-ve: testing for spatial agglomeration economies in the U.S. dairy industry. Master Thesis Department of Agricultural Economics, College of Agriculture, Kansas state university. https://krex.kstate.edu/dspace/bitstream/2097/380/1/MatthewRutt2007.pdf

Sanders, L. (2001). Introduction : Les modèles en analyse spatiale, In : Sanders, L. (ed) Modèles en analyse spatiale. Lavoisier, pp.17-29.

Serneels S. and Lambin, E. F. (2001). Proximate causes of land-use change in Narok District, Kenya: a spatial statistical model. *Agriculture, Ecosystems and Environment,* 85, pp. 65–81

Singh, A. and Whittington, G. (1975). The Size and Growth of Firms. *The Review of Economic Studies,* 42, pp. 15-26.

Sneeringer S., and Hogle R. (2008). Variation in Environmental Regulations in California and Effects on Dairy Location. *Agricultural and Resource Economics Review,* 37(2), pp. 133-146.

Stanton, B.F. and Kettunen, L. (1967). Potential Entrants and Projections in Markov Process Analysis. *Journal of Farm Economics,* 49, pp. 633-642.

Stavins, R.N. and Stanton, B.F. (1980). Using Markov Models to Predict the Size Distribution of Dairy Farms, New York State, 1968–1985. Ithaca, NY: Department of Agricultural Economics AE RES 80–20, Cornell University, 47 p.

Stokes, J. R. (2006). Entry, exit, and structural change in Pennsylvania's dairy sector. *Agricultural and Resource Economics Review,* 35, pp. 357–73.

Sumner, D.A. and Leiby, J.D., (1987). An econometric analysis of the effects of human capital on size and growth among dairy farms. *American Journal of Agricultural Economics,* 69 (2), pp. 465–470.

Telser, L.G. (1963). Least-squares Estimates of Transition Probabilities. In edited by Christ, C.F. et *al.* Measurement in Economics-Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehunda Grunfeld, Stanford, Stanford University Press, 270-292.

Tobler, W. (1979). "Cellular geography", in Gale S. and Olsson G. (Eds), Philosophy in Geography, Reidel, Dordrecht, 379-386.

Tonini, A. and Jongeneel, R. (2009). The distribution of dairy farm size in Poland: a Markov approach based on information theory. *Applied Economics,* 41, pp. 55-69.

Vezin, C. (1931). *L'évolution de l'agriculture de la Manche en un siècle, 1830-1930*. Saint-Lô : Imprimerie Lemasson.

Vivier, N. (1999). Vive et vaine pâtures, Usages collectifs et élevage en France, 1600-1800. In Association des Historiens Modernistes des Universités (Eds), La terre et les paysans : Productions et exploitations agricoles aux XVIIe et XVIIIe siècles en France et en Angleterre. Presses de l'Université de Paris-Sorbonne.

von Braun, J. (2004). The global bifurification of agriculture. *AgriWorld Vision*, 4(2), pp. 22-25.

Weiss, C.R., (1999). Farm growth and survival: econometric evidence for individual farms in upper Austria. *American Journal of Agricultural Economics*, 81, pp. 103–116.

Winter, S. (1984). Schumpeterian competition in alternative technological regimes. *Journal of Economic Behavior and Organization* 5, pp. 287–320.

Zepeda, L. (1995a). Asymmetry and Non–stationarity in the Farm Size Distribution of Wisconsin Milk Producers: An Aggregate Analysis. *American Journal of Agricultural Economics,* 77, pp. 837–852.

Zepeda, L. (1995b). Technical Change and the Structure of Production: A Non–stationary Markov Analysis. *European Review of Agricultural Economics,* 22, pp. 41–60.

Zimmermann A., Heckelei T. and Dominguez I. P. (2009). Modelling farm structural change for integrated ex-ante assessment: review of methods and determinants. *Environmental Science and Policy*, 2, pp. 601-618.

Zimmermann A., Heckelei T. (2010). Structural change of European dairy farm- a cross regional analysis, Paper presented at the 114th European Association of Agricultural Economists Seminar 'Structural Change in Agriculture', Berlin, Germany, April 15–16.

CHAPITRE 2

AGRICULTURAL POLICIES AND STRUCTURAL CHANGE IN FRENCH DAIRY FARMS: A NON-STATIONARY MARKOV MODEL•

Nejla BEN ARFA[1,2], Karine DANIEL[1,3], Kostas KARANTININIS[4], Florence JACQUET[5]

[1]LUNAM Université, Laboratoire de Recherche et d'Etudes en Sciences Sociales (LARESS),
ESA Angers, France
[2]CNIEL – ABIES/ Agroparistech, France
[3]INRA SAE2 LERECO UR 1134 Nantes, France
[4]Institute of Food and Resource Economics (FØI), Faculty of Life Sciences (LIFE)
University of Copenhagen (KU), Denmark
[5]INRA, Economie Publique, Thiverval-Grignon, France

Abstract

The aim of this paper is to gain an understanding into how agricultural policies have affected structural change in the French dairy sector. A non-stationary Markov model is estimated using a Generalised Cross Entropy approach which allows us to test some prior knowledge about the size farm distribution. Results show that the Zepeda' statement that farms do not reduce in size without leaving the agricultural activity is the most plausible assumption in the case of French dairy farms. Moreover, results show that whereas cow's milk prices encourage farm size growth, the direct payments and the quota restriction favour small farms. The "Price" signal stills a determinant factor when analysing structural change. Therefore, the recent volatility of milk price may accelerate the trend toward more dairy farms consolidation.

Keywords: Structural change, Markov chain, Cross Entropy Estimator, Agricultural policies, Dairy farms.

JEL classifications: C51, Q12, Q18

• Cet article est soumis en vue d'une publication dans une revue scientifique et il est en cours de révision.

1. Introduction

The three main dairy policy instruments in the EU, namely support prices for butter and skim milk powder, decoupled payments and the milk quota system have shaped the dairy industries in the member states. To what extend each of these instruments affects farm profitability and capitalization, which in turn determines the structural dynamics in agriculture is an unsettled issue.

The French dairy industry is currently in the midst of a significant period of structural change. Agricultural Censuses indicate that, in conjunction with the decline in French dairy farm numbers, the remaining dairy farms have tended to increase gradually in size. While the number of dairy farms with small herds in France has been declining, the number of farms with large herds has been increasing. While in terms of farm numbers the French dairy industry is still dominated by relatively small herds (less than 50 cows), most of the production occurs on farms with more than 50 cows.

The reduction in dairy farms is leaving milk producers, input suppliers, milk processors, policymakers and researchers asking themselves which factors have exacerbated the rapid exit of dairy farms. Understanding the effects of these factors has become important in regions where dairy farms have decreased. Many of these regions are searching for policy initiatives that could potentially slow the trend of the farm loss (Rahelizatovo and Gillespie 1999). In, this context, many authors (e.g. Leathers 1992; Tweeten 1993; Huffman and Evenson 2001; Ahearn et al 2005) suggest that government payments influence the entry, exit and growth of farms. Furthermore, the effect of direct payments on farm size distribution and on farm survival continues to be an important issue in international trade negotiations, where agricultural support programs are a major source of conflict (Key and Roberts 2006). Understanding how government programs and milk market price affect farm structure is likely to be of a particular interest especially in the new context of the European milk market characterized by a decreasing government payments and increasing price volatility.

The specific objectives of this paper are to (i) determine the growth patterns and survival trends of French dairy farms over the period 1988-2006, specifically the size distribution of dairy farms; and (ii) identify the main factors of change, focusing in particular on the role of agricultural policies: namely decoupled payments and milk quotas, and the milk market price. We apply a non-stationary Markov model (Hallberg, 1969; Zepeda, 1995a,b), estimated with maximum entropy formalism (Karantininis, 2002) to model the effects of factors influencing the numbers and the sizes of dairy farms. Predicted and equilibrium shares of dairy farm in

each size class are calculated and implications are drawn as to the future of French dairy production.

6.The structural dynamics of industries

Following research on the theory of the firm, several theoretical approaches have attempted to explain entry, exit, and farm size dynamics. Among these one can point out the family farm theory, which relies to a large extent on neoclassical production and household economics (Ahearn et al 2005), new-institutional economics, (Binswanger and McIntyre 1987; Berger 2001; Allen and Lueck 2003), and sunk costs theory (Foltz 2004).

Despite the differences in theoretical approaches, consistently in a number of studies the role of agricultural policies in structural change is emphasized. However, the understanding of how agricultural policies have affected the structure of agriculture or how new policies could affect the future structure remains limited. Leathers (1992) has shown that the impact of agricultural policies on the structure of agriculture cannot be predicted by theory alone. Huffman and Evenson (2001) examined how farm structural change and government policies affect productivity. They found that public R&D affects farm structure while agricultural policies had limited impact on structure. In contrast, Key and Roberts (2007) considered the effect of payments on farm size and survival, and found that payments had a positive but small, effect on farm size. Ahearn et al (2005) found that government commodity payments reduced the share of small farms, and increased farm exits.

Focusing particularly on structural changes of the dairy sector, many empirical studies have attempted to explain the changes and predict the number and the size of dairy farms. Tonini and Jongeneel (2009), Jongeneel et al (2005) found that dairy policies have a very small effect on the size distribution of Dutch, German, Polish and Hungarian dairy farms and that the decrease in farm numbers and the increase in average farm size will continue regardless of the future policies. Colman et al (2002) earlier find similar trends for the UK dairy sector.

7.The Markov model

Economists and statisticians in their attempt to explain and predict changes in agricultural structure have used various techniques. Among them, most common are forecasting methods such as trend extrapolation, negative exponential functions, log-normal distributions, age

cohort analysis, and Markov processes. Markov chain analysis has been used in several studies where researchers estimate the probability of movement from one state of nature to another over time. Early applications of the Markov chain model in firm/farm analysis assumed stationarity, that is the transition probabilities did not change over time (Adelman 1958; Padberg 1962; Stanton and Kettunen 1967; Butault and Delame (2005); Piet 2008). Later, as test results showed that stationarity did not adequately reflect reality in many cases; analyses were conducted assuming non-stationary transition probabilities. This recognized that the probability of a firm/farm moving from one size category to another was not constant over time and depended upon exogenous variables (Hallberg 1969; Stavins and Stanton 1980; Karantininis 2002).

In most industry structure Markov chain analyses, "*state of nature"* refers to size category. A Markov chain model uses micro-data when data reflecting movements of individual farms among the states of nature over time are available. Examples of such studies include Hallberg (1969), Stavins and Stanton (1980) and Rahelizatovo and Gillespie (1999). Alternatively, when individual farm movements among states of nature through time are unknown and only aggregate data indicating the number of farms in each size category for each period are available, a macro-data model may be used. Examples include Disney et al (1988), von Massow et al (1992) and Zepeda (1995). When available, micro-data are preferred since they provide more detailed information. The analysis presented in this paper is based on macro-data. Micro data for the movement of dairy farms in France are not available at hand.

A theoretical background for the use of the Markov chain models when analysing structural change in the dairy sector is developed by Stokes (2006). Stokes shows that the optimal herd size inherits the Markov property. Then, he demonstrates that the Markov chain model of dairy farm size is an appropriate methodology for examining structural change and its effect on farm size (see Stokes 2006 for more details). The Markov model relates the observed size class distributions by transition probabilities describing the probability to move from one size class to another size class over time (Huettel and Jongeneel 2009). Such moves reflect farm growth, decline, exit, or remain in the respective size category. This allows investigating structural change at the micro level using aggregated data without directly modelling these farm-level responses (Huettel and Margarian 2009).

To calculate the transition probabilities, we use the Generalized Cross Entropy (GCE) formalism based on the Instrumental Variables estimator (Karantininis 2002). This is preferred to traditional estimation techniques like OLS or Logit transformation which require strong parametric distributional assumptions and other equality or inequality restrictions. The

GCE based approach allows for the use of an extensive set of explanatory variables, and enables the assessment of their impact on individual transition probabilities and on the number of farms in different farm size categories in the form of elasticities. This method can account directly for prior information about the distribution of transition probabilities, which is supposed to increase its performance. We also test for the prior information in our empirical study.

We assume that the state of the number of dairy farms evolve according to a non-stationary first order Markov process (Lee et al 1977, and Karantininis 2002). The formalization of the model is described adequately in several previous works and will not be repeated here[1]. The Markov model considers that farms are divided into *J* size categories. The number of farms in the *j*-th size category (*j=1, …, J*) at time *t* is denoted by x_{jt}. Then a non-stationary Markov process can be expressed as:

$$x(t+1) = P'(t)\, x(t) + u(t) \qquad (1)$$

where $x(t) = (x_{1t},...,x_{Kt})'$ is a (K×1) vector of sample proportions, with K=I=J, i.e. the *k*-th element of $x(t)$ represents the proportion of individuals falling into the *k*-th Markov state at time *t*. $x(t+1)$ is the (K×1) vector of sample proportions at time *t*+1. $P=(P'_1,P'_2,...,P'_K)$, is the (K×K) matrix of transition probabilities, with each vector $P'_i = (p_{1i}, p_{2i},..., p_{Ki})$. The probability matrix is a stochastic matrix that satisfies: $p_{ij} \geq 0$ and $\sum_{j=1}^{K} p_{ij} = 1$ and u(*t*) is a (K×1) vector of random errors. Non-stationarity is introduced in a form of a vector of exogenous variables z(t).

$$p_{ij}(t) = f_{ij}\left(z(t), \beta_{ij}\right) + e_{ij}(t) \qquad \forall i, j = 1,...,K \qquad (2)$$

where $f_{ij}(.)$ is a function relating each element $p_{ij}(t)$ of the non stationary transition probability matrix NSTPM to a vector of *N* explanatory variables $z(t) = (z_1,...,z_n)$. The β_{ij} are parameters of the $f_{ij}(.)$, and $\boldsymbol{e}_{ij}(t)$ is an error term.

8.Generalized Cross Entropy (GCE) formalism for the non-stationary Markov model

Several approaches have been developed for the estimation of the transition probability matrix (TPM). Telser (1963) implemented the OLS technique to estimate the TPM for

[1] For a review of the Stationary Markov models see Adelman (1958); Padberg (1962). For non-stationary models see MacRae (1977); Lee et al.(1977); Halberg (1969); Zepeda (1995 a,b), Tonini and Jongeneel (2009).

cigarette brand consumption. In addition to OLS, Lee et al (1965) proposed minimum absolute deviations (MAD). Hallberg (1969) applied the simultaneous least squares estimators with cross-equation restrictions to estimate the TPM for plants manufacturing frozen milk products. A similar technique was adopted also by Stanton and Kettunen (1967) to recover the TPM for dairy farms. The dairy sector was analysed also by Zepeda (1995a,b) using a multinomial Logit parameterization.

The approaches to recovering the TPM mentioned above are usually based on strong parametric assumptions, such as the Logit distribution as well as the complex constraints of normalization and non-negativity. Furthermore, these methods are not appropriate for estimation of ill-posed problems, where we have restricted data; especially when one wishes to employ and test a large number of explanatory variables. We chose in this paper to estimate the TPM using the generalised cross entropy formalism (GCE), which is less restrictive, based on a minimum set of assumptions, allows ill-posed problems to be handled and can make use of prior information (Golan et al 1996).

To recover the TPM using the GCE formalism, we first need to parameterize the errors *e(t)*. For this purpose, each element e_{it} of the *e(t)* can be redefined as:

$$e_{it} = \sum_{m}^{M} v_m \; w_{itm} \;, \tag{6}$$

where $\boldsymbol{w}$ is an M-dimensional vector of weights for each *e(t)* corresponding to the disturbance probabilities; $\boldsymbol{v}$ is an M-dimensional vector of supports; *m* is the set of error weights in the variables ($m_{i,1}$, $m_{i,2}$…). According to Courchane *et al.* (2000), the bounds for the support vector can be set to:

$$\mathrm{v} = \left[-1/K\sqrt{T}, ..., 0, ..., 1/K\sqrt{T} \right]' \tag{7}$$

The GCE criterion in the case where the matrix of priors is applied, is to minimise the entropy distance between the two distributions of probabilities *p* and *q* (corresponding to the "prior" information q about the transition probabilities p) and *w* and *w*° (where *w*° corresponds to the "prior" information about the disturbance probabilities *w*). The program then becomes:

$$\min_{\mathrm{p,w}} \left\{ H\left(P,W,Q,W^{\circ}\right) = \sum_{i}\sum_{j} p_{ij} \ln\left(p_{ij}/q_{ij}\right) + \sum_{i}\sum_{t}\sum_{m} w_{itm} \ln\left(w_{itm}/w_{itm}^{o}\right) \right\} \tag{8}$$

Subject to

$$x_j\left(t+1\right) = \sum_{i} x_i\left(t\right) \; p_{ij}(t) + \sum_{m} v_m w_{jtm} \quad \forall j \; = 1,...,K, \quad t \; = 1,...,T \tag{9a}$$

$$\sum_{j}^{K} p_{ij} = 1 \qquad \forall i \ = 1,...,K \ , \tag{9b}$$

$$\sum_{m}^{M} w_{jtm} = 1 \qquad \forall j \ = 1,...,K \qquad \forall t \ = 1,...,T \ ; \tag{9c}$$

$$p_{ij} \geq 0 \qquad \forall i, j = 1,...,K \tag{9d}$$

$$w_{jtm} \geq 0 \quad \forall j = 1,...,K, \quad \forall t = 1,...,T, \quad \forall m = 1,...,M \ . \tag{9e}$$

the matrix P(W) with elements $p_{ij}(t)$ (w_{itm}) is a matrix of non-stationary transition probabilities (errors) to be estimated, and H(P,W) is the Shannon entropy measure. The first constraint (9a) represents the Markov relation where $x_j(t)$ is the proportion of farms in the jth state of Markov chain (size category) at time t. The second and third constraints (9b and 9c) are the normalization conditions which ensure that the discrete distribution of transition probabilities and the error weights sum up to one respectively. The last two constraints (9d and 9e) represent the non-negativity conditions imposed on the probabilities.

Recovery of non-stationary transition probabilities is best approached from an Instrumental Variables cross-entropy formulation (Golan and Vogel 2000; Karantininis 2002), which makes use of prior information and avoids imposing any specific functional form leaving open the exact relationship between the z and x variables. This is expressed in equation (10), where z_{tn} are the elements of a (T×N) matrix of N exogenous variables in T time periods.

$$\sum_{t} z_{tn} x_{j,t+1} = \sum_{t}\sum_{i} z_{tn} x_{it} p_{ij} + \sum_{t}\sum_{m} z_{tn} v_m w_{jtm} \ , \quad \forall j = 1,\ldots,K, \ \forall n = 1,\ldots,N \tag{10}$$

Therefore, the cross-entropy model in (8) is optimized subject to (10) and the normalization and non-negativity conditions of the probabilities (9b to 9e). We seek to recover the p_{ij} that are closest as possible to q_{ij} and satisfy the data. The solution to this problem is:

$$\tilde{p}_{ij} = \frac{q_{ij} \exp\left[\sum_{t}\sum_{n} x_{it} z_{tn} \tilde{\lambda}_{nj}\right]}{\sum_{j} q_{ij} \exp\left[\sum_{t}\sum_{n} x_{it} z_{tn} \tilde{\lambda}_{nj}\right]} \tag{11}$$

Where $\tilde{p}_{ij}$ and $\tilde{\lambda}_{nj}$ denote the estimated probabilities and the Lagrange multipliers respectively. To calculate the effect of z_{tn} on p_{ij}, we can calculate the corresponding probability elasticities (Zepeda, 1995b):

$$E_{ijtn}^{p} = \frac{\partial \tilde{p}_{ij}}{\partial z_{tn}} \frac{\overline{z}_{tn}}{\tilde{p}_{ij}} = \overline{x}_{it} \overline{z}_{tn} \left[\tilde{\lambda}_{nj} - \sum_{j} \tilde{p}_{ij} \tilde{\lambda}_{nj} \right], \tag{12}$$

Where E_{ijtn}^{p} measures the percentage change in the transition probability $\tilde{p}_{ij}$ between states *i* and *j* as the result of a change in the *n*-th exogenous variable z_{nt} at time *t* (bars ($\bar{}$) above variables indicate mean values, tildes ($\tilde{}$) are estimated values). Moreover, it is possible to calculate the cumulative effects of a unit change in each covariate z_{tn} on the number of farms in each size category at time $(t+1)$, as given by:

$$E_{jn}^{x(t+1)} = \frac{\partial x_{j(t+1)}}{\partial z_{tn}} \frac{\overline{z}_{tn}}{\overline{x}_{j(t+1)}} = \frac{\overline{z}_{tn}}{\overline{x}_{j(t+1)}} \sum_{i} \left[\tilde{p}_{ij} \overline{x}_{it}^{2} \left(\tilde{\lambda}_{nj} - \sum_{j} \tilde{p}_{ij} \tilde{\lambda}_{nj} \right) \right], \tag{13}$$

It is common practice to impose some additional restrictions on the movement of farms between categories. Some authors have indicated that farms do not reduce in size without leaving the agricultural activity, therefore a farm is not allowed to decrease in size, but is allowed to "exit" (Zepeda 1995b). While others argue that farms can increase or decrease in size but only by one size category in each transition (Jongeneel et al 2005). Other studies have suggested that the farm can move by more than one category (Karantininis 2002). These assumptions can be introduced either in the form of an additional constraint into the problem (Zepeda 1995b), or in the form of a matrix of "priors" **Q** by using the GCE formalism (Karantininis 2002). In both cases, a number of off-diagonal elements of the NSTPM are explicitly or implicitly (in the case of GCE) restricted to zero.

The described model is applied to explain the structural changes of French dairy farms. Before the presentation of results, we present the data used to observe changes of farms and we identify the main explanatory variables of those changes over the period study.

9.Data and structural changes in French dairy farms

As with most agricultural industries, the French dairy sector has evolved into a structure including fewer yet larger farms. Throughout recent history, many factors have led to larger farms being able to benefit from associated increased-size economies. The French milk production sector has been no exception, with increased consolidation and accompanying exit of farms as they seek economies of size and greater production efficiency.

There are many alternatives that could be used to measure structural change in the dairy sector (e.g., changes in farm numbers, herd sizes, asset values, and employment in the sector). Traditionally, most of the emphasis has been placed on tracking changes in farm

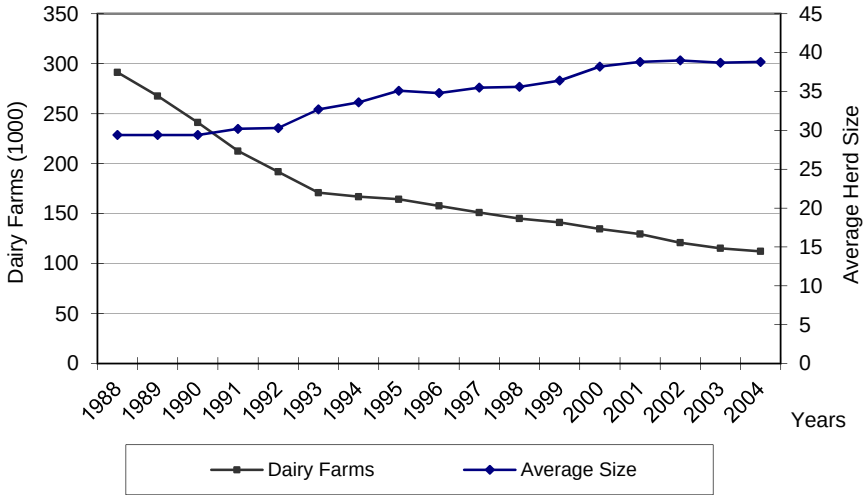
numbers and the number of cows on farms. There is a great deal of controversy over the exact definition and the source to use when determining the number of dairy farms. The Census of agriculture reports the number of farms with at least one milk cow (268,563 dairy farms in 1988). The FADN database account for dairy farms called "professional" with at least 5 milk cows (209,141 dairy farms in 1988). We can also use the standard economic and technical classification (OTEX) which identifies as specialized dairy farms, farms primarily engaged in the production of cow's milk having more than two-thirds of their income from the dairy operation (150,222 farms in 1988). Finally, the "Livestock survey" (Central Service of statistical surveys and studies SCEES of the French agricultural ministry) reports the number of dairy farms in 1988 to 291,400 farms.

It is apparent that, depending upon the definition used, one could come up with a wide range of dairy farm numbers. However, regardless of the definition used, all indicators point to a clear decrease in the number of dairy farms in France (about 65 percent of decreasing between 1988 and 2006 according to the survey used). We investigate the factors affecting the decline of the number of farms as well as the size distribution of these farms over time, and the factors affecting this distribution.

Empirical estimation of non-stationary transition probabilities using the cross-entropy formulation presented in the preceding section was conducted using the "Livestock survey" database, which reports the French cattle inventory on November 1st of each year. We chose to use this database because it is the only database which reports the dairy farms inventory each year and provides annual data about the number of dairy farms classified according to their herd size categories. The data cover the period from 1988 to 2006 and allow the recovery of the number of dairy farms in seven[2] farm size classes: 1-9 cows, 10-19 cows, 20-29 cows, 30-39 cows, 40-49 cows, 50-99 cows, >100 cows.

[2] In the database "Livestock survey" ("*Enquête Bovine*" in French) we have nine size classes: the tree first classes: 1-2 cows, 3-4 cows, 5-9 cows, were combined and reported in the 1-9 cows class.

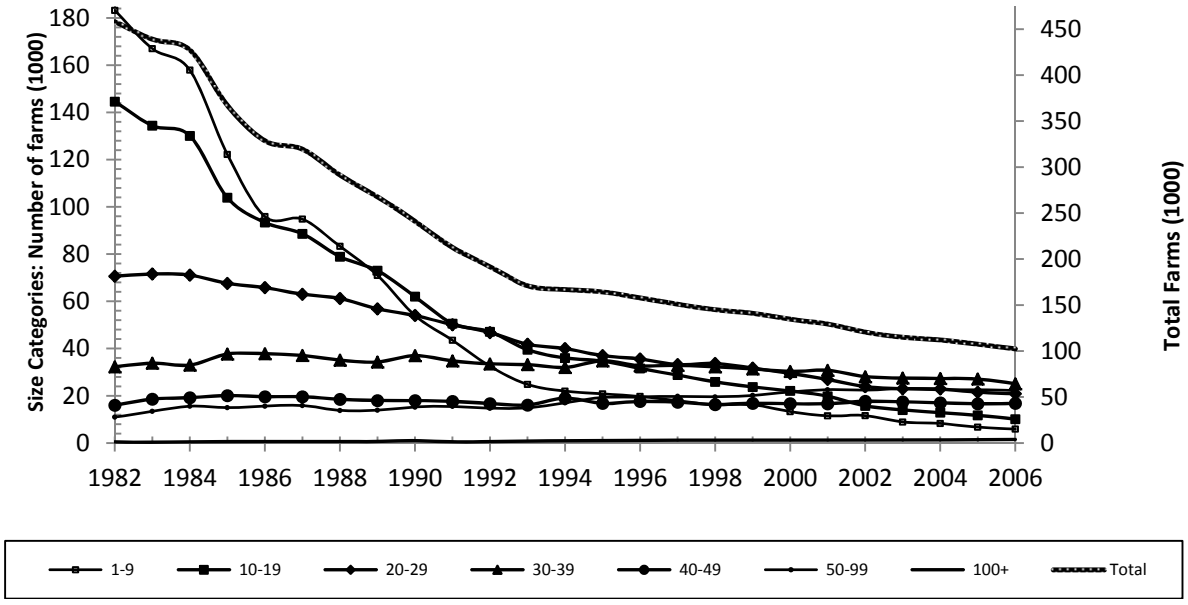
Figure 2.1: Trends in French dairy farms



(Source: SCEES *Livestock Survey*)

The number of French dairy farms decreased from over 291 thousand in 1988 to less than 102,6 thousand in 2006 (Figure 2.1). This decrease in the number of farms did not affect all farm size categories equally. While the number of farms with less than 40 cows decreased by 76 percent, the number of farms with over 50 cows increased by 65%. Furthermore, farms with more than 50 cows constitute 23% of the total in 2006, while they were only 5% in 1988. On the contrary, the number of medium-sized farms (between 30 and 49 dairy cows) has remained quite stable (Figure 2.2).

Figure 2.2: Dairy farm size evolution in absolute numbers of dairy cows



(Source: SCEES. *Livestock Survey*)

10. Choice of exogenous variables

Less obvious are the multiple causes of change that explain this decay in farm numbers and continual growth in average farm size. These include relative prices, technological change, economies of size, farm debt, sunk costs, policy variables, demographic variables and indicators related to off-farm employment (Goddard et al 1993; Zepeda 1995a et b; Foltz 2004; Eastwood et al 2004).

Goddard et al (1993) state the influence of relative prices. Policy makers influence milk prices through the price support program. The milk-feed price ratio is often used to represent the effects of prices on dairy farm structure (Stavins and Stanton 1980; Zepeda 1995a). Rahelizatovo and Gillespie (1999) and Stokes (2006) used the average milk price as factor influencing entry, exit and expansion of dairy farms. We use the annual average wholesale milk price with real fat contents, reported by the EUROSTAT database. Price is hypothesized to affect milk supply through both transition probabilities (movement of farms from one size to another) and probabilities of entry and of exit, since price increases should encourage expansion of existing farms and favour entry in large size farms.

Goddard et al (1993) suggest including variables to account for the role of public policies on farm structure. In addition to direct payments calculated as the national average of total direct payments paid to dairy farms, another policy tool; milk quota, is considered as explanatory variable. We introduce it as the national quota reserve. In fact, under the quota scheme, EU Member States were allocated national reference quantities of milk, which were then attributed to producers according to some objective criteria. Member States have been able to set their own rules relating to the transfer of quotas as well as to allocations from their national reserve. Alliance Environnement (2008, p. 109) states that the extent of scale increases and accompanying intensification have been slowed down in Member States with more restrictions on quota transfer. The most common restrictive rule, which is a ceiling on the quantity of quota transferred per hectare and which is the regime adopted by France, generally has been set at a level to constrain more intensive production systems.

11. Results and discussion

When we use the GME (Generalized Maximum Entropy) estimator without introducing any prior information about the distribution of the transition probabilities p_{ij} [3], the overall

[3] The Generalized Maximum Entropy (GME) is a special case of the Generalized Cross Entropy (GCE) with prior Q = 1/K (Golan et al., 1996)

performance of the model is quite low. It exhibits a very high normalized entropy measure[4] $S(\hat{P})$ =0.626 and a pseudo-R² =0.374. Where $S(\hat{P})$ reflects the proportion of the remaining total uncertainty in the whole system (Golan et al 1996). In spite of these results, we can highlight that the transition probabilities are quite high for the diagonal elements of the matrix and for some of those in the off-diagonal[5]. This indicates that the adjustments occur almost exclusively between the closest size classes and that farms are more likely to remain in their initial size. We then introduce this knowledge in the form of prior information to take into account other theoretical information about the movement of farms between size classes, and we use GCE to recover the probabilities. Because $S(\hat{P})$ is a relative measure of uncertainty, it can be used to compare different cases or scenarios (Golan et al 1996, p. 27).

Sensitivity to prior assumptions

We try various assumptions as to how farms move between categories, and we measure the performance of the model under each assumption. We try three different combinations. (1) First, like Karantininis (2002), we try the assumption that farms do not climb up or down more than two size classes, while they most likely do not change class category (i.e. the diagonal elements of the TPM are high)[6]. (2) We then use the same assumption than Jongeneel et al (2005) that farms do not climb up or down more than one size categories at once (Jongeneel et al 2005). (3) Finally, and following Zepeda (1995b) we assume that farms do not reduce in size without leaving the agricultural activity, so the probability of a farm to downsize is nil. We stress here that with the GCE formalism the priors are not introduced as "restrictions". The model simply uses this prior information along with the information contained in the data. The cross entropy formalism allows the model to select how close the estimated probabilities will be to the prior knowledge. There is no prior information about the distribution of the disturbance probabilities w, therefore the priors $w°$ are assumed to be uniformly distributed around zero. The aim is therefore to recover the p_{ij} that are closest to q_{ij}. The pseudo-R²'s of the three models with the different priors, are shown in the Table below.

[4] The normalized entropy measure is between zero and one with one reflecting complete ignorance and zero reflecting perfect knowledge. This measure reflects the information in the whole system (Golan et al. 1996)
[5] These results are not shown here for lack of space, but are available from the authors upon request.
[6] The process is described in detail in Karantininis (2002) and available by the authors upon request

Table 2.1: Model performances according to prior assumptions

Models	*1/K*	*2 classes up/down*	*1 class up/down*	*1 class up*
R^2	0.374	0.420	0.612	0.653
$S(\hat{P})$	0.626	0.580	0.388	0.347

Based on the pseudo-R2 criterion, the assumption that farms move up only one class and they do not downsize, is the most appropriate given the data available. The estimated NSTPM, is given in Table 2.2 below.

Table 2.2: The Non Stationary Transition Probability Matrix (NSTPM)

	0-9 (1)	**10-19** (2)	**20-29** (3)	**30-39** (4)	**40-49** (5)	**50-99** (6)	**>100** (7)	**Exits** (8)	$S(\hat{P}_i)$
0-9	0.738 (-0.0057)	0.069 (-0.0053)	0	0	0	0	0	0.193 (-0.0056)	0.350
10-19	0	0.771 (-0.0056)	0.111 (-0.0054)	0	0	0	0	0.118 (-0.0054)	0.336
20-29	0	0	0.724 (-0.0058)	0.101 (-0.0055)	0	0	0	0.175 (-0.0056)	0.371
30-39	0	0	0	0.681 (-0.0058)	0.070 (-0.0054)	0	0	0.249 (-0.0057)	0.383
40-49	0	0	0	0	0.682 (-0.0058)	0.106 (-0.0055)	0	0.212 (-0.0057)	0.399
50-99	0	0	0	0	0	0.807 (-0.0058)	0.021 (-0.0046)	0.171 (-0.0056)	0.268
>100	0	0	0	0	0	0	0.861 (-0.0058)	0.138 (-0.0056)	0.195
Entry	0.029 (-0.0049)	0.026 (-0.0048)	0.051 (-0.0052)	0.073 (-0.0054)	0.039 (-0.0051)	0.029 (-0.0049)	0.00009 (-0.0001)	0.754 (-0.0058)	0.472

Values in parentheses are the negative inverse of the Hessian (Equation (14))

This model has an $S(\hat{P})$ =0.347 and a pseudo-R^2= 0.653. This is a remarkable improvement compared to the GME model with a uniform distribution prior. Notice also that the NSTPM recovered in Table 2 preserves much of the structure of the matrix of priors. This implies that our prior assumption is supported by the data (Golan et al 1996). Given the dual problem of equation (8) subject to equations (10) and the normalization and non-negativity constraints, the Hessian elements for the GCE are:

$$\frac{\partial^2 L}{\partial p_{ij}\partial p_{ij}} + \sum_m \frac{\partial^2 L}{\partial w_{jtm}\partial w_{jtm}} = -\frac{1}{p_{ij}} - \sum_m \frac{1}{w_{jtm}}, \qquad (14)$$

Where all off-diagonal elements are zero. This leads to a negative definite Hessian matrix, ensuring a unique global solution for the *Pij*'s (Golan et al 1996). $S(\hat{P}_i)$ is the normalized entropy measure reflecting the information in each of the (*i*,*j*) distributions.

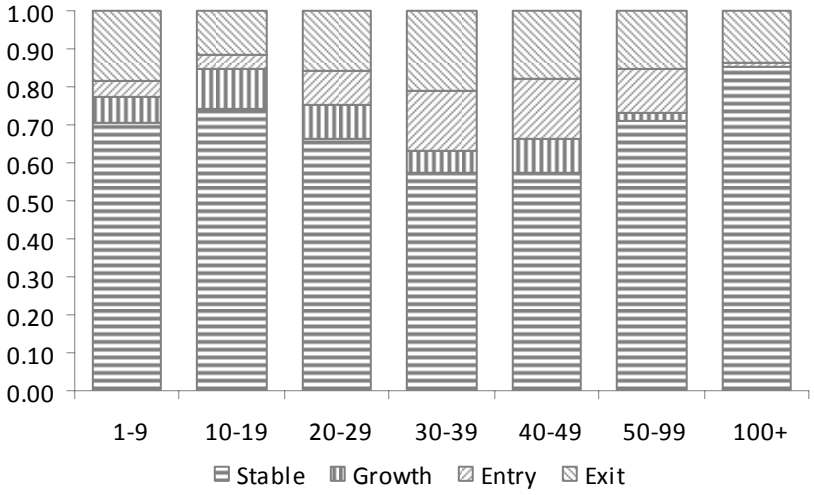
The diagonal elements of the matrix range between 0.68 and 0.86, indicating that farms are most likely to remain in their current farm size category. The probabilities of remaining

stable are particularly high for the small and the large size categories compared to medium size categories, with a higher level for largest ones. This result confirmed most of previous research where it appears that probability to remain stable is generally lower for small farm size classes as compared to large farm size classes. Indeed in the dairy sector literature on average this probability ranges between 0.70 to 0.96 for small and large size respectively and on average about 82,5 % of dairy farms persist in the same size class from one period to another[7] (see Tonini and Jongeneel (2009) for more details). Tonini and Jongeneel (2009) used a range between 0.80 and 0.90 as prior information about the probabilities to remain in the same class for dairy farms in Poland, but we consider that these probabilities depend on different definitions of size class and different time span.

Smaller dairy farms have a higher probability of growth. This is consistent with the findings by Mansfield (1962), Shapiro et al (1987), Evans (1987), and Chavas and Magand (1988). Larger farms have a smaller probability to grow which underlines the notion of an "optimal size" beyond which the increase in size does not generate any further economies. However, the smallest size class (1-9 cows) has a weak probability to grow but a high probability to exit (0.193) which is consistent with data in figure 2.2. On the contrary, the 40-49 cows' size class has a higher probability to grow (0.106). This is perhaps due to the fact that the interval of the class 6 (50-99) is wide (50) compared to that of the other size classes (10). Clark (1965) points out that the magnitude of the interval classes may influence the probabilities. Therefore for the size class 5 (40-49) the probability of remaining in the same category is lower and the probability of growth is higher compared to those of the size class 6 (50-99). Similarly, the last size class (>100) has the highest probability to remain stable.

[7] Calculated from the studies of Padberg, (1962), Hallberg, (1969), Keane, (1991), Zepeda, (1995) and Stokes, (2006).

Figure 2.3: Probabilities of farm growth, entry and exit by size category



Source: Calculated from the NSTPM of Table 2.2

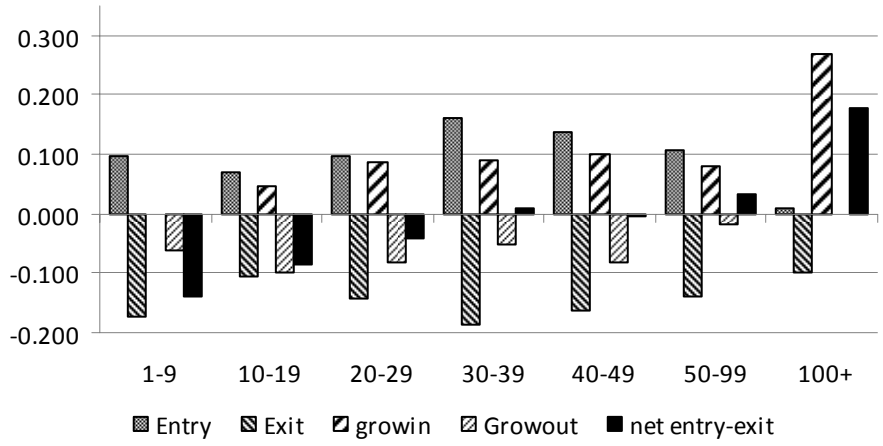
As indicated by the last row of the NSTPM, which represents the entry probabilities, entry is most likely to occur in medium-size categories (30-39 and 40-49 cows). This is shown also in Figure 2.3[8]. Indeed, one may observe a kind of "optimum entry size", which seems to be the classes of farms with 20-39 dairy cows (0.124 or about 12.5 % of entries occur in these classes). This is favoured by financing organisations which require a minimum size of farm to be financed. The probability of entry in the small-size class (under 20 cows) is low, however the impact is even more significant given that the number and the proportion of farms in this class is high. Given that the additional 8th category was normalized to 1, which, when brought back to initial number of "potential entrants" is 83,300 farms[9], makes the average entry to class 1 equal to 2,416 farms (0.029 x 83,300=2,415.7). Given that the number of farms in this class ranges between 83,300 (in 1988) to 5900 (in 2006) or an average of 25,700 makes this relative entry to range between 2.9% and 40.9% of the number of farms in class 1, or an average of 9.4%. As we can see from Figure 2.3, entry is more important in relative terms, for the middle and large size categories 4, 5, and 6.

Entry and exit occurs in two ways. First is the entry of "new" farms, and the pure exit. The last row and the last column of the NSTPM show the corresponding probabilities. However, entry in a size class occurs as also as farms from lower class grow in size, hence they register as "entry" into the next class. At the same time "growth" is an "exit" from the class the farms

[8] Probabilities of entry and exit must be interpreted with caution because the 8th category "entry" is really artificial, and the actual probabilities allow only a comparison in relative terms between different categories.
[9] We normalized aggregate data by the maximum number of farms in the period. Another possibility could have been to normalize the aggregate data by the total number of farms.

started off. The net entry-exit determines whether a class grows, remains stagnant, or diminishes in number. We illustrate these effects in Figure 2.4. The highest outside exit and outside entry occurs in the middle-sized farms (20-50 cows), making them the most dynamic categories in the sector. The largest class (>100) increases in numbers mainly due to growth (27%) of farms from the previous class (50-99). Entry of new farms is minimal (0.9%) in this class. Net entry-exit is negative for the first 4 classes, negligible for the fifth class and positive for the two largest classes (Figure 2.4). This corresponds nicely with the actual dynamics depicted in the data in Figure 2.2. Only the largest two classes show growth in numbers, whereas, the smaller classes decrease. In the next Section we analyze the factors determining growth or decline in dairy farms, and we make predictions for the future structure of the dairy sector.

Figure 2.4: Entry, exit and growth



Source: Calculated from NSTPM (Table 2)

Impact of explanatory variables on structural changes

We use the model described in Equation (10) to recover the non-stationary TPM (Equation 11), the transition elasticities (Equation 12), and the cumulative elasticities (Equation 13). Table 2.3 below shows the cumulative impact-elasticities, which give the percentage change in the number of farms in a certain size category caused by a percentage change in one of the explanatory variables. All the explanatory variables are lagged one year. We focus on the impact of the policy variables: milk price, direct payments and milk quota.

Table 2.3: Cumulative impact-elasticities of the explanatory variables on the number of farms in each size category

	0-9 (1)	**10-19** (2)	**20-29** (3)	**30-39** (4)	**40-49** (5)	**50-99** (6)	**>100** (7)	**Exits** (8)
Cow's milk price	-6.725	-10.73	-1.84	2.105	2.572	-2.885	1.675	6.507
Direct payments	0.814	1.21	0.278	-0.125	-0.368	0.027	-0.057	-0.742
Milk quota	5.982	9.61	1.601	-1.96	-2.196	2.877	-1.585	-5.855

The GCE procedure allows for testing some hypotheses about the model confronting our estimates with the null hypothesis that parameters are zero (λ=0). On the basis of the consistency of the estimators, we can define an "entropy ratio statistic" that has a limiting χ_k^2 distribution (see Kullback 1959; Soofi 1992). We first estimate a constrained problem, where the parameter is constrained to be zero and let the H_R be the Shannon's entropy of this problem. Second, we estimate a non constrained problem, without the restriction that parameter is equal to zero and let H_U be the Shannon's entropy of this problem. The entropy ratio statistic *ER* for testing the null hypothesis that the parameter is zero is:

$$ER = 2\left|H_U\left(\hat{\beta}\right) - H_R\left(\beta_i = \beta_0\right)\right| \tag{15}$$

The statistic ER under the null hypothesis follows a limiting χ_k^2 distribution with K degrees of freedom, where K is the number of restrictions imposed (Golan et al 1996). We applied this procedure to all our empirical parameters. The values of the statistic lead to reject the null hypothesis with a p-value of 5% percent for all parameters.

As we can see in Table 2.3, higher cow's milk price tends to increase the number of dairy farms in classes 4, 5, and 7. As expected, Cow's milk price has a positive impact on the number of farms in the medium and large size classes. This result is consistent with those reported by Chavas and Magand (1988), Karantininis (2002) and Jongeneel et al (2005).

The impact elasticities (shown in Table 2.4) show that cow's milk price has a positive effect on most transition probabilities for the elements on the right of the diagonal of the matrix indicating a positive effect of milk prices on farm size growth[10]. This result indicates that more favourable cow's milk prices lead small- and medium-sized farms to increase in size. Under better economic conditions, farmers are more likely to expand in order to reap the benefits of favourable prices.

[10] Note also that although transition probabilities are zero, transition elasticities do not need to be so. As we see in (12), if $p_{ij}=0$, the elasticity is then simply : $E^{P}_{ijtn} = x_{it} z_{tn} \tilde{\lambda}_{nj}$, which is non–zero as long as the lambdas are non–zero.

Table 2.4: Mean probability-elasticities for cow's milk price

	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-99	>100	Exits
0-9	-2.745	-11.02	8.002	14.892	15.975	8.549	15.275	14.452
10-19	4.126	-6.693	18.176	27.184	28.599	18.891	27.684	26.608
20-29	-17.778	-29.485	-2.574	7.173	8.705	-1.8	7.714	6.55
30-39	-21.643	-31.819	-8.427	0.045	1.377	-7.754	0.516	-0.496
40-49	-11.815	-17.367	-4.603	0.02	0.746	-4.236	0.276	-0.276
50-99	-9.182	-15.287	-1.253	3.83	4.629	-0.85	4.112	3.505
>100	-0.734	-1.073	-0.293	-0.011	0.033	-0.271	0.005	-0.029
Entry	-50.711	-77.545	-15.862	6.479	9.99	-14.088	7.72	5.051

From the last column of Table 2.4 we can see that an increase in cow's milk price leads also to increased exits from small size classes. On the other hand, higher cow's milk prices lead to increased survival of the medium and large sized farms. Another interesting result is that higher cow's milk prices lead to increases in the number of "potential entrants" (see last row of Table 2.4) to the medium and large classes[11].

Table 2.5 illustrates the impact elasticities of direct payments on the transition probabilities among size classes. In Table 2.5 it is shown that a higher level of direct payments leads to an increase in the number of farms remaining in their initial size class, especially for the smaller farms (see the diagonal elements of Table 2.5 for smaller classes).

Table 2.5: Mean probability-elasticities for direct payments

	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-99	>100	Exits
0-9	0.337	1.188	-0.88	-1.652	-1.99	-1.568	-1.755	-1.717
10-19	-0.364	0.749	-1.956	-2.964	-3.407	-2.855	-3.099	-3.05
20-29	2.039	3.243	0.317	-0.775	-1.254	-0.656	-0.92	-0.867
30-39	2.495	3.541	0.997	0.049	-0.367	0.152	-0.078	-0.031
40-49	1.493	2.064	0.676	0.158	-0.069	0.214	0.089	0.114
50-99	1.427	2.055	0.529	-0.04	-0.29	0.022	-0.116	-0.088
>100	0.085	0.12	0.036	0.004	-0.01	0.007	0	0.001
Entry	6.095	8.854	2.146	-0.356	-1.453	-0.083	-0.688	-0.567

Direct payments have a positive effect on the number of small size farms (0-29 cows), a negative effect on the number of medium farms, and marginal affect on the largest ones (Table 2.3). Direct payments have a small and weakly negative effect on the growth of farms. Indeed, most of the elasticities in the upper diagonal in Table 2.5 are negative. However, direct payments may raise the likelihood of farm survival, specially the smaller ones. A similar result is found by Key and Roberts (2003), which expresses the fact that although the influence of government payments on structure is modest, it doesn't confirm the concerns

[11] A similar result was obtained by Karantininis, (2002) for the hog industry.

expressed by some groups that government payments cause an increase in concentration by facilitating further growth of the largest farms. At this stage of the analysis, it is interesting to notice that prices and direct payments have opposite effects on dairy farm size distribution.

It is evident that the milk quota restriction has allowed some producers to remain in business longer, especially those having small farms. That would suggest a slowing down of that trend toward fewer yet larger farms influenced by high price support levels. A higher milk quota; which means a lower quota restriction, tends to decrease the number of medium and large size classes, particularly classes 4 and 5 (farms with between 30 and 50 cows) (See also Table 2.3). Milk quota has also a negative impact on the probabilities of farm size growth (Table 2.6). This result can be surprising at first sight, but can be explained by the fact that farmers cannot sell their quota separately from land which makes more difficult to grow even if the national quota reserve is higher.

Table 2.6: Mean probability-elasticities for available milk quota

	0-9	**10-19**	**20-29**	**30-39**	**40-49**	**50-99**	**>100**	**Exits**
0-9	2.439	9.914	-7.173	-13.343	-14.101	-7.076	-13.516	-12.884
10-19	-3.774	5.999	-16.339	-24.406	-25.397	-16.212	-24.632	-23.805
20-29	15.887	26.462	2.289	-6.44	-7.512	2.427	-6.684	-5.79
30-39	19.328	28.52	7.509	-0.079	-1.011	7.629	-0.291	0.486
40-49	10.424	15.439	3.975	-0.165	-0.674	4.04	-0.281	0.143
50-99	7.853	13.368	0.762	-3.791	-4.35	0.833	-3.918	-3.452
>100	0.65	0.956	0.256	0.003	-0.028	0.26	-0.004	0.022
Entry	45.128	69.367	13.962	-6.046	-8.504	14.278	-6.606	-4.556

Milk quota has also a positive effect on the probability to entry in small dairy farms. Indeed, in France, young farmers are a priority group for redistribution of milk quota between farmers and they constitute a non negligible proportion of new entrants. Quota implementation may also influence the rate at which farmers leave the dairy sector; results show that quota has an impact on the survival of small farms.

As in France the national milk production level is under the national quota reserve, the effect of the national quota on the farm structure remains ambiguous. Because this study did not account for the specific management and allocation of the national reserve across regions it is not possible to conclude how change in quota reserve would influence the size distribution of dairy farms. However evidence that dairy quota is associated with size and survival of farms suggests that farm structure and location might change were quota restriction to be removed.

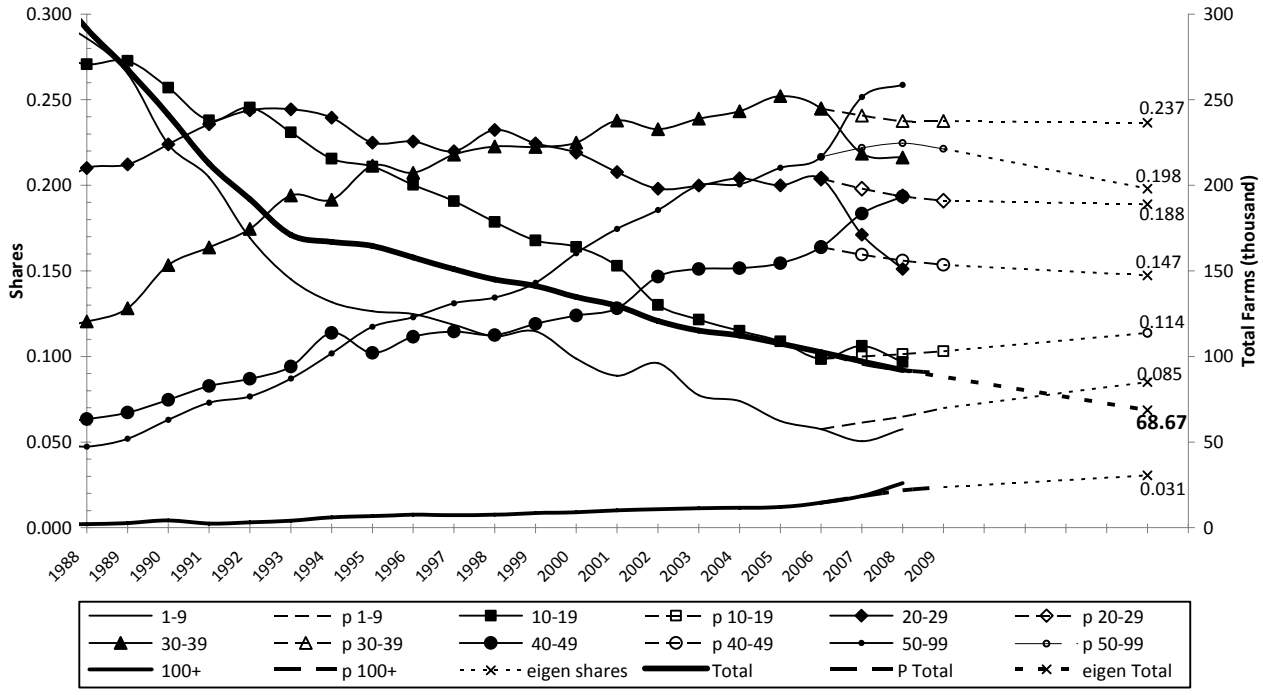
In summary, we find that, first, milk prices have a great impact on farm scale and survival, whereas, direct payments affect the farm size distribution marginally. Second, direct payments may slow down the trend towards larger dairy farms. This was an insignificant factor when compared to the impact of high price levels which affect severely the structure and the concentration of dairy farms. A similar result was obtained by Jongeneel et al (2005) concerning West Germany dairy farms. This result is crucial in the new context of the European milk market characterized by an increase of the price volatility.

Projection of the total number and size distribution of farms

In the attempt to illustrate further our results, a dynamic simulation of the model was performed, having the 2006 data point as the final observed condition, and using years 2007-2009 for in-sample predictions to test the validity of the model. Further, we calculated the eigenvector of the NSTPM as the long-term equilibrium distribution.

Using the Perron-Frobenius theorem for ergodic matrices, we calculate the real and positive eigenvector which represents the distribution attained if the recovered Markov process continuous at infinitum. The eigenvector is also shown in Figure 2.5.

Figure 2.5: Actual, predicted, and equilibrium shares



Source: Estimated

The projections showed that the total number of dairy farms will continue to decline, although with an increase in the number of large farms. The share of large farms (>100 cows) will continue to grow to reach more than 3.1% in equilibrium (it started at 0.2% in 1988). The share of the small size farms (0-9 cows) will decrease to about 8.5% in equilibrium (it was more than 29% in 1988).

Comparing our projection to real 2006-2008 data we see that in 2007 trends have been accelerated and our prediction deviate somewhat from the real data. These can be explained by the extreme volatility in the milk price in 2007 which may accelerate the decline of the share of small size farms and accelerate the increase of the share of large farms. This argument has to be confirmed by future research

12. Conclusion

The main goal of this paper was to focus on the effects of agricultural policies on farm structural changes in the French dairy sector. We applied an information based estimator to estimate the probabilities of transition among size categories of farms by using the non stationary Markov model. The flexibility of this method allowed us to obtain interesting results and to predict future adjustment in the dairy sector using aggregated data. It allowed us also to incorporate different prior information. We use those priors information to test some theoretical knowledge about the size farm distribution. Several conclusions may be drawn from the analysis. First, with regard to prior knowledge, results suggest, that the Zepeda' statement that farms do not reduce in size without leaving the agricultural activity is the most plausible assumption in the case of French dairy farms.

Second, evidence emerged which suggests that growth occurs with the movement toward farms of 100+ cows. This increase in numbers of the largest farms is mainly due to the growth of the previous class (farms with 50-99 cows).

Third, results show that agricultural policies play a role in the evolution of the size distribution of dairy farms. Whereas, milk price encourages farm size growth, quota restriction and direct payments were found to slow down the number of large farms, and have a negative impact on the growth of farms. However, we find that the impact of direct payments is marginal and that the price signal is still the most determining factor affecting structural change.

Considering last results, we can predict that the CAP reforms, which consist of decreasing the guaranteed milk price and increasing direct payments, will favour the smaller farms and discourage farm growth. Further scenario analysis is needed, however, to examine whether the removal of the quota system, will decelerate this trend and will encourage farmers to expand. This question becomes all the more relevant nowadays as the dairy sector is in perpetual evolutions.

References

Adelman, I.G. 1958. A stochastic analysis of the size distribution of firms. *Journal of the American Statistical Association* 53: 893–804.

Ahearn, M.C., J. Yee and P. Korb. 2005. Effects of differing farm policies on farm structure and dynamics. *American Journal of Agricultural Economics* 87: 1182-1189.

Allen, D.W. and D. Lueck, 2003. *The nature of the farm: Contracts, risk and organization in Agriculture*. Cambridge, MA: The MIT press.

Alliance Environment 2008. Evaluation of the Environmental Impacts of Milk Quotas. Report for DG Environnement, European Commission. http://ec.europa.eu/agriculture/eval/reports/milk_quot_ei/shortsum_en.pdf

Balmann, A. 1997. Farm Based Modelling of Regional Structural Change: A Cellular Automata Approach. *European Review of Agricultural Economics* 24: 85-108.

Berger, T. 2001. Agent-Based Spatial Models Applied to Agriculture: A Simulation Tool for Technology Diffusion, Resource Use Changes and Policy Analysis. *Journal of Agricultural Economics* 25: 245-260.

Binswanger H. and J. McIntyre. 1987. Behavioral and Material Determinants of Production Relations in Land Abundant Tropical Agriculture. *Economic Development and Cultural Change* 36: 75-99

Butault J-P, N. Delame. 2005. Concentration de la production agricole et croissance des exploitations. Economie et Statistiques 390: 47-64.

Chavas, J.F. and G. Magand. 1988. A Dynamic Analysis of the Size Distribution of Firms: The Case of the U.S. Dairy Industry. *Agribusiness* 4: 315–330.

Clark, W. A. V. 1965. Markov chain analysis in geography: an application to the movement of rental housing areas. *Annals of the Association of American Geographers* 55: 351-359.

Colman, D., M. Burton, D. Rigby and J. Franks. 2002. Structural Change and Policy Reform in the UK Dairy Sector. *Journal of Agricultural Economics* 53: 645-663.

Courchane, M., A. Golan and D. Nickerson, 2000. Estimation and Evaluation of Loan Discrimination. An Information Approach. *Journal of Housing Research* 11: 67-90.

Disney, W.T., P.A.Duffy and W.E. Hardy. 1988. A Markov Chain Analysis of Pork Farm Size Distributions in the South. *Southern Journal of Agricultural Economics* 20: 57–64.

Eastwood R., M. Lipton and A. Newell. 2004. Farm Size. in *Handbook of Agricultural Economics* (Volume III) edited by R. Evenson and P. Pingale . Amsterdam: North Holland Press.

Evans, D.S. 1987. Tests of Alternative Theories of Firm Growth. *Journal of Political Economy* 95: 657-674.

Foltz, J. 2004. Entry, Exit, and Farm Size: Assessing an Experiment in Dairy Price Policy. *American Journal of Agricultural Economics* 86:.594-604.

Gibrat, R. 1931. *Les Inégalités Economiques; Applications aux Inégalités des Richesses, à la Concentration des Entreprises, aux Populations des Villes, aux Statistiques des Familles, etc., d'une Loi Nouvelle, la Loi de l'Effet Proportionnel*. Paris: Librairie du Recueil Sirey.

Goddard, E., A. Weersing, K. Chen and C.G. Turvey. 1993. Economics of Structural Change in Agriculture. C*anadian Journal of Agricultural Economics* 41: 475-489.

Golan, A., G. Judge and D. Miller. 1996. *Maximum Entropy Econometrics: Robust Estimation with Limited Data*. Chichester: John Willey and Sons.

Golan, A. and S.J. Vogel. 2000. Estimation of Non-stationary Social Accounting Matrix Coefficients with Supply Side Information. *Economic Systems Research*. 12: 447-471.

Hallberg, M.C. 1969. Projecting the Size Distribution of Agricultural Firms - An Application of a Markov Process with Non-stationary Transition Probabilities. *American Journal of Agricultural Economics* 51: 289-302.

Huffman, W. and R. Evenson, 2001. Structural and Productivity Change in U.S. Agriculture, 1950-82. *Agricultural Economics* 24: 127-147.

Huettel, S. and R. Jongeneel. 2009. Impact of the EU Milk Quota on Structural change in the dairy Sectors of Germany and the Netherlands. Paper presented at the International Association of Agricultural Economists Conference, Beijing, China, August 16-22.

Huettel, S. and Margarian A. 2009. Structural change in the West German agricultural sector. Agricultural Economics 40: 759-772.

Jongeneel, R., N. Longworth and S. Huettel. 2005. Dairy Farm Size Distribution in East and West: Evolution and Sensitivity to Structural and Policy Variables: Case-Studies of the Netherlands, Germany Poland and Hungary. Paper presented at the XI-th international congress of the European Association of Agricultural Economics (EAAE), Copenhagen, Denmark, 24-27 August

Jovanovic, B. 1982. Selection and the Evolution of Industry. Econometrica, 50: 649–670.

Karantininis, K. 2002. Information Based Estimators for the Non-stationary Transition Probability Matrix: An Application to the Danish Hog Sector, *Journal of Econometrics* 107: 275-290.

Keane, M. 1991. Changes in the size structure of Irish dairy farms. *Irish Journal of Agricultural Economics and Rural Sociology* 14: 67-74.

Key, N. and M.J. Roberts. (2003). Government payments and Structural Change in Agriculture. Paper presented at the Annual meeting of the American Agricultural Economics Association, Montreal, Canada, Juillet 27-30.

Key, N. and M.J. Roberts. 2006. Government Payments and Farm Business Survival. *American Journal of Agricultural Economics* 88: 382-392.

Key, N. and M.J. Roberts. 2007. Do government payments influence farm size and survival? *Journal of Agricultural and Resource Economics* 32 (2): 330-349.

Kullback, S. (1959). *Information Theory and Statistics*, John Wiley and Sons NY.

Leathers, H. 1992. The Market for Land and the Impact of Farm Programs on Farm Numbers. *American Journal of Agricultural Economics* 74 291-298.

Lee, T.C., G. Judge and T. Takayama. 1965. On estimating the transition probabilities of a Markov process. *Journal of Farm Economics* 742-762

Lee, T. C., G.Judge and A. Zellner. 1977. Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data (2nd edition), North Holland, Amsterdam.

MacRae, E.C. 1977. Estimation of Time–varying Markov Processes with Aggregate Data. Econometrica 45: 183-198.

Mansfield, E. 1962. Entry. Gibrat's Law, Innovation, and Growth of firms. *American Economics Review* 52 : 1023-1051.

Padberg D. I. 1962. The Use of Markov Processes in Measuring Changes in Market Structure. *Journal of Farm Economics* 44:189-199.

Perrot C., and J. C. Guesdon. 2006. L'Elevage Français à l'Horizon 2012. *Notes et Etudes Economiques* 25: 109-136.

Piet L. 2008. The evolution of the farm size distribution: revisiting the Markov chain model. Paper presented at the XII-th international congress of the European Association of Agricultural Economics (EAAE), Ghent, Belgium, 26-29 August.

Rahelizatovo, N. C. and J. Gillespie. 1999. Dairy Farm Size, Entry, and Exit in a Declining Production Region. *Journal of Agricultural Applied Economics* 3: 333-347.

Reimund, D.A., J.R. Martin and Moore C.V. 1981. Structural Change in Agriculture: The Experience for Broilers, Fed Cattle, and Processing Vegetables. Technical Bulletin No. 1648. Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture (ERSAJSDA). Washington, DC: ERSAJSDA, U.S. Government Printing Office.

Shapiro, D., R.D. Bollman and P. Ehrensaft. 1987. Farm Size and Growth in Canada. *American Journal of Agricultural Economics* 69: 477-483.

Singh, A. and G. Whittington. 1975. The Size and Growth of Firms. *The Review of Economic Studies* 42:15-26.

Soofi, E.S. (1992). A generalizable formulation of conditional logit with diagnostics. *Journal of the American Statistical Association*, 87, pp. 812–816.

Stanton, B.F. and L. Kettunen. 1967. Potential Entrants and Projections in Markov Process Analysis. *Journal of Farm Economics* 49: 633-642.

Stavins, R.N. and B.F. Stanton. 1980. Using Markov Models to Predict the Size Distribution of Dairy Farms, New York State, 1968–1985. Ithaca, NY: Department of Agricultural Economics AE RES 80–20, Cornell University, 47 p.

Stokes, J. R. 2006. Entry, exit, and structural change in Pennsylvania's dairy sector. *Agricultural and Resource Economics Review* 35: 357–73.

Telser, L.G. 1963. Least-squares Estimates of Transition Probabilities. In *Measurement in Economics-Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehunda Grunfeld* edited by Christ, C.F. et *al.*, Stanford, Stanford University Press, 270-292.

Tonini, A. and R. Jongeneel. 2009. the distribution of dairy farm size in Poland: a Markov approach based on information theory. *Applied Economics* 41: 55-69.

Tweeten, L. 1933. Government Commodity Program Impacts on Farm Numbers. In *Size, Structure and Changing Face of American Agriculture* edited by Hallam, A., Boulder, CO: Westview Press, 336-364.

von Massow, M., A. Weersink and C.G. Turvey. 1992. Dynamics of Structural Change in the Ontario Hog Industry. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 40: 93–107.

Zepeda, L. 1995a. Asymmetry and Non–stationarity in the Farm Size Distribution of Wisconsin Milk Producers: An Aggregate Analysis. *American Journal of Agricultural Economics* 77: 837–852.

Zepeda, L. 1995b. Technical Change and the Structure of Production: A Non–stationary Markov Analysis. *European Review of Agricultural Economics* 22: 41–60.

Annex

Table 2.A: Summary statistics

Variables	Description	Mean	Std.Dev	Min	Max	Source
Cow's Milk Price	Milk Price; actual fat content in €/100k	29.19	1.67	25.38	31.47	Eurostat
Quota	National Quota Reserve in 1000 liters	23763	191	23363	24196	Livestock Office
Direct payment	Decoupled payment in € per farm (mean value)	13660	8956	1707	30071	FADN data[a]

[a] *Agriculture Public Support*

CHAPITRE 3

DYNAMIQUES DE LOCALISATION DE LA PRODUCTION AGRICOLE ET LAITIERE EN FRANCE

Les travaux initiaux de la Nouvelle Economie Géographique pour étudier la dynamique de localisation des activités économiques se sont surtout focalisés, dans un contexte urbain, sur la relation entre les industries et leur capacité à générer des externalités positives lorsque celles-ci sont proches (Igliori, 2008). L'agriculture était alors considérée comme un agent immobile où la localisation est perçue comme exogène et les productions agricoles dispersées sur l'ensemble des territoires (Krugman, 1991). Très peu d'analyses ont considéré la présence des économies d'agglomération dans les activités agricoles.

L'intégration de la consommation intermédiaires dans les modèles de la NEG a permis la prise en compte du secteur agricole comme étant un secteur économique à part entière (entreprises productrices de biens intermédiaires) (Venables 1996 ; Puga, 1999). De plus le progrès technique, la mécanisation, l'augmentation de la productivité du travail, l'intégration du secteur dans le marché, le changement de la demande, l'innovation et bien d'autres raisons ont profondément changé l'agriculture et la manière de la percevoir.

L'arbitrage entre diversification versus spécialisation et agglomération versus dispersion des productions agricoles est désormais une problématique majeure dans un contexte de concurrence territorial accrue.

Dans ce chapitre nous examinons la dynamique de localisation des productions agricoles en France en situant le lait par rapport aux autres productions dans un premier temps[1]. Nous analysons spécifiquement la localisation du secteur laitier en se focalisant essentiellement sur la répartition du nombre d'exploitations laitières sur le territoire dans un second temps.

[1] Nous mettons l'intégralité d'un article publié à la Revue d'Economie Régionale et Urbaine, N°4, 2009

I. DYNAMIQUES SPATIALES DE LA PRODUCTION AGRICOLE EN FRANCE•

Nejla BEN ARFA[12*], Carmen RODRIGUEZ[1], Karine DANIEL[13]

[1]Laboratoire de Recherche et d'Etudes en Sciences Sociales LARESS, ESA Angers
[2] CNIEL – ABIES/AgroParisTech
[3]INRA SAE2 LERECO UR 1134 Nantes.
[*] 55 rue Rabelais, B.P. 30748, 49 007 Angers
n.benarfa@groupe-esa.com

Résumé

Dans cet article nous analysons les dynamiques de localisation de la production agricole en France entre 1990 et 2006. L'analyse menée pour les principaux secteurs agricoles au niveau départemental montre que les dynamiques spatiales sont globalement régionales et que des effets d'agglomération existent entre les départements. Le Grand Ouest de la France est le seul espace qui bénéficie d'une dynamique locale positive dans plusieurs secteurs de production.

Abstract

In this paper we analyse the location dynamics of French agriculture from 1990 to 2006. We apply this analysis for the main agricultural sectors at the department level. We show that spatial dynamics are mainly related to region and not to agricultural sectors. We show also that agglomeration effects may exist between departments and led to form clusters. The "Grand Ouest" French region is the unique area which benefits from a local positive dynamic for several sectors of production.

Mots clés : Localisation, Analyse Spatiale, Agriculture.

Keywords : Location, Spatial Analysis, Agriculture.

Classification JEL : C21, R12, R3

• Cet article est publié à la Revue d'Economie Régionale et Urbaine, N°4, pp. 807-834. 2009.

13. Introduction

La spécialisation agricole des régions et la concentration géographique des productions agricoles ont un impact sur la formation des paysages, l'environnement et le développement rural. Au niveau régional, le maintien ou le développement de l'agriculture et des industries agro-alimentaires liées pose des questions de développement économique cruciales (CHESHIRE, 1995 ; BOCKSTAEL, 1996). Dans certains secteurs et dans certaines régions, les industries de transformation s'interrogent sur la pérennité de leurs approvisionnements agricoles régionaux.

Certains travaux se sont largement intéressés à la question des déterminants de la localisation des productions agricoles Ils aboutissent globalement au fait que celle-ci est largement conditionnée à la question de l'accès de la production aux marchés de consommation et aux avantages comparatifs. (CAPT et SCHMITT 2000 ; KELLERMAN, 1989a,b). Plus récemment, les outils de la nouvelle économie géographique ont permis de considérer ces deux aspects dans un cadre de concurrence imparfaite et les travaux empiriques liés montrent que l'aspect coûts de transport, accès au marché, dominerait de plus en plus l'effet des avantages comparatifs strictement liés aux coûts de production (KRUGMAN 1991a et 1991b). Par ailleurs, ce schéma ne s'applique pas dans les même termes pour les productions qui sont fortement soutenues dans le cadre des politiques agricoles (DANIEL, 2005 ; DANIEL et KILKENNY, 2002).

Dans cet article, nous nous intéressons spécifiquement à l'évolution récente de la localisation des productions agricoles en France. Nous analysons l'évolution de la spécialisation des espaces productifs (régions, départements) et de la concentration de la production entre ces espaces. Au delà de cette approche, notre analyse considère la dimension spatiale de l'évolution de la localisation de la production en émettant l'hypothèse qu'il existe des effets d'entraînement de la dynamique de production au delà des frontières départementales. A travers une analyse de l'indice de Moran, nous identifions, pour les principaux produits agricoles, les zones géographiques où les dynamiques sont globalement positives et celles pour qui il existe des dynamiques négatives. Cet exercice étant réalisé pour les principales productions françaises, nous identifions les régions qui bénéficient de dynamiques positives pour plusieurs productions, et celles qui s'inscrivent dans une dynamique négative pour plusieurs produits. Ces zones de production semblent être les plus exposées aux éventuels problèmes d'approvisionnement des industries par la production agricole régionale. Ces phénomènes observés interrogent directement sur les effets des politiques publiques

appliquées à l'agriculture. En effet, ce secteur est soumis à des politiques publiques largement sectorielles menées aux niveaux européen et national. Par ailleurs, les régions ont la possibilité d'intervenir sur le développement des secteurs agricole et agro-alimentaire. Nos résultats permettent d'éclairer la question de la nature des politiques publiques à mener au niveau régional pour soutenir cette activité, selon les dynamiques observées.

14. L'évolution de la spécialisation régionale

Le marché commun, lors de sa mise en place, devait favoriser un schéma de spécialisation productive à l'échelle de l'Union. Cette spécialisation devait voir la France se spécialiser en production agricole et à l'échelle de l'Union, les espaces productifs agricoles devaient se spécialiser selon les avantages comparatifs. Cependant, on observe que la production agricole s'est développée en Europe dans tous les pays. Les mouvements de spécialisation existent mais ont largement été dessinés par les incitations de la politique agricole et par la nécessité de réaliser des économies d'échelle internes et externes aux exploitations dans une période de modernisation du secteur (HERVIEU, 2003, GUIGOU, 1972). Ce mouvement s'est effectué dans une période globale de croissance et de soutien des prix agricoles. A l'heure où les prix agricoles redeviennent plus fluctuants, la spécialisation des exploitations et des régions devient synonyme de risque économique.

La spécialisation régionale est définie comme la distribution du poids d'un secteur i dans l'activité économique totale d'une région r (AIGINGER et al., 1999). Elle peut être mesurée en utilisant des données concernant la population occupée, la production (valeur ajoutée brute) ou l'export (ANDREEA ILLUZIA et TUDOREL, 2004). Nous déterminons, le poids de la production agricole par région et année, pour la période 1990-2006. Pour cela, les valeurs de la production[1] sont reconstituées à prix constants sur l'ensemble de la période. La construction de cette valeur de la production agricole à partir des comptes nationaux de l'agriculture est présentée en Annexe (I.1). Elle permet d'analyser les évolutions en volume, des productions exprimées au prix d'une année donnée, abstraction faite d'éventuelles disparités régionales d'évolution des prix. Ensuite, l'indicateur de spécialisation sectorielle de HALLET (2000) est calculé. Il mesure l'écart entre la structure de production de la région r et la structure nationale avec i, les différents secteurs de l'agriculture (DUPUCH et JENNEQUIN,

[1] Valeur de la production hors subvention mesurée en millions d'euros.

2001). Plus l'indice tend vers 1 et plus la structure productive de la région diffère de celle du pays (la France dans ce cas), et plus son niveau de spécialisation est élevé.

$$Spé_r = \frac{1}{2}\sum_i \left| y_r^i - \overline{y^i} \right| \quad (1)$$

avec y_r^i est la part de la production du secteur i dans la production totale de la région
$\overline{y^i}$ est la part du secteur i dans la production agricole française

Cet indice permet de mesurer la spécialisation de chaque région, la comparant à la structure de spécialisation observée au niveau national. Il est calculé pour 10 secteurs d'activité : grandes cultures (céréales, plantes industrielles et plantes fourragères), produits horticoles et maraîchers, fruits, vins d'appellation d'origine, autres vins, bovins, porcins, produits avicoles (volailles et œufs), lait et produits laitiers et autres secteurs.

Afin de révéler l'évolution de la spécialisation régionale ($Spé_r$) au cours de la période (1990-2006) la droite de régression[2] est calculée pour chaque région. L'angle α entre la droite de régression et l'axe x mesure la tendance suivie par l'indice d'Hallet. Afin de faciliter l'interprétation de la tendance, sin(α) est présenté, il est compris entre {-1,1}. L'évolution de l'indice Hallet sur la période 1990-2006 (Tableau I.1) permet de définir le degré de spécialisation régionale et de déterminer une tendance concernant sa dynamique productive (diversification, stabilité, spécialisation).

[2] Pour le calcul de la droite de régression, l'indice d'Hallet est exprimé en pourcentage

Tableau I.1: Indice de spécialisation des régions

Régions	Hallet 1 990	Hallet 2 006	Evolution	Secteur 1 2 006	Secteur 2 2 006
PACA	0,57	0,61	0,15	Horticulture et maraîchage	Fruit
Ile-de-france	0,51	0,48	-0,10	G. Cultures	Horticulture et maraîchage
Languedoc-roussillon	0,54	0,48	-0,44	autres vins	Horticulture et maraîchage
Champagne-ardenne	0,42	0,39	-0,21	Vins AOC	G. Cultures
Limousin	0,40	0,38	0,05	Bovins viande	
Bretagne	0,41	0,38	-0,06	Porcins	Aviculture
Lorraine	0,34	0,35	0,14	G. Cultures	Lait et P. Laitières
Aquitaine	0,31	0,34	0,45	Vins AOC	Aviculture
Poitou-charentes	0,33	0,33	0,18	Autres vins	G. cultures
Franche comté	0,34	0,32	-0,14	Lait et P. Laitières	Bovins viande
Auvergne	0,29	0,30	0,17	Bovins viande	Lait et P. Laitières
Centre	0,29	0,30	0,09	G. Cultures	
Basse Normandie	0,34	0,29	-0,20	Lait et P. Laitières	Bovins viande
Bourgogne	0,28	0,29	-0,03	Vins AOC	Bovins viande, G. Cultures
Picardie	0,30	0,29	0,09	G. Cultures	
Haute-Normandie	0,30	0,28	-0,01	G. Cultures	Lait et P. Laitières
Nord pas de Calais	0,25	0,24	0,13	Horticulture et maraîchage	Lait et P. Laitières
Alsace	0,25	0,22	-0,33	Vins AOC	
Pays de la Loire	0,24	0,21	-0,04	Aviculture	Bovins
Midi Pyrénées	0,17	0,19	0,15	G. Cultures	Bovins, Fruit
Rhône-Alpes	0,17	0,15	-0,02	Fruit	Vins AOC
France				G. Cultures	Bovins viande et[3] Lait et P. Laitières

Source : Calculs d'après AGRESTE : Comptes de l'Agriculture de 1990-2006

Dix des 22 régions tendent à se spécialiser par rapport à la situation française. Cette spécialisation recouvre des dynamiques de production diverses. D'une part, certaines régions augmentent significativement leur production dans leurs principaux secteurs, ce qui renforce leur spécialisation (Aquitaine, Poitou-Charentes). D'autre part, certaines régions se spécialisent en maintenant ou en en augmentant légèrement la production dans leurs principaux secteurs, alors que celle-ci diminue pour les autres. Tel est le cas pour la région Centre, par exemple. Ces phénomènes dépendent largement de l'évolution de la production observée au niveau national pour chaque secteur (Annexe I.2).

[3] D'après les comptes prévisionnels de l'agriculture, en 2006, la production agricole française hors subventions s'élève à 57,8 milliards d'euros. Sur 100 euros de production agricole hors subventions, 56 provenaient des productions végétales, 13 de la production laitière et 12 de la production de viande bovine (Institut de l'élevage).

Les régions viticoles du nord de la France, comme Champagne-Ardenne, Bourgogne et Alsace, ont une structure productive qui tend à se rapprocher du modèle de production français. Ce phénomène s'explique par la diminution relative du volume de vin produit, notamment pour la région Alsace. De plus, la production céréalière, deuxième secteur dans ces régions, diminue également. En revanche, d'autres régions viticoles, Poitou-Charentes et Aquitaine, localisées dans le sud ouest de la France augmentent sensiblement leur volume de production, entraînant ainsi une spécialisation régionale. Notons que ces régions viticoles sont particulièrement tournées vers les marchés extérieurs (94 % du cognac de Poitou-Charentes et 35 % des AOC bordelais sont destinés à l'exportation (ARRIVE et MICHELUZZI, 1998).

Les régions orientées vers les productions animales présentent des tendances différentes. D'une part, les régions de Bretagne et des Pays de la Loire, spécialisées respectivement en élevage porcin et avicole, se diversifient suite à une augmentation du poids des grandes cultures au détriment du secteur animal. D'autre part, les régions d'élevage plus extensif comme le Limousin et l'Auvergne se spécialisent dans la production de bovins. Cette spécialisation s'accentue sous l'effet d'une diminution globale du poids de ce secteur au niveau français (le secteur bovin affiche une baisse de 4 % entre 1990 et 2006 alors qu'il augmente de 9,7 % en Auvergne et Limousin).

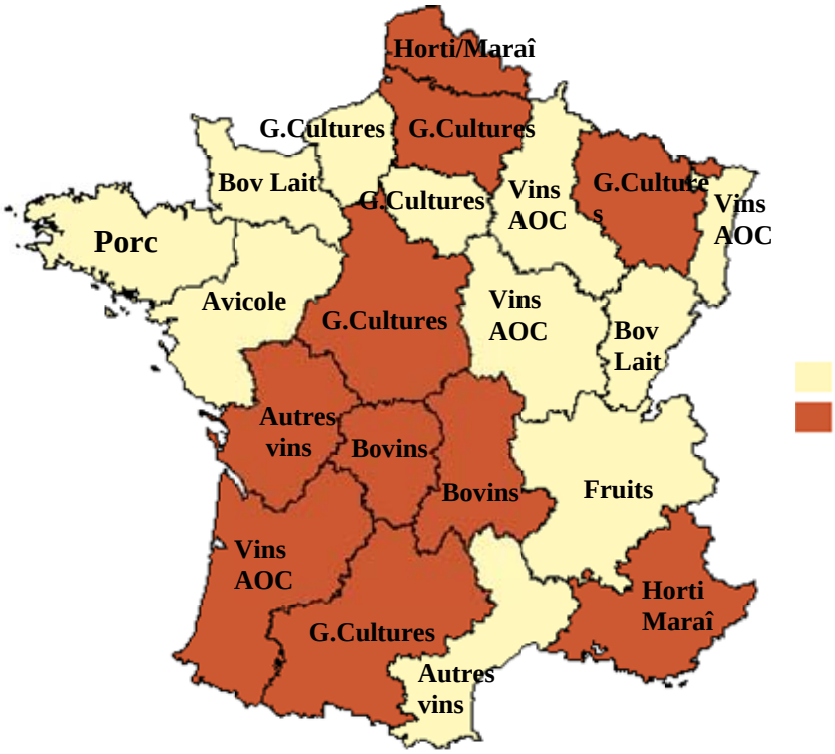
Les régions du Nord de la France, Nord-Pas-de-Calais et Picardie, modifient leur structure productive en se spécialisant en horticulture et maraichage. Le développement de ce secteur compense la perte de poids du secteur céréalier. Il est intéressant de considérer ce phénomène au regard de ceux observés plus globalement dans l'Union européenne, où l'on observe que la production horticole/maraichère tend à se concentrer au nord de l'Europe, cette concentration étant particulièrement conditionnée par la question de l'accès au marché pour une production particulièrement périssable (DANIEL, 2003). Le corollaire de ce phénomène s'observe dans les régions du sud-est de la France, Rhône-Alpes, Provence-Alpes-Côte d'Azur et Languedoc Roussillon, qui sont plus traditionnellement orientées vers ces productions fruitières et horticoles. En effet, ces régions voient diminuer le poids de leur secteur de spécialisation historique. La spécialisation (PACA) ou diversification (Rhône-Alpes et Languedoc-Roussillon) dépend de l'évolution observée pour les autres secteurs de production.

La production laitière se développe principalement dans le Grand Ouest du pays et à l'Est, dans une moindre mesure. Toutefois, le secteur laitier n'est le premier secteur de production que pour la Basse-Normandie et la Franche-Comté. Dans ces régions, les productions de lait

et de viande bovine augmentent. On note cependant un mouvement de diversification dans ces régions dû au développement d'autres secteurs de production animale, dont l'élevage porcin.

Les cartes établies révèlent une certaine continuité des régions qui se spécialisent. Elles sont situées dans une zone allant de la région Centre jusqu'au Sud-Ouest. Une autre aire de spécialisation se distingue dans le Nord-Est du pays (Carte I.1).

Carte I.1 : Evolution de l'indice de spécialisation au niveau régional (1990-2006)

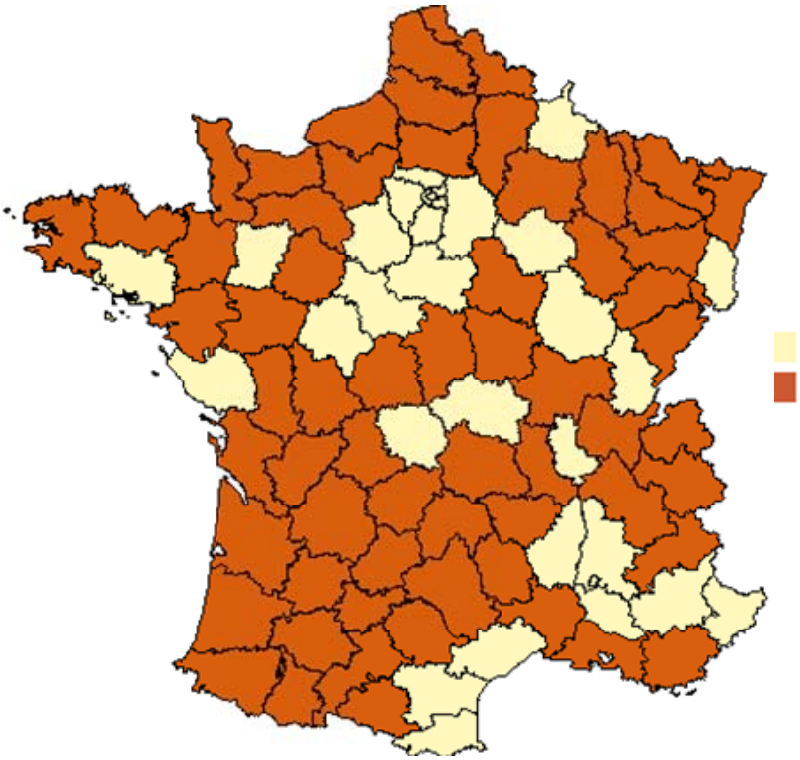


Source : Calculs d'après AGRESTE : Comptes de l'Agriculture de 1990-2006

Puisque le choix de l'unité spatiale peut conditionner les résultats (JAYET, 1993), il est intéressant d'analyser ces phénomènes à une échelle infra-régionale. L'indicateur de spécialisation (1) est donc présenté au niveau départemental (Carte I.2). L'aire de spécialisation s'élargit, plus de 2/3 de départements présentent une tendance à la spécialisation. Ce phénomène s'explique, au moins partiellement, par les régions dont les départements présentent des tendances opposées ou bien des spécialisations différentes, conduisant souvent à une tendance (positive ou négative) de spécialisation faible au niveau régional. Par exemple, la Bretagne, tend à se diversifier légèrement (évolution = -0,06) alors qu'à l'échelle départementale on note des tendances différentes entre départements, seul le Morbihan se diversifie alors que le Finistère, les Côtes d'Armor et l'Ille et Vilaine se spécialisent. Par ailleurs, les départements de Basse Normandie se spécialisent dans des

secteurs différents (le Calvados en grandes cultures et la Manche et l'Orne en bovins viande). Ce schéma conduit donc à une diversification de la production lorsqu'on considère l'ensemble de la région.

Carte I.2 : Evolution de l'indice de spécialisation au niveau départemental (1990-2006)



Source : Calculs d'après AGRESTE : Comptes de l'Agriculture de 1990-2006

Les phénomènes de spécialisation observés sont conditionnés par la dynamique d'évolution de l'offre de produits agricoles sur le territoire, par l'évolution de la concentration géographique, par la localisation respective des différents types de produits agricoles.

15. La concentration géographique des productions

Par nature, du fait de son lien étroit au foncier, l'agriculture est moins concentrée géographiquement que les autres activités économiques (industries ou services) (HALLET, 2000). Pourtant, il existe dans ce secteur, des évolutions en termes de localisation des activités et ces évolutions diffèrent selon les produits. Pour les productions qui ne sont pas soutenues dans le cadre de la PAC, l'équilibre de répartition des activités entre les territoires résulte d'un arbitrage entre la compétitivité des régions, leur disponibilité en foncier et l'importance croissante de la question de l'accès au marché. Plus les produits sont périssables et plus leur

fréquence de production est élevée, plus l'aspect logistique est moteur de la concentration géographique.

La concentration géographique est définie comme la distribution du poids des départements dans un secteur spécifique de l'activité économique i. Dans ce sens, une activité spécifique i est considérée «concentrée» si une grande partie de la production est réalisée dans un nombre réduit de départements (AIGINGER et al., 1999). L'indice de Gini mesure la concentration de la production agricole par rapport à une référence qui est la distribution uniforme où chaque unité géographique représente une même fraction de la production totale du secteur i considéré (COMBES et al., 2006). Ainsi, pour chaque produit i, on calcule la contribution de chaque département à la production française de i. L'indice de Gini est calculé par secteur i pour chaque année entre 1990-2006 (Annexe I.3). La production est mesurée en volume, corrigée des effets de variation de prix (Annexe I.1).

La formule proposée par KRUGMAN (1991) pour l'obtention de l'indice de Gini est mobilisée :

$$G = \frac{2}{M^2 \bar{z}} \left[\sum_i \lambda_i \left(z_i - \bar{z} \right) \right] \qquad (2)$$

$z_i = x_i / y_i$ ou x_i est le poids de la production par département du secteur *i* dans le poids de la production française du secteur *i*, y_i est le poids de la production agricole totale par département dans la production agricole totale en France, λ_i est la position du département i dans le classement en ordre croissant des z_i, $\bar{z}$ est la moyenne des z_i et *M* le nombre d'unités spatiales (90 départements français[4])

Par construction, l'indice de Gini est compris entre 0 et 1. La valeur 0 correspond à la répartition uniforme de la production entre les départements. Plus l'indice tend vers 1, plus la production est concentrée.

[4] La région parisienne (départements 75, 92, 93 et 94) a été éliminée à cause de la faible valeur de leur production agricole.

Tableau I.2 : Indice de concentration des productions (Indice de GINI)

Secteurs	GINI 1990	GINI 2006	Evolution[5]	PAC
G. Cultures	0,42	0,40	0,02	Soutenue
Bovins viandes	0,50	0,51	0,05	Soutenue
Lait	0,57	0,58	0,05	Soutenue
Horticulture maraîchage	0,55	0,57	0,22	Non soutenue
Aviculture	0,70	0,71	0,00	Non soutenue
Fruit	0,72	0,75	0,14	Non soutenue
Porcins	0,73	0,75	0,18	Non soutenue
Vins AOC	0,86	0,86	-0,05	Non soutenue
Autres vins	0,90	0,92	0,10	Non soutenue
Autres	0,45	0,51	0,33	
Agriculture (ensemble de secteurs)	0,35	0,36	0,11	

Source : Calculs d'après AGRESTE : Comptes de l'Agriculture de 1990-2006

Les productions agricoles soutenues dans le cadre de la PAC sont celles qui sont le moins concentrées (Tableau I.2). Ce phénomène est lié au fait que les instruments de politique publique mobilisés (prix garantis, aides directes basées sur les facteurs de production) freinent la concentration géographique des produits soutenus au plus près de la demande. L'intervention publique, permet donc, dans une certaine mesure, de conserver des productions dans les régions les moins bien situées en termes d'accès au marché. Ce phénomène est également observé en Espagne, où l'intégration à l'Union européenne et donc la mise en place des soutiens de la PAC, a favorisé un équilibre de répartition de la production de céréales (MORA et SAN JUAN, 2004).

Les dix premiers départements représentent, respectivement, 25 %, 34 % et 42 % de la production céréalière, de bovins viande et de lait en 2006 (Annexe I.4) et la concentration de ces productions n'augmente que faiblement entre 1990 et 2006. Dans le cas du lait, le régime des quotas (notamment le lien entre droit à produire et foncier) a limité les mouvements de concentration. Pour la viande bovine et les céréales, le mode d'octroi des paiements directs a également bloqué les mouvements de concentration (DANIEL et al., 2008).

Les productions avicoles, fruitières, porcines et viticoles sont plus concentrées, la production horticole et maraîchère étant plus dispersée sur le territoire. Toutefois, la tendance du secteur horticole et maraîcher à la concentration (0,22) est nettement supérieure à celle des autres productions.

[5] L'évolution est calculée comme dans la section précédente

Les productions porcine et avicole, également concentrées, présentent des tendances différentes. Pour l'élevage porcin, le mouvement de concentration continue sur la période : la part des dix premiers départements dans la production globale atteint 70 % en 2006 contre 66% en 1990 (Annexe I.4). Alors que pour la production avicole le niveau de concentration est stable : les dix premiers départements représentent, encore aujourd'hui, 61% de la production nationale.

La production de vin est singulièrement concentrée, le coefficient de Gini est de 0,86 pour les vins AOC et de 0,92 pour les autres vins en 2006. Toutefois, les dynamiques de concentration diffèrent selon le type de vin. Ainsi, le marché du vin AOC est bâti sur un système d'information très lié à l'origine géographique du produit (MAILLARD et al., 2000), ce qui limite les processus de concentration ou de délocalisation géographique au-delà des aires ayant une dénomination d'origine (AOC) (évolution 0,05). La production des autres vins, moins soumise aux contraintes territoriales, se concentre plus sur la période étudiée (0,1).

Dans les quinze dernières années, la répartition de la production agricole entre départements a peu évolué pour la plupart des secteurs. Les réglementations territoriales (AOC) et contraintes environnementales freinent le processus de concentration. Ainsi, des productions dynamiques, comme la viticulture de qualité, l'aviculture et la production porcine. Pour les céréales ou les gros bovins, la PAC a contribué à maintenir une distribution plus homogène sur l'ensemble du territoire.

L'indice de Gini permet de hiérarchiser les niveaux de concentration des différents secteurs d'activité sur un territoire, mais présente des limites. Il permet de raisonner par rapport à la distribution uniforme d'une variable, la production agricole. Cependant, aucun test du caractère significatif de la déviation de l'indice de Gini par rapport à cette distribution uniforme n'a, jusqu'à présent, été proposé (COMBES et al., 2006). Ainsi, des secteurs ou pays ayant le même indice de Gini peuvent présenter des distributions différentes de la production. D'ailleurs, la Courbe de Lorenz peut avoir des formes différentes pour un même indice de Gini. Par ailleurs, cet indice a-spatial n'intègre pas la proximité géographique entre départements, alors qu'il est pertinent de poser l'hypothèse de l'existence d'une autocorrélation spatiale entre les zones voisines. Ces processus d'autocorrélation spatiale sont analysés.

16. L'Autocorrélation spatiale de la production agricole

L'autocorrélation spatiale permet d'identifier si les dynamiques observées en termes de production sont distribuées de manière aléatoire entres les espaces productifs ou si elles sont polarisées sur le territoire, si les effets sont cumulatifs autour de pôles dynamiques. Elle est définie comme la coïncidence d'une similarité de valeurs et de localisation (ANSELIN, 2001). En effet, il y a autocorrélation spatiale positive lorsque des valeurs élevées ou faibles d'une variable aléatoire ont tendance à se concentrer dans l'espace et il y a autocorrélation spatiale négative lorsque les unités spatiales sont entourées de voisins présentant des valeurs très différentes pour cette même variable aléatoire.

Les interactions spatiales entre régions sont évaluées en utilisant l'Analyse Exploratoire des Données Géo-référencées. Cette analyse est un ensemble de techniques qui nous permettent de décrire et de visualiser les distributions spatiales, d'identifier les localisations atypiques et les points extrêmes, de détecter les schémas d'association spatiale et enfin de suggérer des régimes spatiaux ou d'autre formes d'hétérogénéité spatiale (ANSELIN, 1998 et 1999; BAILEY et GATRELL, 1995 ; ERTUR et KOCH, 2005).

16.1. La structure spatiale globale de la production agricole

La mesure de l'autocorrélation spatiale globale, dans notre cas, appliquée à la production agricole entre régions françaises permet d'analyser s'il existe des dynamiques d'évolution de la production similaires qui sont localisées dans des régions voisines. Les résultats obtenus à partir des modèles d'économie géographique qui montrent que les productions tendent à se localiser au plus près de la demande, vont dans le sens d'une autocorrélation spatiale. Par ailleurs, l'existence d'économies d'échelle externes aux exploitations, liées aux infrastructures, à l'existence de complexes agro-alimentaires peuvent aussi concourir à l'autocorrélation spatiale de l'évolution de la production agricole au-delà des frontières régionales.

La mesure de l'autocorrélation spatiale des résidus d'une régression, et les biais qui y sont liés, sont aujourd'hui connus, les indices sont maîtrisés (ANSELIN et CRIFFITH, 1988). Il est néanmoins nécessaire d'opérer le choix de l'indice utilisé (parmi les plus connus : la semi-variance, l'indice de Moran, le coefficient de Geary) et la définition du voisinage pour le calcul (contiguïté, distance, plus proche voisins).

En effet, afin de modéliser les interactions spatiales, il est nécessaire de définir les liens de voisinage qui existent entre chaque élément de l'espace étudié. L'ensemble de ces liens est alors résumé dans une matrice de poids spatiale W ou matrice de voisinage. Cette matrice carrée compte autant de lignes et de colonnes qu'il y a d'unités spatiales. Chaque terme w_{ij} représente la façon dont les régions i et j sont connectées spatialement. Nous utilisons une matrice de contiguïté d'ordre 1. Les coefficients de la diagonale sont égaux à 0 alors que ceux en dehors de la diagonale renseignent sur la manière dont deux régions sont connectées (1 si il y a une frontière avec la région voisine, 0 sinon). En général, les lignes de la matrice sont normalisées afin que la somme des éléments de chaque ligne soit égale à 1.

Pour capturer l'autocorrelation spatiale globale des 10 secteurs de production agricole étudiés, notre choix s'est porté sur l'indice de Moran[6] (*I* de Moran) qui semble globalement plus performant que l'indice de Geary en rejetant de façon plus nette l'hypothèse nulle. En effet, l'indice de Geary est plus sensible à la définition de la matrice de poids (CLIFF et ORD, 1981 ; JAYET, 2001). La mesure de l'autocorrélation spatiale globale fondée sur la statistique *I* de Moran (CLIFF et ORD, 1981) est définie pour l'année *t* sous la forme suivante :

$$I_t = \frac{n \times \sum_{i,j}^{n} w_{ij}(z_{it} - \overline{z}_t)(z_{jt} - \overline{z}_t)}{W \times \sum_{i=1}^{n}(z_{it} - \overline{z}_t)^2} \qquad t = 1,\ldots..,\mathrm{T} \qquad (3)$$

où z_{it} est le valeur de la variable de l'observation *i*[7] pour l'année *t*, $\overline{z}_t$ représente la moyenne des valeurs de l'ensemble des n observations, *W* est la matrice de pondérations spatiales avec $W = \sum_{i,j}^{n} w_{ij}$. La statistique *I* de Moran mesure donc le degré de similitude des valeurs Z entre les unités spatiales voisines.

Asymptotiquement, sous l'hypothèse nulle (absence d'autocorrélation), la distribution de la statistique de Moran suit une loi normale de moyenne E(I) et de variance V(I). Le calcul de statistique centrée réduite $T_I = \frac{I - E(I)}{\sqrt{V(I)}}$ va nous servir ainsi de test de l'autocorrélation spatiale sous l'hypothèse de normalité. Si T_I est significativement positive (respectivement négative),

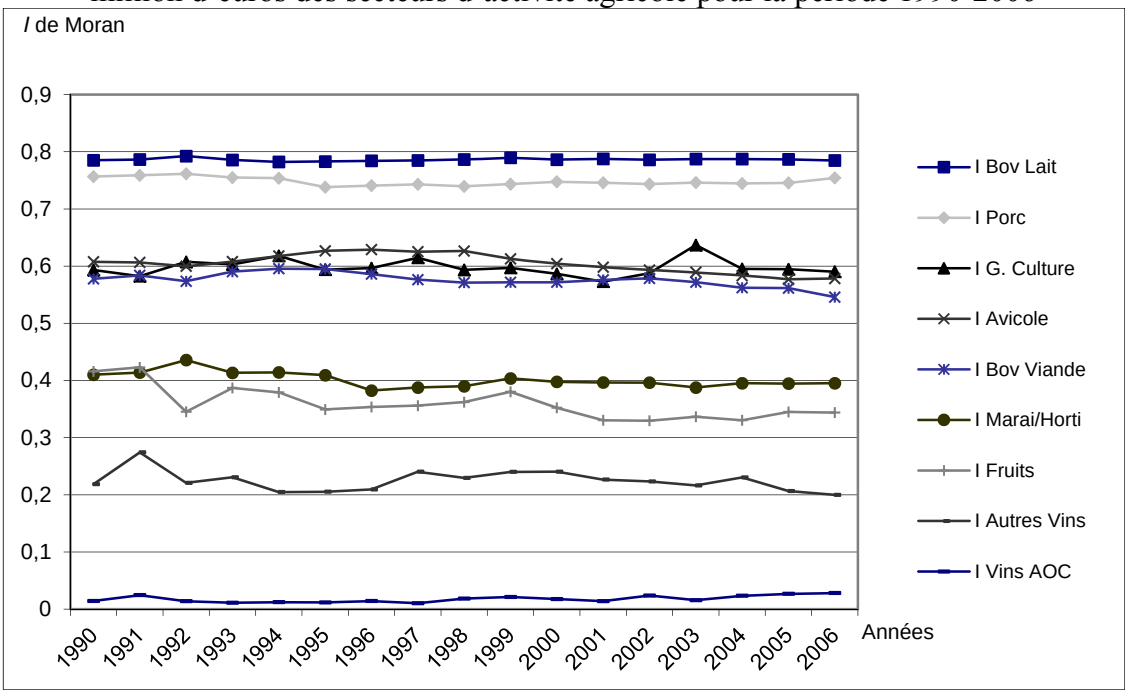
[6] Cet indice est exposé dans MORAN (1950) et sera popularisé sous la forme présentée par CLIFF et ORD (1981).
[7] L'observation ou l'unité spatiale est le département.

on conclut à l'existence d'autocorrélation spatiale positive (respectivement négative) (JAYET, 2001).

L'indice de Moran s'interprète donc comme un coefficient de corrélation classique. Il varie entre –1 (autocorrélation spatiale négative : les voisins ont des valeurs opposées) et +1 (autocorrélation spatiale positive : les voisins ont des valeurs semblables, existence d'une structure sous forme de clusters des unités spatiales). L'indice de Moran, est une mesure globale de l'autocorrélation qui évalue l'hétérogénéité spatiale d'une variable sur l'ensemble de la zone étudiée. En pratique on considère que l'autocorrélation spatiale est nulle lorsque l'indice se rapproche de 0.

Afin de réaliser le test de l'autocorrélation spatiale globale de la valeur de la production, en volume (Annexe I.1), des différents secteurs agricoles à l'aide de cette statistique, dont l'hypothèse nulle associée est l'absence d'autocorrélation, nous utilisons la procédure de permutation d'ANSELIN (1995), avec 999 permutations (p-value=0.0010), dans laquelle une distribution de référence est générée empiriquement pour le *I* de Moran et à partir de laquelle l'espérance et l'écart-type sont calculés. Les niveaux de significativité obtenus permettent de conclure sur le test. Pour ce faire, le logiciel GeoDa est utilisé. Les résultats de *I* de Moran sont présentés dans la Figure suivante :

Figure I.1: Evolution de la statistique I de Moran appliquée à la valeur de la production en million d'euros des secteurs d'activité agricole pour la période 1990-2006



Source : Calculs d'après AGRESTE: Comptes de l'Agriculture de 1990-2006

Toute les statistiques de Moran sont significativement positives avec une valeur critique de p=0.001. Certains secteurs d'activité agricole présentent des autocorrélations spatiales positives et relativement élevées. En comparant ces résultats avec ceux de l'indice de GINI (Annexe I.3), on constate que certains secteurs très concentrés selon l'indice de Gini se trouvent non autocorrélés spatialement. C'est notamment le cas des secteurs du Vin et du maraîchage/horticulture. Ceci indique que la production est concentrée dans un faible nombre de départements mais que ces départements ne sont pas contigus.

Le secteur le plus spatialement autocorrélé est celui du lait, il présente le *I* de Moran le plus élevé sur toute la période (0.7847 en 2006) suivi par le secteur de porc qui présente un *I* de Moran de 0.7543 en 2006. Ceci signifie que ces deux secteurs sont concentrés géographiquement et que des régions ayant des valeurs de production laitière et porcine élevées (faibles) ont tendance à se localiser près d'autres régions à valeur de production élevées (faibles). En effet, les principales régions productrices de lait, Bretagne, Pays de Loire et Basse-Normandie, assurent 47% de la production nationale avec 11 milliards de litres et détiennent le plus grand nombre d'exploitations laitières (42% en 2005). On constate globalement que les productions animales sont spatialement plus autocorrélées que les productions végétales à l'exception des grandes cultures qui présentent des autocorrélations

spatiales assez élevées (*I* de Moran de 5.902 en 2006). En effet la production des grandes cultures se concentre plutôt dans les régions Nord et Centre de la France.

Toutefois la statistique de Moran est globale, elle évalue un type particulier d'hétérogénéité spatiale sur l'ensemble de la zone étudiée. Elle ne permet pas d'évaluer la structure locale de l'association spatiale, c'est-à-dire d'identifier les espaces où s'opèrent les dynamiques positives et/ou négatives. Pour ce faire, on utilise le diagramme de Moran (ANSELIN, 1996) et les indicateurs locaux d'association spatiale (LISA) (ANSELIN, 1995). Ces méthodes de détection locale de clusters nous permettent de déterminer si, pour chaque unité spatiale, on observe des valeurs similaires de production dans les unités voisines et d'identifier des groupes d'unités spatiales qui appartiennent à un regroupement de valeurs fortes (faibles) de production.

16.2. Analyse de l'autocorrélation spatiale locale de la production agricole

Il est intéressant d'identifier les espaces où se localisent ces phénomènes, afin d'observer si les dynamiques positives (et négatives) s'opèrent, pour plusieurs secteurs de production, dans les mêmes régions. Si une telle hypothèse se vérifie, on peut penser que les déterminants de l'agglomération des activités agricoles sont plutôt de nature régionale que sectorielle.

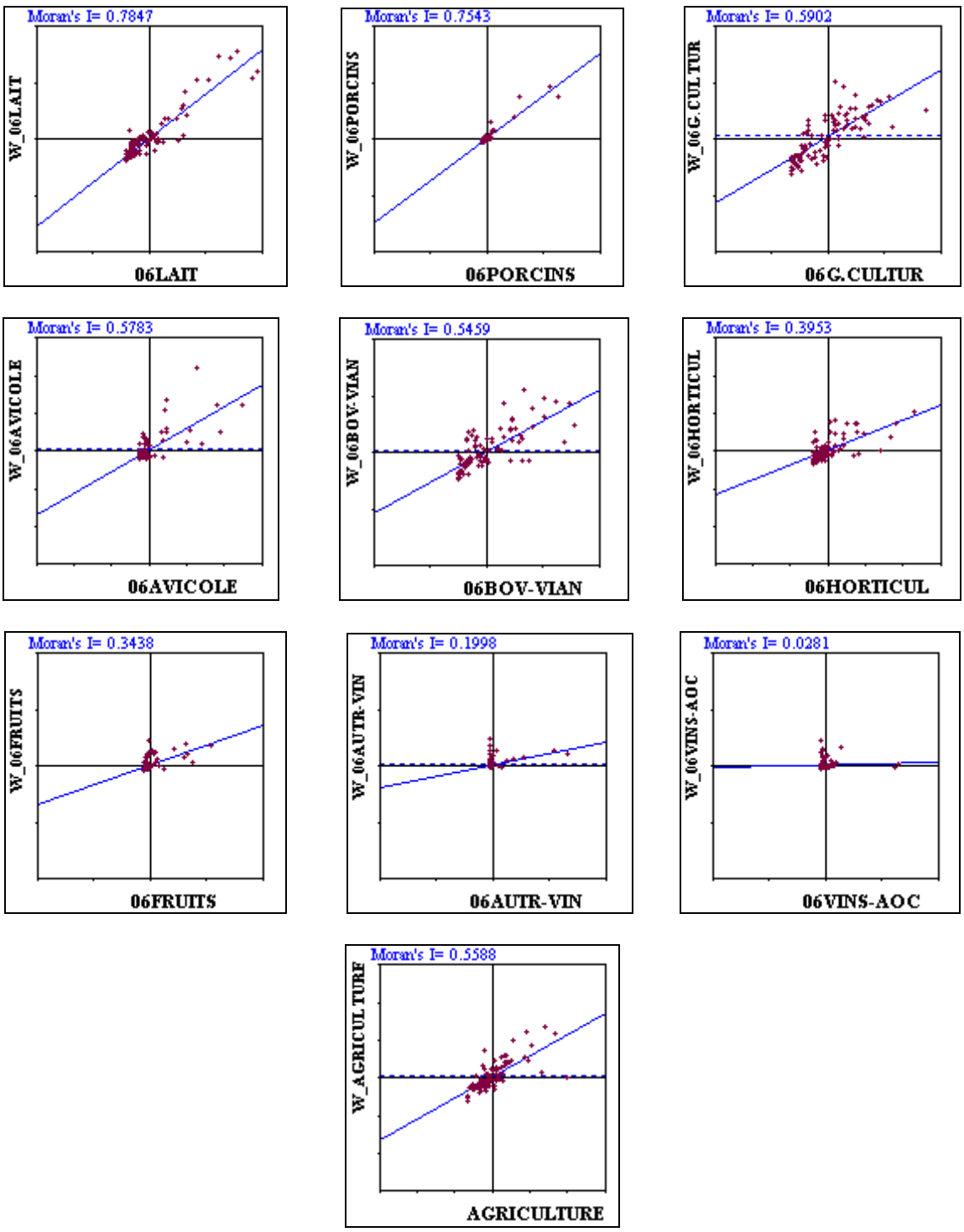
L'instabilité spatiale locale est analysée à l'aide du diagramme de Moran (ANSELIN, 1996), qui représente la variable spatialement décalée *Wz* (la variable de l'unité spatiale voisine) en fonction de *z* (variable dans l'unité spatiale considérée). Il partage le plan en quadrants correspondant aux quatre types d'associations spatiales existant entre une unité spatiale et ses voisines.

HH : une unité spatiale (département) associée à une valeur de production élevée entourée de voisines associées à des valeurs de production également élevées (High-High)
LL : une unité spatiale associée à une valeur de production faible entourée de voisines associées à des valeurs de production également faibles (Low-Low)
Ces deux cas de figure d'association spatiale correspondent à une **autocorrélation spatiale positive**

LH : une unité spatiale associée à une valeur de production faible entourée de voisines associées à des valeurs de production élevées (Low-High)
HL : une unité spatiale associée à une valeur de production élevée entourée de voisines associées à des valeurs de production faibles (High-Low)
Ces deux derniers cas de figure correspondent à une **autocorrélation spatiale négative**.

On représente donc la valeur de la production (en million d'euros) pour chacun des 10 secteurs d'activités agricoles (sur l'axe horizontal) par rapport à la moyenne standardisée spatialement décalée (moyenne de la production par secteur des voisins) sur l'axe vertical. Le fait d'exprimer les variables en forme standardisée (c'est à dire avec une moyenne nulle et un écart-type égal à un) permet d'estimer à la fois l'association spatiale globale, en effet, la pente de la droite à l'intérieur du diagramme de Moran est équivalente au I de Moran, et l'association spatiale locale, à l'aide du quadrant du diagramme de Moran dans lequel se situe une région (ANSELIN, 1999)
L'autocorrélation spatiale positive, détectée par la valeur de I de Moran (global), est reflétée par le fait que la plupart des régions sont localisées dans les quadrants **HH** et **LL** (Figure I.2).

Figure I.2: Diagrammes de Moran associés à la production hors subventions (en Million d'euros) par secteur d'activité agricole en 2006



Source : Calculs d'après AGRESTE : Les comptes prévisionnels de l'agriculture de 2006

Les indicateurs locaux d'association spatiale ou LISA (Local Indicator of Spatial Association) développés par ANSELIN (1995) permettent de mesurer le degré de ressemblance d'une unité

spatiale avec ses voisines. Ils révèlent les tendances régionales tout en conservant les valeurs locales, ils préservent ainsi l'information relative à l'hétérogénéité interne de ces zones. Pour chaque unité spatiale *i*, un coefficient local d'autocorrélation I_i est estimé par :

$$I_i = \frac{n}{W \times \sum_{i=1}^{n} (z_i - \overline{z})^2} \left((z_i - \overline{z}) \sum_{j=1}^{n} W_{ij} (z_j - \overline{z}) \right) \quad (4)$$

z_i sont les valeurs de la variable dans chaque unité spatiale i, la somme des coefficients locaux est, en outre proportionnelle au coefficient global ($\sum_{i=1}^{n} I_i = I_{global}$).

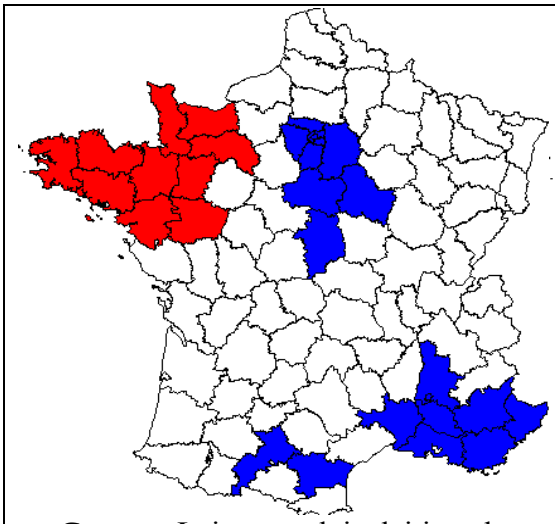
L'indicateur d'association locale, peut être interprété, soit comme indicateur de l'existence d'un groupe d'unités spatiales de valeurs similaires, formant un ou plusieurs clusters locaux, soit comme indicateur de l'existence d'une unité spatiale particulière, dont la valeur est en opposition avec ses voisines.

Cet indicateur local pour l'année 2006 est illustré par les cartes présentées ci-après. Il ne s'agit pas de remplacer le coefficient global par ses composantes locales, mais bien d'utiliser les deux dimensions conjointement. En effet, dans sa dimension locale, cet indicateur est particulièrement utile pour souligner des discontinuités spatiales, et il est fréquent qu'un coefficient global positif soit composé de contributions aussi bien positives que négatives. Par ailleurs, la significativité statistique des valeurs obtenues est ici cruciale. Un test de permutation, basé sur un tirage aléatoire de type Monté Carlo, est proposé par ANSELIN (1995). Les P-values inférieures ou égales au seuil de 5% ont ainsi été retenues pour réaliser les cartes.

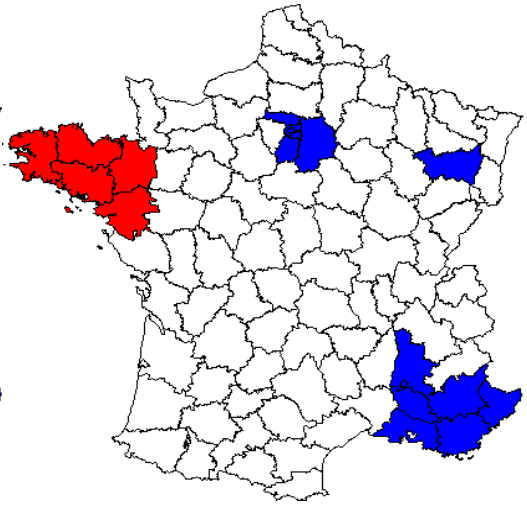
Les résultats obtenus permettent ainsi de réaliser une présentation cartographique qui présente également les quatre cas de figures évoqués précédemment pour les diagrammes de Moran (HH, LL, LH, HL). En isolant les groupes de départements par appartenance à une zone dont la dynamique est positive (high-high), négative (low-low) ou indifférenciée (LISA non significatifs) on obtient des cartes[8] de la production agricole qui s'appuient sur les structures spatiales locales présentées dans la Figure I.3.

[8] Etant donné la quasi absence de l'autocorrélation spatiale globale concernant le secteur Vin (*I* de Moran de 0.0281 et 0.1998 pour les vins AOC et autres que AOC respectivement), le passage à l'analyse locale de la corrélation spatiale paraît inutile. C'est pourquoi nous avons volontairement omis de présenter les cartes de clusters pour le secteur Vin.

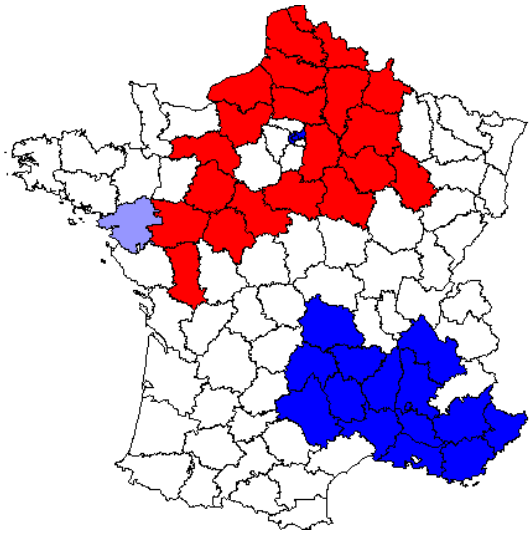
Figure I.3: Cartes de Cluster de la valeur de la production par secteur d'activité agricole en 2006



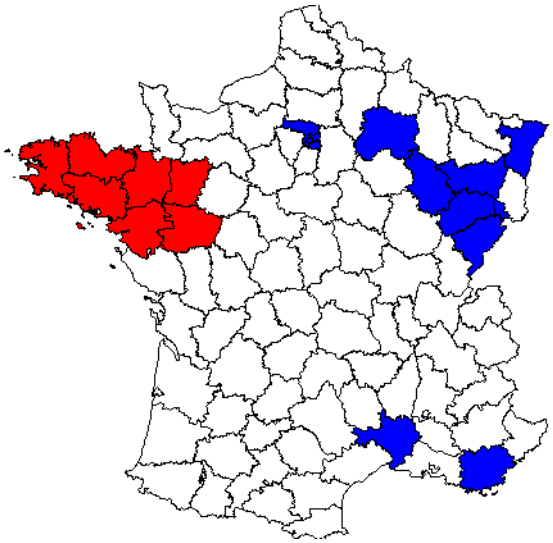
Carte a. Lait et produits laitiers de vache



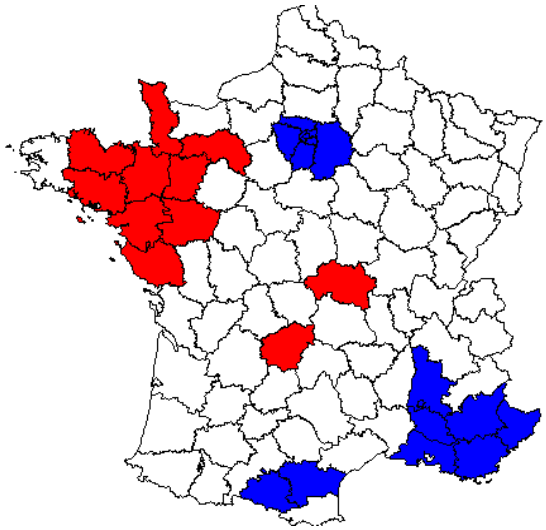
Carte b. Production porcine



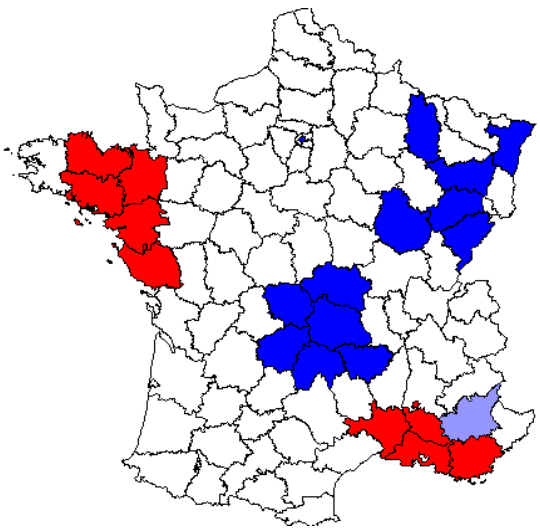
Carte c. Grandes Cultures



Carte d. Aviculture

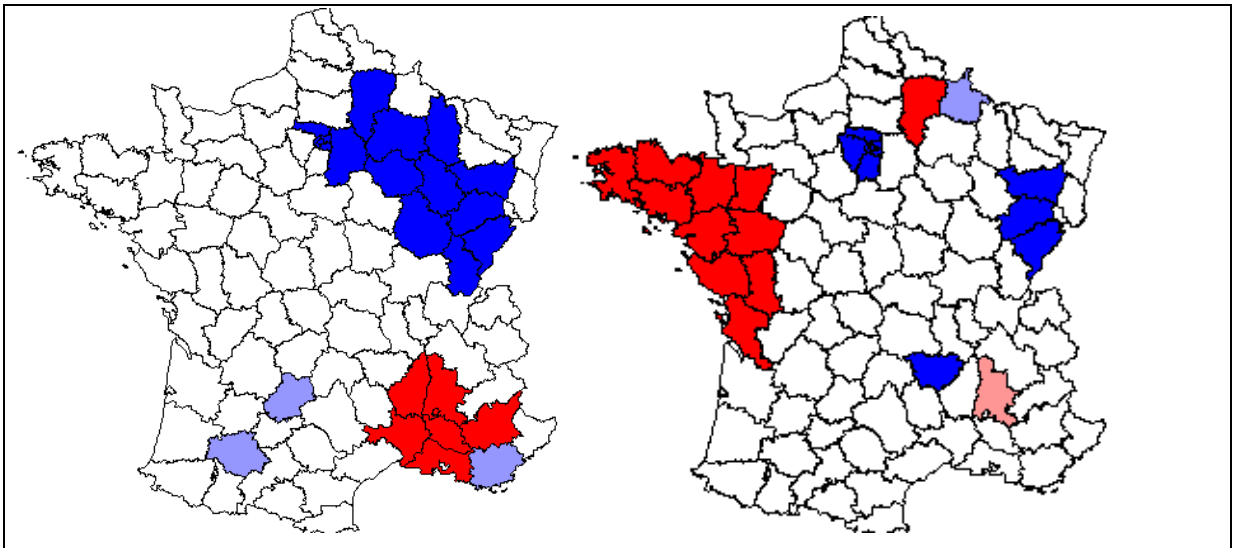


Carte e. Bovins Viande



Carte f. Maraîchère/Horticulture

Source : Calculs d'après AGRESTE : Les comptes prévisionnels de l'agriculture de 2006



Carte g. Fruits **Carte h.** Agriculture (ensemble des secteurs)

Source : Calculs d'après AGRESTE : Les comptes prévisionnels de l'agriculture de 2006

La première carte (a) met en évidence quatre clusters pour la production laitière. Un cluster positif autour du Nord-Ouest de la France où les dynamiques régionales sont positives, on pourrait conclure que cette région bénéficie d'effets d'entraînement liés probablement au développement de l'industrie laitière dans cette région. Les trois autres zones identifiées présentent des indices négatifs, le centre de la France (Ile de France, Loiret, Yonne et Cher), le sud-est (PACA, Gard et Drôme) et les départements de l'Aude et de la Haute-Garonne. Pour ces trois clusters, on observe une dynamique très faible de la production laitière[9].

En comparant cette carte (figure I.3, carte a) à celle des clusters de la production laitière de 1990 (Annexe I.5, carte A.d), on constate que la structure spatiale régionale a perdu, sur la période, un département qui présentait une dynamique positive. En effet, une autocorrélation positive observée pour la Somme en matière de production laitière en 1990 ne l'est plus en 2006 (du moins la présence de la dynamique positive n'est plus significative), ce qui reflète le

[9] On note notamment la possible corrélation des valeurs très faibles, nulles ou non significatives dans certains cas de valeurs de production. Exemple la région PACA qui présente souvent des autocorrélations négatives puisqu'elle n'a pas une vocation agricole forte.

déclin de la production laitière dans ce département sur la période observée (141,57 million d'euros en 1990 et 131,02 millions d'euros en 2006).

La production porcine est elle aussi concentrée à l'Ouest, plus précisément en Bretagne et en Loire-Atlantique. Ce paysage n'a pas changé ces dernières décennies, il n'y a que cette région qui bénéficie d'une dynamique positive dans ce secteur. En regardant le diagramme de Moran concernant la production porcine (Figure I.2), on remarque que les départements qui sont représentés par des points dans le quadrant en haut et à droite du diagramme (high-high) et qui tirent la ligne de régression vers le haut ne sont autres que les quatre départements bretons et celui de Loire-Atlantique[10]. La production avicole se concentre, quand à elle, dans la même zone géographique mais elle s'étend également à deux autres départements des Pays de la Loire, que sont le Maine et Loire et la Mayenne. Ce dernier département ne faisait pas partie de cette dynamique en 1990 (Annexe I.5: Carte (A.f)), l'augmentation de cette production est donc récente dans ce département, qui rejoint ainsi la dynamique régionale.

La dynamique spatiale des grandes cultures concerne un plus grand nombre de départements. En effet, elle s'étend (entre 1990 et 2006) à certains départements de l'Ouest comme l'Orne, la Sarthe, le Maine et Loire, l'Indre et Loire et les Deux Sèvres (Annexe I.5: Carte (A.a)). Le département de Loire-Atlantique n'a pas profité de cette dynamique positive autour des grandes cultures et n'a pas suivi les départements voisins. En effet, il présente une position atypique (Low-High, Figure I.3: Carte (c)), il affiche des valeurs faibles de production en grandes cultures alors qu'il est entouré de voisins qui présentent des valeurs relativement élevées.

La production viande bovine est elle aussi concentrée dans le Grand Ouest. Avec l'apparition d'une autre dynamique positive dans le Massif Central autour des départements de l'Allier et de la Corrèze. Le département des Deux-Sèvres, quant à lui, ne fait plus partie du Cluster «Grand Ouest» de la production bovin-viande. La concentration de la production bovine se fait essentiellement au profit des Pays de la Loire et du Massif Central (Figure I.3: Carte (e) et Annexe I.5: Carte (A.c)). Cette concentration s'est faite d'une part, par le développement d'une production relativement intensive en termes de chargement (nombre d'Unités de Gros

[10] Avec le logiciel GeoDa on détermine le lien entre le point et le département grâce à une connexion entre les différentes statistiques (Diagramme de Moran et cartes de clusters).

Bovin /ha) en Pays de la Loire et d'autre part, par le développement de filière de qualité dans le Massif Central.

Les productions végétales présentent des autocorrélations globales plus faibles que les productions animales. Cependant l'analyse de la structure spatiale locale révèle d'intéressants cas d'association et de dynamique régionale. Dans le cas de la production maraîchère (légumière), les Bouches-du-Rhône demeurent le premier département producteur avec une production de 345 millions d'euros. Ce département est le moteur d'une dynamique positive régionale (Sud-Est) regroupant en plus, les départements du Var, du Vaucluse et du Gard. En outre, de nouveaux départements renforcent leur position et leur part dans la production nationale en maraîchage et surtout en horticulture en formant un cluster assez dynamique dans l'Ouest de la France (Bretagne et Pays de la Loire). Les dynamiques observées dans la production de fruits sont plus stables. Elles restent concentrées dans le Sud-Est avec une dynamique positive autour des Bouches-du-Rhône (production de fruits de 325 millions d'euro) qui s'étend aux départements voisins (le Var, la Vaucluse et le Gard).

On constate que les dynamiques spatiales sont plutôt régionales que sectorielles. En effet le Grand Ouest présente des dynamiques positives pour la plupart des secteurs d'activité agricole. Cette hypothèse est confirmée par la dernière carte présentant les structures spatiales locales concernant la production agricole totale, on retrouve en effet le Grand Ouest comme étant la région moteur de la production agricole.

Par ailleurs, on identifie deux départements à comportement spatial atypique. D'une part, le département de la Drôme qui se distingue par des valeurs élevées de la production agricole (de l'ordre de 700 millions d'euros) en comparaison, ses voisins affichent des valeurs relativement faibles. En effet, les départements des Alpes de Haute-Provence et des Hautes-Alpes ont une valeur de production agricole de moins de 117 et 99 Millions d'euros respectivement. Par conséquent la Drôme présente une association spatiale du type high-low (Figure I.3: Carte (h)). Notons qu'il est le premier département français producteur d'abricots, d'olives de bouche et de coings et se positionne ainsi sur une production de qualité (Premier département de France en agriculture biologique[11]). De plus, il bénéficie d'une politique agricole spécifique centrée sur le développement des infrastructures agricoles et des structures

[11] http://www.ladrome.fr/fr/les-services/agriculture-et-environnement/agriculture/index.html

agricoles professionnelles, sur la promotion de filières de qualité et l'intégration de l'environnement dans cette démarche de qualité. D'autre part, les Ardennes présentent une autocorrélation négative du type low-high. Ce département totalise une production de 437 millions d'euros, alors qu'il est voisin de la Marne qui occupe le 1er rang national en production agricole avec 2543 millions d'euros. Cette situation spécifique est liée à la présence de l'AOC Champagne dans le département de la Marne.

Les méthodes LISA visent à faire ressortir les particularités des unités spatiales pour mettre en évidence les données atypiques. Ainsi, les indicateurs locaux sont adaptés pour identifier des clusters. Le coefficient local de Moran, ici adopté, semble avoir de meilleures propriétés que les autres indicateurs de la famille LISA (GAUDART et al., 2007). Cependant, parmi ses inconvénients, on retrouve le problème du choix de la matrice de voisinage, de l'échelle d'analyse et de la forme des unités spatiales. En effet, la mesure de l'autocorrélation est affectée par le niveau d'agrégation des données, d'où l'importance de l'échelle spatiale utilisée. Ce problème est connu sous le nom de MAUP (*Modifiable Areal Unit Problem*) (QI et WU, 1996). Les méthodes de détection de clusters sont néanmoins utiles pour déterminer les effets d'agglomération possibles, ainsi que pour identifier les régions dans lesquelles des dynamiques régionales négatives sont enclenchées. Elles peuvent éclairer les décideurs publics dans le cadre de l'élaboration de politiques agricoles nationales et/ou régionales adaptées.

17. Conclusion

L'objectif de cet article est de caractériser les dynamiques spatiales observées pour l'agriculture française entre 1990 et 2006. La mobilisation d'outils statistiques complémentaires permet de mettre en lumière des dynamiques distinctes selon les productions et les régions.

Il est intéressant de noter que les mouvements de spécialisation s'opèrent parfois «par défaut» : une production se maintient mieux que les autres dans une région, tel est par exemple le cas de la région Centre spécialisée en céréales. De même, des régions comme l'Auvergne et le Limousin renforcent leur spécialisation dans leur secteur de production historique (viande bovine) sans en développer d'autres. Ce mouvement renforce la dépendance économique des régions vis à vis des secteurs de spécialisation face aux aléas de marché, ou climatiques par exemple. Ce phénomène est dans de nombreux cas encouragé par

la politique publique sectorielle. Notons que ces régions sont souvent peu compétitives sur d'autres productions et n'ont pas forcément d'autres alternatives que leur production actuelle. Les politiques publiques contribuent de ce fait au maintien de la production dans certains territoires.

Le travail réalisé nous montre que les productions agricoles sont concentrées à des degrés divers, et que globalement, elles continuent à se concentrer entre les départements français. Au-delà de ce constat, l'analyse des indicateurs ayant une dimension spatiale (Moran, LISA), nous montre que les dynamiques d'évolution de la production agricole en France sont relativement polarisées autour de groupes de départements. Il faut souligner que le grand ouest de la France est au centre de ces dynamiques positives pour de nombreux produits, notamment pour les productions animales et le maraîchage / horticulture. Cette dynamique positive pour plusieurs types de produits engendre une relative stabilité de la spécialisation des régions du Grand Ouest. On note par ailleurs que le sud est de la France, s'inscrit, pour beaucoup de produits agricoles, dans une dynamique négative en terme d'évolution de la production. Cette zone de production est cependant dynamique pour le maraîchage.

Ces résultats nous montrent que les dynamiques positives observées dans l'ouest de la France concernent plusieurs secteurs agricoles. Par ailleurs, nous identifions des espaces géographiques pour lesquels les dynamiques négatives peuvent être observées pour un ou plusieurs secteurs de production. Au regard de ces résultats, on peut s'interroger sur les effets des politiques publiques sur la dynamique d'évolution de la localisation des productions agricoles entre les territoires sachant que celles-ci peuvent intervenir à plusieurs niveaux.

Au vue des résultats, on constate que les productions agricoles soutenues dans le cadre de la PAC sont globalement mieux réparties sur le territoire. De plus, les départements concernés par ces productions sont spatialement autocorrélés, et forment donc des clusters autour de ces activités agricoles. Le mode d'intervention permettrait ainsi de maintenir certaines productions agricoles, et notamment dans les départements les moins avantagés en termes de ressources naturelles et/ou les moins bien positionnés en termes d'accès aux marchés (par exemple Corrèze et Allier pour l'élevage de bovins viande). A ce stade, on doit s'interroger sur les effets des réformes de la PAC en cours qui tendent à accentuer le niveau de découplage des aides de la production et s'orientent vers la suppression des quotas laitiers à échéance 2015. Le renforcement du découplage pourrait se traduire par une concentration de la

production bovine. Pour les céréales, il est probable que ce phénomène soit limité par la question spécifique du foncier nécessaire pour cette production. Pour le lait, la suppression des quotas, aujourd'hui liés au foncier pourrait conduire à une forte concentration de la production dans les régions où la densité laitière est déjà relativement importante. Ce phénomène est lié au fait que la fréquence de collecte du lait est élevée et que ce produit est particulièrement périssable et génère ainsi des coûts de collecte élevés. Par ailleurs, il est probable que les industriels aient intérêt à profiter de rendements d'échelle croissants en augmentant les volumes produits dans ces zones. Les deux éléments qui peuvent limiter cette concentration sont la production spécifique de certains produits de qualité dans des zones déterminées (AOC) et les contraintes environnementales qui pourraient se renforcer, notamment dans l'ouest de la France.

Cette analyse permet par ailleurs de s'interroger sur la nature et la pertinence des politiques publiques, menées par les collectivités locales et notamment les régions qui ont le développement économique dans leurs attributions. Au vu des résultats obtenus, il apparaît que certaines régions, si elles souhaitent soutenir l'activité agricole, doivent mener des politiques sectorielles, en s'appuyant sur les secteurs qui sont dynamiques (ex. maraîchage au Sud-Est de la France). Par contre, dans certaines régions, les collectivités locales ont plutôt intérêt à soutenir l'agriculture et le complexe agro-alimentaire, de manière plus globale. On peut faire l'hypothèse par exemple, que la dynamique observée pour les productions animales dans le grand ouest de la France témoigne du fait que certaines économies d'échelle et certains effets d'entrainement jouent de manière transversale entre différents secteurs. On peut penser à l'organisation de l'approvisionnement en termes d'alimentation animale par exemple, ou à l'efficacité de l'organisation des services aux élevages (services vétérinaires, conseil, par exemple). Par ailleurs, lorsque l'on observe des cas de dynamique positive relativement isolés, on doit s'interroger sur les éventuels effets de politiques publiques menées au niveau local. Cette question se pose notamment pour la Drôme.

Le travail réalisé nous a permis d'identifier des phénomènes d'évolution, plus ou moins marqués selon les produits, de la localisation des activités agricoles. L'analyse révèle la présence d'une autocorrélation spatiale globale positive pour la plupart des secteurs étudiés. La prochaine étape de notre travail consistera à identifier les déterminants de ces dépendances et dynamiques spatiales observées sur le territoire afin de mieux appréhender, en quoi, les politiques publiques peuvent concourir à favoriser le développement de l'activité agricole, de

manière équilibrée entre les territoires. Ce travail nécessitera de mobiliser les outils de l'économétrie spatiale afin d'identifier les déterminants de ces dynamiques.

References

AINGINGER K., BOEHEIM M., GUGLER K., PLAFFERMAYR M., WOLFMAYR-SCHNITZER Y., 1999, "Specialization and (Geographic) Concentration of European Manufacturing", *Working Paper* DG Entreprise, European Commission. Brussels, pp.120.

ANDREEA ILLUZIA I., TUDOREL A., 2004, "L'analyse de la concentration géographique du développement économique en Roumanie". *34ème Journées de Statistique*, Montpellier, pp. 1-7.

ANSELIN L., 1995, "Local Indicator of Spatial Association-LISA", *Geographical Analysis*, vol. 27, pp. 93-115.

ANSELIN L., 1996, The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association, in Fisher, M., Scholten, H. K., Unwin, D., eds, *Spatial Analytical Perspectives on GIS*. *Taylor and Francis*. London, pp. 111-125.

ANSELIN L., 1998, Exploratory Spatial Data Analysis in Geocomputational Environment, in Longley P., Brooks S., McDonnell R., Macmillan B., eds, *Geocomputation, a Primer*. New York, Wiley, pp. 77-94.

ANSELIN L., 1999, Interactive Techniques and Exploratory Spatial Data Analysis, in Longley P., Goodchild M., Maguire D., Rhind D., eds, *Geographical Information Systems: Principles Techniques, Management and Applications*. New York, Wiley, pp. 251-264.

ANSELIN., 2001, Spatial Econometrics, in Baltagi B., eds, *A Companion to Theoretical Econometrics*. Oxford, Basil Blackwell, pp. 310-330.

ANSELIN L., GRIFFITH D .A..,1988, "Do Spatial Effects Really Matter in Regression Analysis?", *Papers of the Regional Science Association*, vol. 65, pp. 11-34.

ARRIVE J-M., MICHELUZZI C., 1998, " Productions Atlantiques ", Espace atlantique, émergence et caractères, http://www.atlantic-info.com/atlas_atlantique/ATLASPDF/Esp50.pdf.

BAILEY T., GATRELL A., 1995, *Interactive Spatial Data Analysis, Longman Scientific and Technical*, London, 413 p.

BOCKTAEL N., 1996, "Modeling Economics and Ecology: the Importance of a Spatial Perspective" *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 78 pp.1168-1180.

CAPT D., SCHMITT B., 2000, "Economie spatiale et agriculture : les dynamiques spatiales de l'agriculture contemporaine" *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, n°3, pp. 385-406.

CHESHIRE P., SHEPPARD S., 1995, "On the Price of Land and the Value of Amenities", *Economica*, vol. 62, n°246, pp. 247-67.

CHEVALIER M., 2003, "Méthodologie de l'indice de volume en chaîne Fisher", Statistique Canada, n° 13-604-MIF au catalogue n° 42, 13, pp.1-24.

CLIFF A.D., ORD K.J., 1981, *Spatial Processes: Models and Applications*, Pion, Londres, 266 p.

COMBES P.P., MAYER T., THISSE J.F., 2006, *Economie géographique - L'intégration des régions et des nations*. Economica, Paris, 350 p.

DANIEL K., 2005, "Eléments sur la géographie de l'agriculture aux Etats-Unis et dans l'Union européenne : les productions agricoles se concentrent-elles ?", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, n° 4, pp. 533-556.

DANIEL K., 2003, "Concentration et spécialisation, quel schéma pour l'agriculture communautaire ?", *Economie et Prévision*, n°158, pp. 105-120.

DANIEL K., CHATELLIER V., CHEVASSUS-LOZZA E., 2008, "Localisation des productions agricoles dans l'UE : L'enjeu de l'évolution des politiques agricole et commerciale", *Chambres d'Agriculture*, n° 969, pp. 24-27.

DANIEL K., KILKENNY M., 2002, "Découplage des aides directes à l'agriculture et localisation des activités", *Economie Internationale*, n°91, pp.73-92.

DUPUCH S., JENNEQUIN H., 2001, "Intégration régionale et géographie économique européenne: Quelques résultats empiriques", Document de travail CEPN, Université Paris XIII, n° 4, pp.21.

ERTUR C., KOCH W., 2005, "Une Analyse exploratoire des disparités régionales dans l'Europe élargie", *Région et Développement*, n°21, pp.66-92.

GAUDART J., GIORGI R., POUDIOUGOU B., TOURE O., DOUMBO O., DEMONGEOT J., 2007, "Détection de clusters spatiaux sans point source prédéfini: utilisation de cinq méthodes et comparaison de leurs résultats", *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, vol. 55, pp. 297-306.

GUIGOU JL., 1972, *Théorie économique et transformation de l'espace agricole*. Eds Gauthier Villard, Série Espace Economique, Tomes 1 et 2 .

HALLET M., 2000, "Regional Specialisation and Concentration in the EU", *European Economy- Economic Papers*, n° 141, DG for Economic and Financial Affairs, European Commission.

HERVIEU B., 2003 "Le problème de la délocalisation de la production agricole", *Conférence Agriculture et développement durable en Europe à la veille de l'élargissement*, IFRI CFA, Budapest, Avril, 3 p.

JAYET H., 1993, *Analyse spatiale quantitative: une introduction*, Economica, Paris, 200 p.

JAYET H., 2001, "Econométrie et données spatiales: une introduction à la pratique", *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, vol. 58-89, pp.105-129.

KELLERMAN A., 1989a, "Agricultural Location Theory, 1: Basic models", *Environment and Planning A*, vol. 21, n°10, pp.1381-1396.

KELLERMAN A., 1989b, "Agricultural Location Theory, 2: Relaxation of assumptions and applications", *Environment and Planning A*, vol. 21, n°11, pp.1427-1446.

KRUGMAN P., 1991a, *Geography and Trade*, Mit Press, Cambridge, 160 p.

KRUGMAN P., 1991b, "Increasing Returns and Economics Geography", *Journal of Political Economy*, vol.99, n°3, pp.483-499.

MAILLARD L., DANIEL K., COLSON F., 2000, "Géographie de l'agriculture communautaire: les productions soutenues par la PAC ne se concentrent pas", *Agreste Cahiers*, n°4, pp.37-44.

MORA R., SAN JUAN C., 2003, "Geographical Specialisation in Spanish Agriculture Before and After Integration in the European Union", *Regional Science and Urban Economics*, Elsevier, vol. 34, n°3, pp.309-320.

MORAN P.A.P., 1950, "Notes on Continuous Stochastic Phenomena", *Biometrika*, vol. 37, n°1/2, pp. 17-23.

QI Y., WU J., 1996, "Effects of Changing Spatial Resolution on the Results of Landscape Pattern Analysis Using Spatial Autocorrelation Indices", *Landscape Ecology*, vol.11, pp.39–49.

Annexes

Annexe I.1 : Calcul de la production à prix constant

Les comptes départementaux de l'agriculture nous fournissent des estimations de la valeur des productions (à prix courant) et les évolutions annuelles en volume et en prix. Afin de mesurer la concentration géographique et spatiale de la production, il est nécessaire de faire abstraction des évolutions des prix.

Une façon de mesurer les variations de volume à travers le temps est de prendre les prix disponibles à une période donnée (période T=0) et de multiplier le volume des périodes suivantes par ces même prix. Il s'agit en fait de réévaluer les quantités courantes à des prix fixes dans le temps, ce qui a pour effet d'« enlever » l'effet prix (CHEVALIER, 2003). En termes mathématiques, on retrouve ainsi l'indice de Laspeyres :

$$LQ_{t/0} = \frac{\sum p_o q_t}{\sum p_o q_o}$$

Cependant les comptes ne nous fournissent pas le prix de l'année de base (P_o). Toutefois, il est possible de calculer l'indice de Laspeyres entre périodes successives :

$$LQ_{t/t-1} = \frac{\sum p_{t-1} q_t}{\sum p_{t-1} q_{t-1}} = \frac{valeur\ de\ la\ production\ de\ l'année\ t\ au\ prix\ de\ l'année\ précédente}{valeur\ courante\ année\ précédente}$$

Ensuite, le produit des ces variations entre périodes successives nous permet de déterminer la variation en volume sur l'ensemble de la période considérée (Indice de Laspeyres chaîné).

$$LQ_{t/0} = LQ_{1/0} \times LQ_{2/1} \times ... \times LQ_{t/t-1}$$

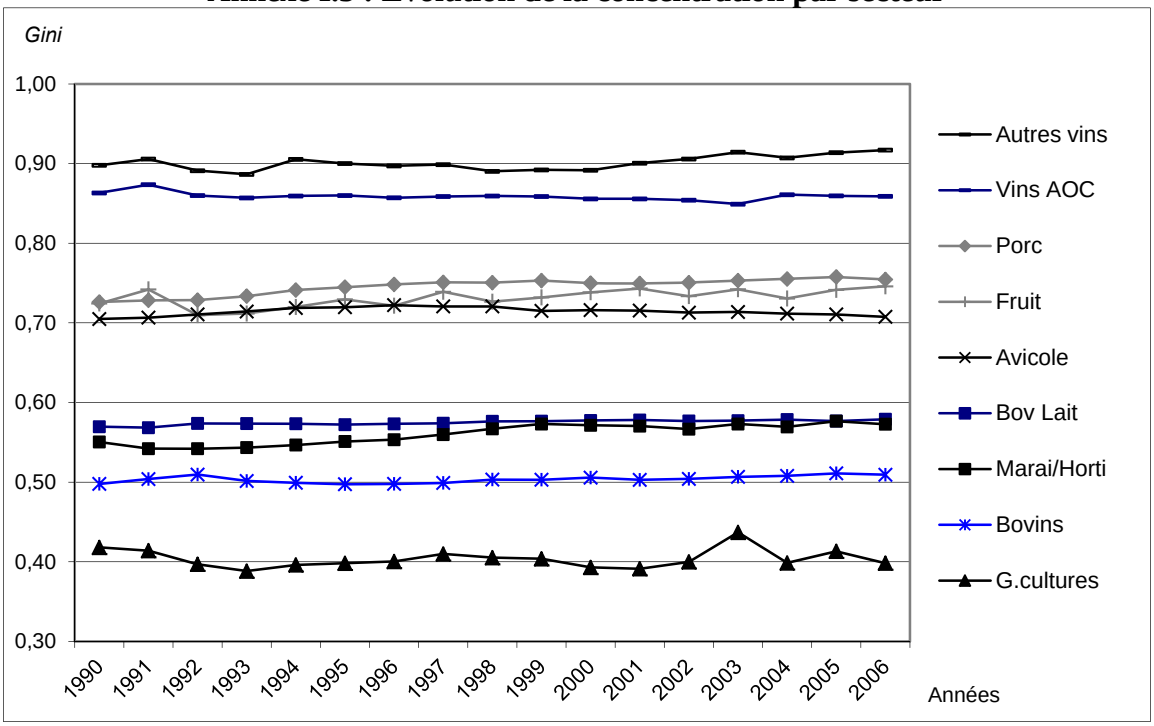
Annexe I.2 : Structure Productive de la France (10 secteurs) en million d'euros – Ecart type de distribution entre les régions.

	Production Agricole	*Ecart-Type Régional**	Production Agricole	*Ecart-Type Régional**	Evolution
	1990		2006		2006-1990
G. Cultures	16 863	*496*	19 749	*567*	17,1%
Horticulture et maraîchage	4 958	*215*	4 548	*192*	-8,3%
Fruit	2 135	*150*	2 275	*157*	6,6%
Vins AOC	6 422	*503*	7 061	*592*	10,0%
Autres vins et Cognac	2 112	*239*	1 533	*186*	-27,4%
Bovins viande	7 592	*289*	7 309	*272*	-3,7%
Porcins	2 833	*309*	3 359	*389*	18,6%
Aviculture	3 354	*270*	4 168	*328*	24,3%
Lait et P. Laitières	7 461	*355*	7 047	*346*	-5,5%
Autres secteurs	2 500	*78*	3 003	*99*	20,1%

$$* \sigma = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(X_i - \overline{X}\right)^2}$$

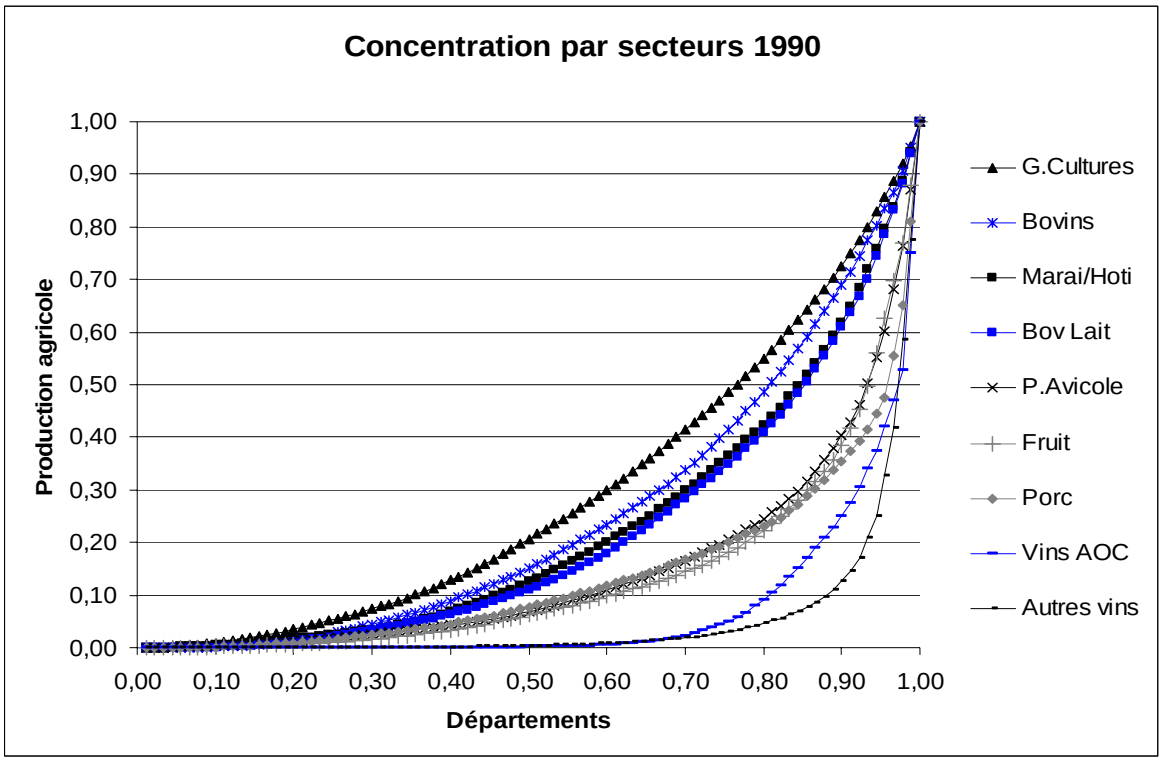
Source : Calculs d'après AGRESTE : Les comptes prévisionnels de l'agriculture de 1990 et 2006.

Annexe I.3 : Evolution de la concentration par secteur

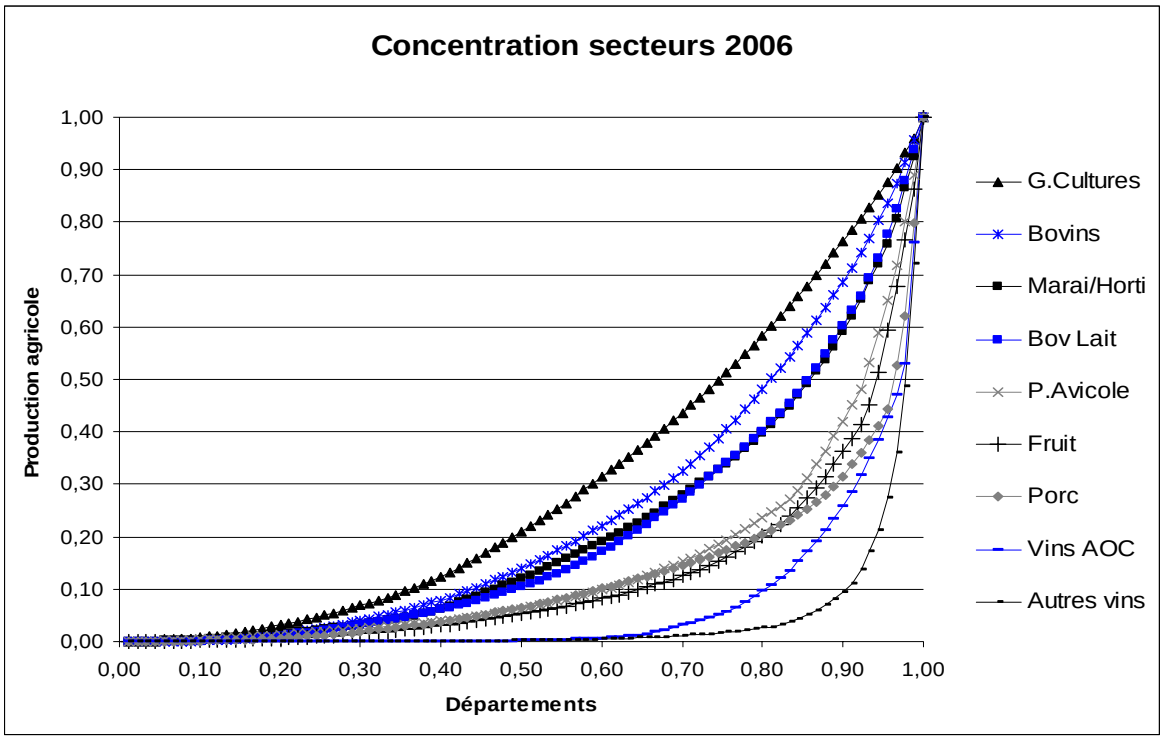


Source : Calculs d'après AGRESTE : Comptes de l'Agriculture de 1990-2006

Annexe I.4 : Courbes de Lorenz

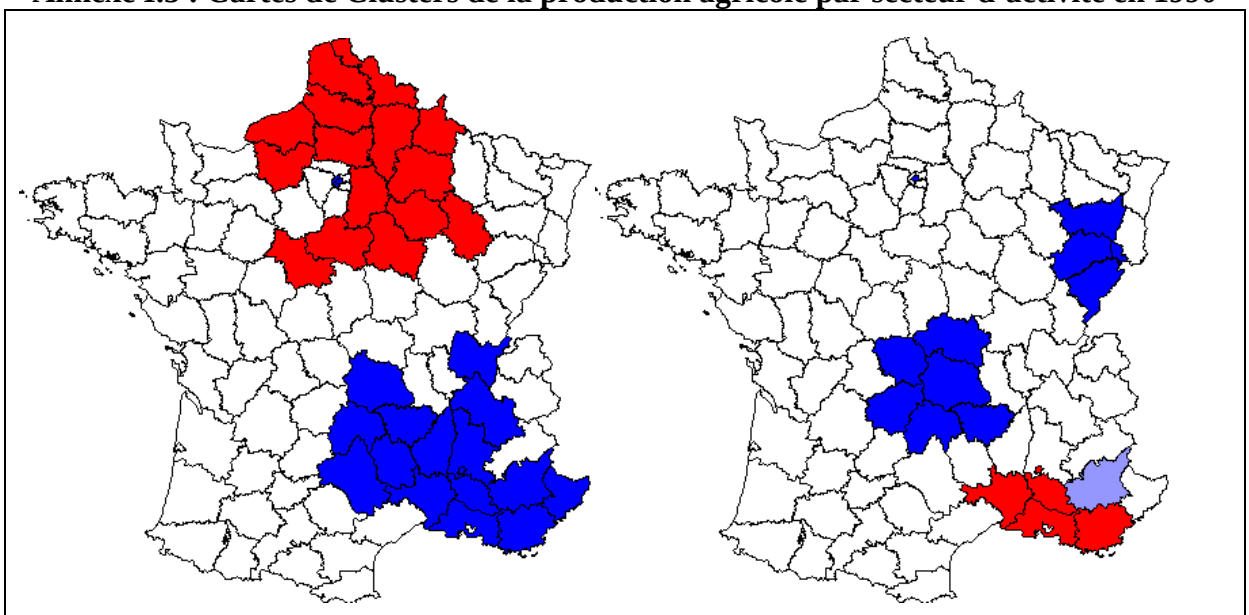


Source : Calculs d'après AGRESTE : Comptes de l'Agriculture de 1990



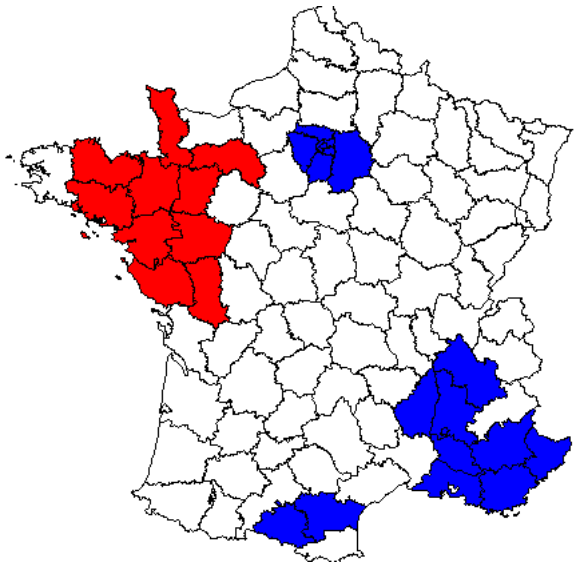
Source : Calculs d'après AGRESTE : Comptes de l'Agriculture de 2006

Annexe I.5 : Cartes de Clusters de la production agricole par secteur d'activité en 1990

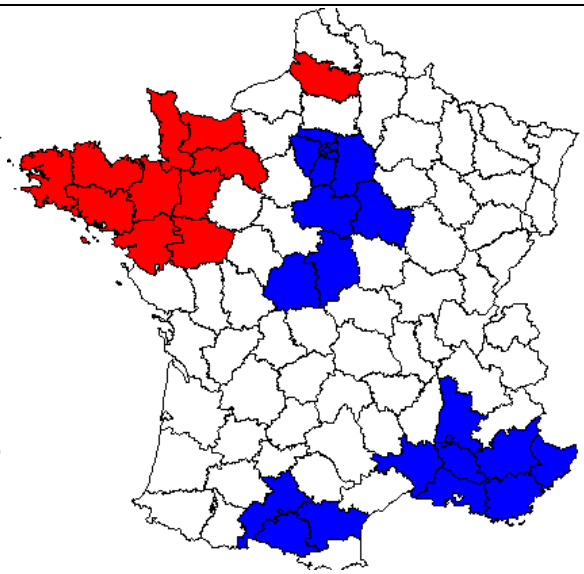


Carte (A.a). Grandes Cultures

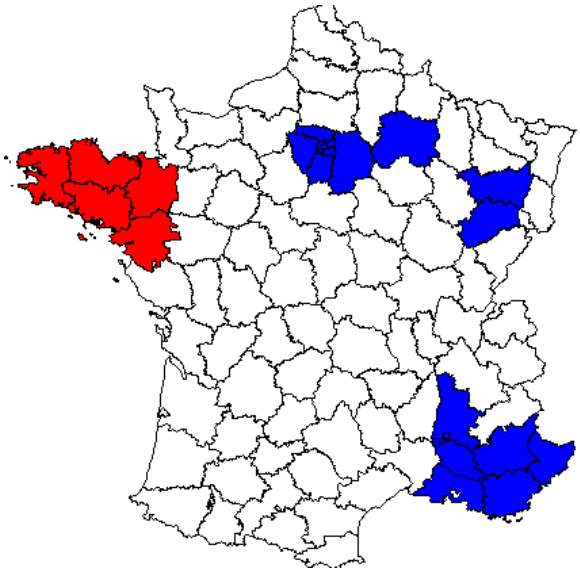
Carte (A.b). Maraîchère/Horticulture



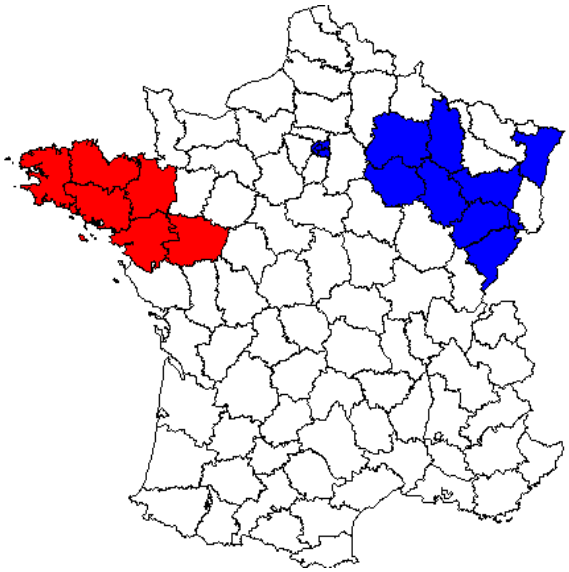
Carte (A.c). Bovins Viande



Carte (A.d). Lait et produits laitiers de vache



Carte (A.e). Production porcine



Carte (A.f). Aviculture

High-High Low-Low Low-High High-Low

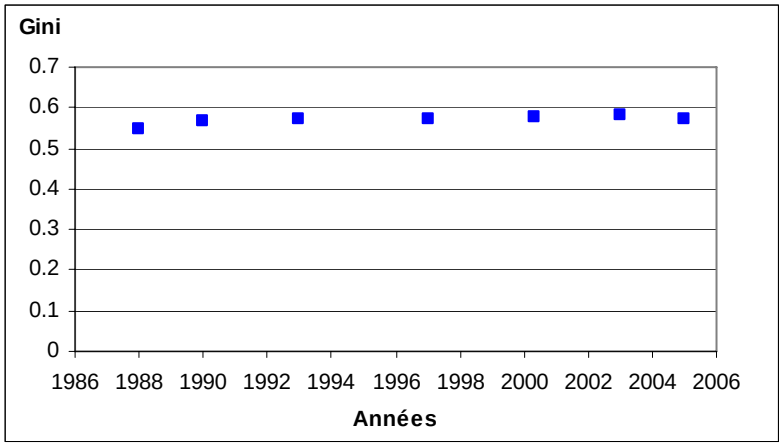
Source : Calculs d'après AGRESTE : Comptes de l'Agriculture de 1990

II. DYNAMIQUE DE LOCALISATION DES EXPLOITATIONS LAITIERES

1. Concentration géographique des exploitations laitières

Nous mobilisons pour le calcul de la concentration géographique des exploitations laitières, l'indice de GINI proposé par Krugman (1991) et défini dans la partie précédente :

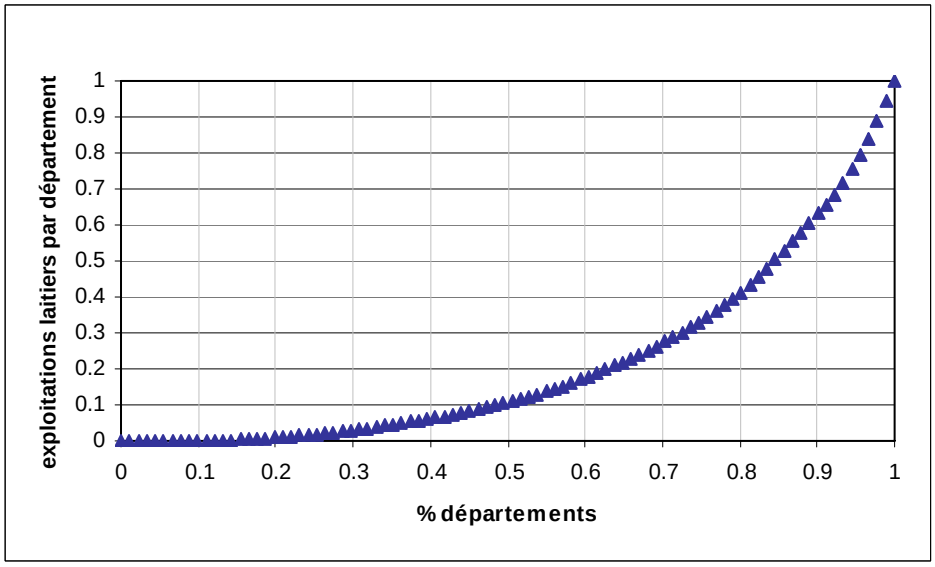
Figure II.1: Evolution de la concentration des exploitations laitières (indice de Gini)



Source : Calculs d'après AGRESTE : RGA et Enquêtes Structures de 1988-2005

La concentration géographique des exploitations laitières est proche de celle de la production, l'indice de Gini est de l'ordre de 0.57 en 2005. Les dix premiers départements français (parmi les 90 départements considérés) concentrent 40% des exploitations laitières.

Figure II.2 : Concentration des exploitations laitières en 2005 (Courbe de Lorenz)



Source : Calculs d'après AGRESTE : RGA et Enquêtes Structures de 1988-2005

2. Autocorrélation spatiale des exploitations laitières

L'analyse de l'autocorrelation spatiale nous permet donc d'identifier si les exploitations laitières sont distribuées de manière aléatoire sur le territoire français ou s'il existe des clusters autour des exploitations laitières et qui bénéficie à tous le secteur laitier.

2.1. Autocorrélation spatiale globale des exploitations laitières

Pour mesurer l'autocorrélation spatiale de la répartition des exploitations laitières en France, nous utilisons l'Indice de Moran (Cliff et Ord, 1981) définie plus haut.

La matrice de poids spatiaux utilisée pour calculer la statistique de Moran est une matrice de contigüité d'ordre 1, où w_{ij} est égal à 1 si la localisation *i* (ici le département) partage une frontière commune avec la localisation *j*, et 0 autrement.

Tableau II.1: *I* de Moran appliquée au nombre des exploitations laitières pour les années 1988, 1990, 1993, 1995, 1997, 2000, 2003 et 2005[1]

Année	*I* de Moran	Espérance	Ecart-Type	Moyenne	P-Value
1988	**0.7544**	-0.0108	0.0661	-0.0110	0.001
1990	**0.7497**	-0.0108	0.0650	-0.0085	0.001
1993	**0.7322**	-0.0108	0.0611	-0.0140	0.001
1995	**0.7256**	-0.0108	0.0647	-0.0106	0.001
1997	**0.7293**	-0.0108	0.0656	-0.0068	0.001
2000	**0.7297**	-0.0108	0.0660	-0.0094	0.001
2003	**0.7257**	-0.0108	0.0640	-0.0145	0.001
2005	**0.7253**	-0.0108	0.0636	-0.0124	0.001

Il apparaît que le nombre des exploitations laitières par département est positivement et spatialement autocorrélé sur l'ensemble de la période. En effet, les statistiques de Moran sont toutes significativement positives avec une valeur critique de p=0.001. Ainsi il est possible de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale en faveur de l'hypothèse alternative qui suppose que la distribution des exploitations laitières est par nature agglomérée géographiquement. Ceci signifie que des départements ayant un nombre d'exploitations laitières élevé (faible) ont tendance à se localiser près d'autres départements où le nombre d'exploitations laitières est aussi élevé (faible). Cependant, on note que cette autocorrélation spatiale diminue au cours de la période considérée (de 0.7544 en 1988 à 0.7253 en 2005). Ceci peut s'expliquer par la diminution du nombre d'exploitations sur tout le territoire en

[1] Recensements Agricoles pour les données de 1988 et 2000 et les Enquêtes Structures pour les années 1990, 1993,1995, 1997, 2003 et 2005.

général et dans les zones périphériques des zones traditionnellement laitières en particulier. Ces départements voisins (mais à la périphérie) des départements laitiers ont eu des taux de diminution de plus de 65% de leurs exploitations laitières au cours de la période 1988 – 2005 (Charente-Maritime, Deux-Sèvres, Viennes…) (Annexe II.1).

On comparant l'indice de Moran concernant la valeur de la production et celui concernant le nombre d'exploitations, on constate que le premier (0.7865 en 2005) est plus élevé que le second (0.7253 en 2005). Ce qui veut dire que la production est plus spatialement autocorrélée que les exploitations. Ceci peut être expliqué par deux raisons : la première est que les exploitations qui sont localisées dans le cluster sont soit plus grandes soit plus productives. La seconde est que ces exploitations vendent leur lait plus cher qu'ailleurs. Donc c'est soit un effet prix soit un effet volume. Déjà, l'effet volume est confirmé par les statistiques. En effet, les principales régions productrices de lait, Bretagne, Pays de Loire et Basse-Normandie, assurent 47% de la production nationale avec 11 milliards de litres alors qu'elles détiennent 42% du nombre d'exploitations laitières totale en 2005.

Pour évaluer la structure locale de l'autocorrelation spatiale des exploitations laitières nous utilisons le diagramme de Moran (Anselin, 1996) et les indicateurs locaux d'association spatiale (LISA) (Anselin, 1995).

2.2. Autocorrélation spatiale locale des exploitations laitières

Comme expliqué précédemment, le diagramme de Moran permet de détecter les localisations atypiques, c'est-à-dire les régions qui dévient du schéma global d'association spatiale. Il s'agit des régions qui se trouvent dans le quadrant LH ou dans le quadrant HL. L'autocorrélation spatiale globale (I de Moran) peut également être visualisée sur ce graphique puisque la statistique *I* de Moran est formellement équivalente à la pente de la régression linéaire de Wz sur z en utilisant une matrice de pondération spatiale standardisée.

Nous examinons les caractéristiques de polarisation des départements et cantons français à l'égard des exploitations laitières en utilisant les diagrammes de Moran pour 1988 et 2005[2] concernant les départements et 1988 et 2000 concernant les cantons[3] (Figure II.3 et II.4).

[2] Données Enquête Structure 2005

[3] Données Recensement Agricole de 1988 et 2000.
Nous utilisant les données 2000 parce que nous n'avons pas les données à l'échelle du canton concernant l'enquête structure 2005.

Figure II.3 : Diagramme de Moran associé au Nombre des exploitations laitières par département en 1988 et en 2005

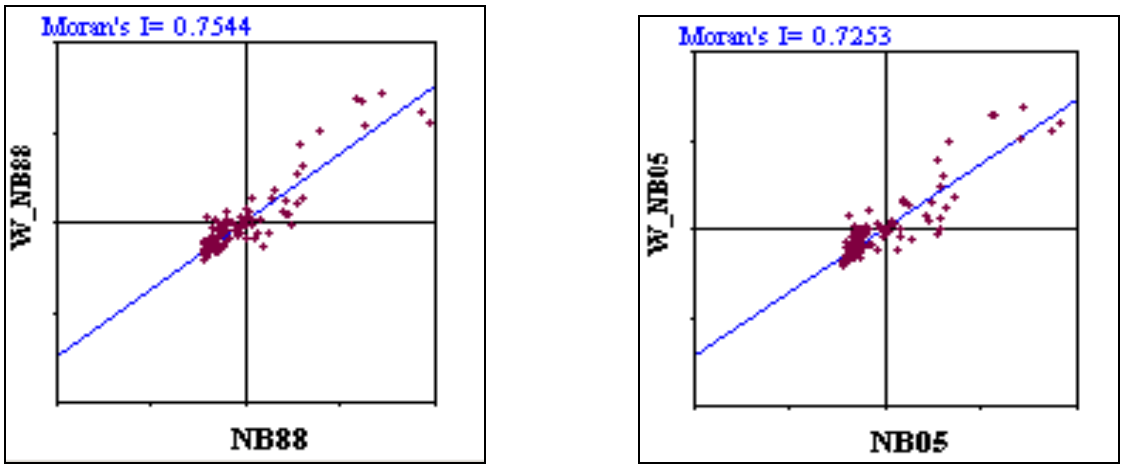
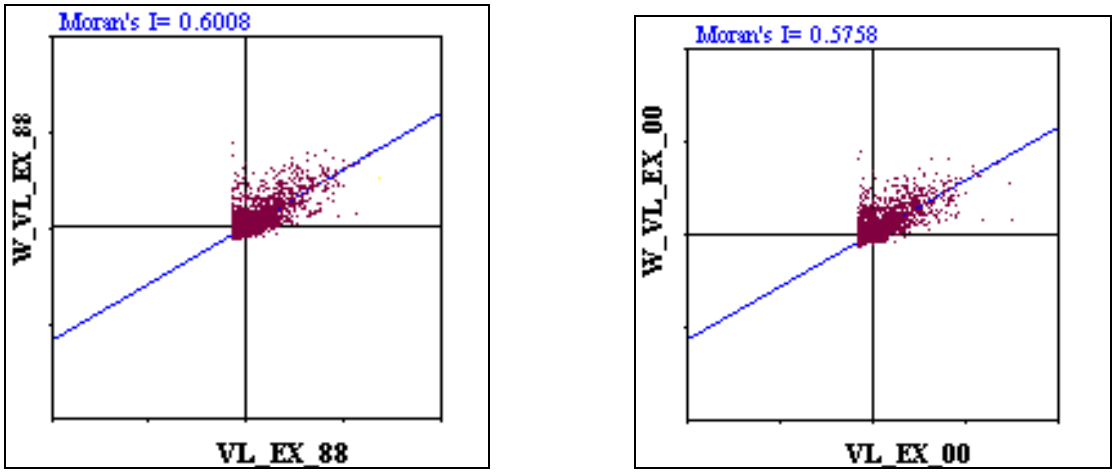


Figure II.4 : Diagramme de Moran associé au Nombre des exploitations laitières par canton en 1988 et en 2000



La plupart des départements (cantons) sont caractérisés par une association spatiale positive, ils sont localisés dans le quadrant HH et le quadrant LL (Figures II.3 et II.4).

Les diagrammes de Moran permettent également de détecter les départements (cantons) atypiques, ceux qui dévient du schéma global d'association spatiale. Il s'agit des départements (cantons) qui se trouvent dans le quadrant HL et LH. Ainsi, en 2005, 10% des départements français dévient du schéma global d'association spatiale (5,5% dans le quadrant HL et 4,5% dans le quadrant LH). Au niveau cantonal, les chiffres de 2000 sont plus faibles en

pourcentage (3% dans le quadrant HL) mais plus important en nombre (111 cantons présentent des dynamiques positives autour de la production laitière alors qu'ils sont entourés de cantons présentant des dynamiques négatives).
Ce qui est intéressant à noter c'est que la statistique globale *I* de Moran est plus élevée à l'échelle du département (0.7544 en 1988) qu'à l'échelle du canton (0.6008 en 1988). Ceci est lié à l'hétérogénéité qu'on peut rencontrer à l'échelle du canton en termes de nombre d'exploitations laitières qui pourrait être effacée ou réduite avec les moyennes départementales.

Les indicateurs locaux d'association spatiale ou LISA (*Local Indicator of Spatial Association*) développés par Anselin (1995) permettent de mesurer le degré de ressemblance d'une unité spatiale avec ses voisines. Ils révèlent les tendances régionales tout en conservant les valeurs locales, ils préservent ainsi l'information relative à l'hétérogénéité interne de ces zones. La statistique locale d'autocorrelation spatiale fournit une mesure pour chaque unité spatiale.

Cet indicateur local, pour les années 1988 et 2005 concernant les départements et les années 1988 et 2000 concernant les cantons, est illustré par les cartes présentées dans les Figures II.5 et II.6, respectivement.

Figure II.5: Carte de Cluster des exploitations laitières à l'échelle du département (significativité à 5%)

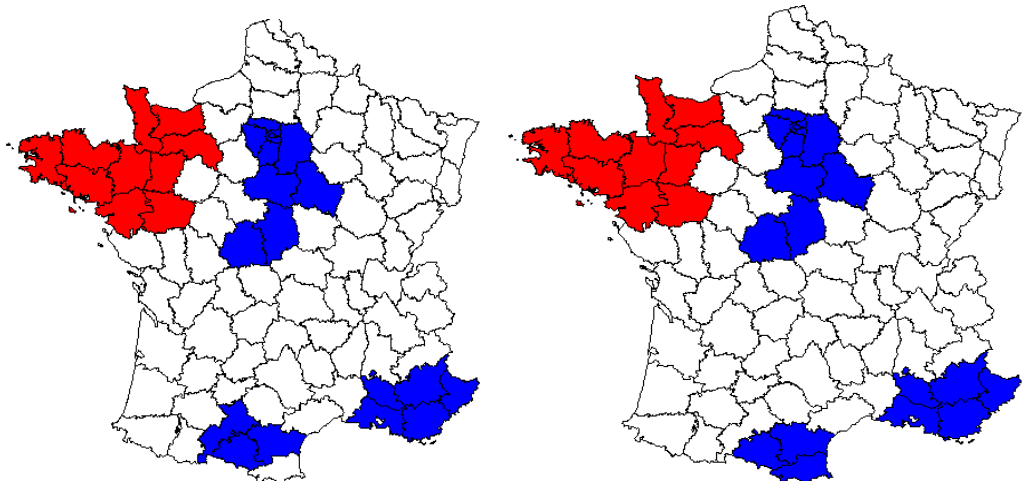
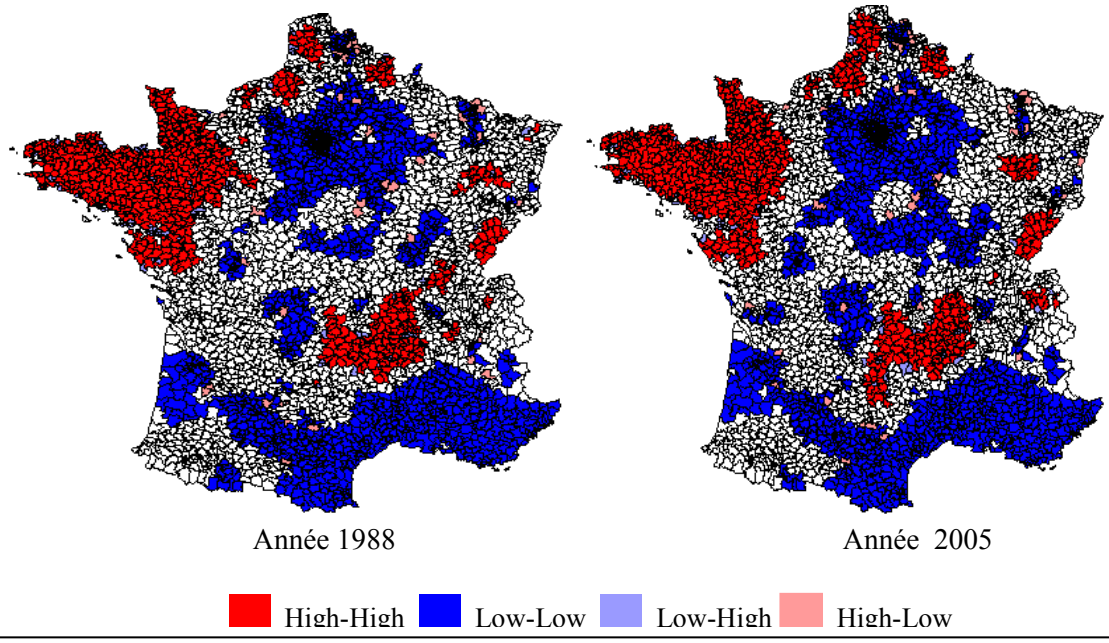


Figure II.6: Carte de Cluster des exploitations laitières à l'échelle du canton (significativité à 5%)



Les statistiques LISA indiquent que le schéma local d'association spatiale positive est beaucoup plus important lorsque l'on considère les cantons que dans le cas des départements.

En 2005, Les départements caractérisés par une association spatiale de type HH se regroupent principalement au grand ouest de la France où les dynamiques régionales sont positives, on pourrait conclure que cette région bénéficie d'effets d'entraînement liés probablement au

développement de l'industrie laitière dans cette région. Les trois autres zones identifiées présentent des indices négatifs, le centre de la France (Ile de France, Loiret, Yonne, Loiret et Cher), le sud-est (région PACA) et les départements de l'Aude, de l'Ariège et des Pyrénées-Orientales. Pour ces trois clusters, on observe une dynamique très faible de la production laitière[4].
Ce schéma local d'association spatiale n'a pas changé entre 1988 et 2005, sauf le département de Haute-Garonne qui était LL en 1988 et qui n'est plus significatif en 2005 au profit du département des Pyrénées-Orientales.

Le passage à l'échelle cantonale est beaucoup plus intéressant, nous permettant de visualiser de façon plus nette les schémas d'association spatiale et surtout les cantons qui représentent des schémas d'association spatiale atypique. Les clusters dynamiques regroupant des cantons caractérisées par un schéma d'association spatiale de type HH sont plus nombreux et plus étendus. Nous retrouvons bien le cluster du grand ouest, mais à celui-ci s'ajoute un cluster regroupant certains cantons du massif central, un cluster au nord de la France, un cluster formant les cantons du département du Doubs et un dernier autour du département des Vosges.

41 cantons sont plus dynamiques que ceux qui forment leur voisinage (HL), la plupart se situent à la périphérie des zones laitières. En 1988, les cantons représentant une association spatiale de type HL étaient au nombre de 36, certains résistent, certains disparaissent et d'autre apparaissent. En 2000, 16 cantons sont caractérisés par un schéma d'association spatiale de type HL ne l'étaient pas en 1988. 11 cantons étaient dynamiques en 1988 alors qu'ils ne le sont plus en 2000.

3. Conclusion

Le secteur laitier s'avère être le secteur le plus spatialement autocorrélé (aggloméré) sur le territoire français par rapport aux autres secteurs agricoles. Cette autocorrélation spatiale positive concerne aussi bien la production que les structures (exploitations). Elle s'est opérée malgré une volonté politique forte de maintenir la production laitière sur une grande partie du

[4] On note notamment la possible corrélation des valeurs très faibles, nulles ou non significatives dans certains cas de valeurs de production. Exemple la région PACA qui présente souvent des autocorrélations négatives puisqu'elle n'a pas une vocation agricole forte.

territoire. En effet, en termes de concentration (indice de Gini) la production laitière reste présente dans un grand nombre de départements en comparaison à d'autres secteurs agricoles (porcin ou viticole par exemple).

Le but de la suite de thèse est d'analyser cette autocorrélation spatiale positive au niveau des exploitations laitières, est-elle synonyme d'une agglomération plus large du secteur laitier. Est-elle génératrice d'externalités positives qui bénéficient à tout le secteur laitier ? La présence de l'industrie laitière (de transformation) à proximité est elle aussi génératrice d'externalité positive ? Cette autocorrélation (ou dynamique laitière) bénéficie-t-elle d'une dynamique plus large externe au secteur laitier (infrastructure, urbanisation, etc.) ? Existe-t-il des externalités négatives liées à cette concentration spatiale, notamment en matière de contraintes environnementales qui tendent à disperser la production ? Pour répondre à ces questions nous avons adopté dans la suite de la thèse les méthodes d'économétries spatiales afin d'analyser les déterminants de la localisation et de la croissance des exploitations laitières en France.

Références

Anselin L., 1995, "Local Indicator of Spatial Association-LISA", *Geographical Analysis*, 27, pp. 93-115.

Anselin L., 1996, The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association, in Fisher, M., Scholten, H. K., Unwin, D., (eds), *Spatial Analytical Perspectives on GIS*. *Taylor and Francis*. London, pp. 111-125.

Ciff A.D., Ord K.J., 1981, Spatial Processes: Models and Applications, Pion, Londres, 266 p.

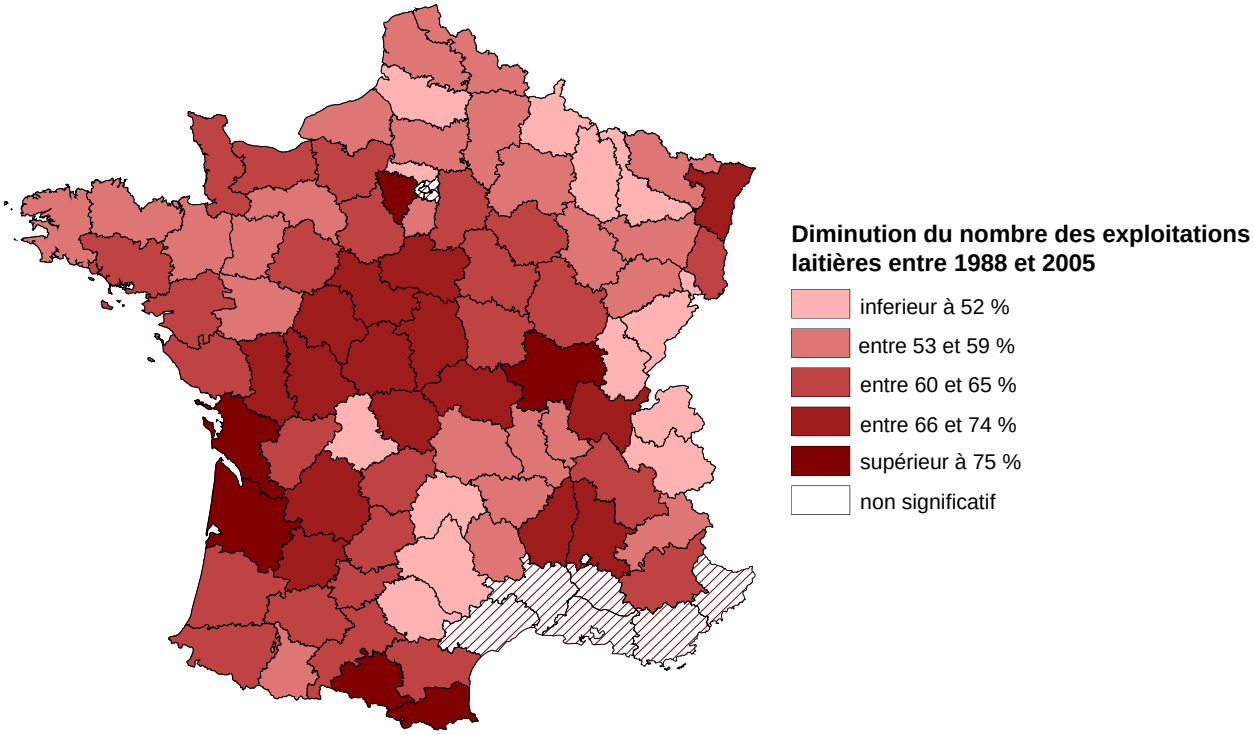
Krugman P., 1991a, *Geography and Trade*, Mit Press, Cambridge, 160 p.

Venables A. J. (1996) Equilibrium location of vertically linked industries, *International Economic Review*, 37, pp. 341-359.

Puga D. (1999). The rise and fall of regional inequalities *European Economic Review*, 43, pp. 303-334

Annexe

Annexe II.1: Diminution du nombre des exploitations laitières entre 1988 et 2005



CHAPITRE 4

AGGLOMERATION AND DISPERSION FORCES IN THE FRENCH DAIRY SECTOR: A SPATIAL HAC ESTIMATION•

Nejla BEN ARFA[1,2], Karine DANIEL[1,3], Carmen RODRIGUEZ[1],
J. Scott. SHONKWILER[4]

[1]LUNAM Université, LARESS, ESA Angers
[2]CNIEL – ABIES/AgroParisTech
n.benarfa@groupe-esa.com

[3]INRA SAE2 LERECO UR 1134 Nantes.
[4]Resource Economics Department, University of Nevada, Reno, Nevada 89557-0105

Abstract

This paper provides insight into the spatial structure of the French dairy sector by investigating the forces of agglomeration and dispersion that influence the location of dairy farms in France in 1995 and 2005. We use spatial 2SLS with the non-parametric heteroskedasticity and autocorrelation consistent (HAC) estimator proposed by Kelejian and Prucha (2007), which enables us to handle both spatial and non-spatial endogeneity. Results show that market signals and agglomeration economies are becoming more important determinants of dairy farm location than they were in the past. Environmental regulations, however, have a negative impact on dairy farm location and thus would have a dispersive effect.

Keywords: Dairy sector, Spatial Econometrics, Agglomeration, Policy Subsidies, Environmental regulations

JEL Classifications: C21, C18, R12

• Cet article a été soumis dans une revue scientifique et il est en cours de révision.

1. Introduction

The French dairy sector is undergoing significant structural changes in response to a new market environment. In fact, government intervention in the regulation of agricultural markets has been reduced over time. In particular, the 2003 Luxembourg Agreement on the reform of the Common Agricultural Policy (CAP) has strongly modified the structure of the subsidies provided to dairy farmers by simultaneously reducing the milk support prices and introducing a direct payment system. Therefore, milk prices are less regulated which tends to increase their inherent volatility; volatility which is due to the inelastic nature of the demand for dairy products and the rigidity of the production cycle. As a result of these policy reforms, dairy farms are more than ever encouraged to better adjust their production to market signals.

The dairy sector is undergoing changes in terms of numbers, size and productivity of dairy operations. As in most agricultural sectors, there has been a general tendency toward fewer, yet larger, farms. According to the French Census of Agriculture, the number of dairy farms has declined by 38%, from 161,225 farms in 1995 to only 99,374 in 2005. In fact, the decrease in the number of dairy farms was unavoidable since domestic consumption and export demand for dairy products remained fairly stable over this period. On the other hand, the average number of dairy cows per farm increased from 35 in 1995 to 40 in 2005, which illustrates the trend towards the adoption of more intensive production systems and so, the gain in scale economies. Moreover, the milk yield per cow has increased considerably thanks to technological, and mainly, genetic advancements. However, the capacity to adapt to the new market environment differs between regions. Consequently, these changes in the French dairy sector have occurred at different rates in different geographical areas of the country. The "Grand Ouest", which is the main productive area comprises Brittany, Pays de la Loire and Basse-Normandie regions, accounts for 47 % of the national production with 11 billion litres of cow's milk in 2005 and represents the biggest concentration of dairy farms (42 % of the total number of dairy farms in 2005). These regions have followed a highly industrialized pattern of production with herd sizes larger than the national average and the rate of disappearance of dairy farms in these regions is also slower than in the rest of France. Indeed, dairy farms in Western France, are generally more competitive in terms of milk production cost, collection and transport cost, and have been able to better adapt to this new economic environment. However, this is not the case in other traditional dairy regions, located in mountain areas, which represent a non-negligible 20 % of French dairy farmers. In fact, there

are important structural and quantitative differences between farmers operating in mountainous regions and those in other areas: a mountain farm produces 175 000 litres of milk on average against the 276 000 litres produced by a farm situated in a plain region. Moreover, the cost of milk production in the mountains is 4 to 15 % higher and collection costs are 12 € higher per 1000 litres of milk. However, the price of milk in the mountains is higher than the price in plain because of the valuation of the quality of milk as quality certified product (Livestock Office). As a consequence, these regions - less competitive and therefore highly dependent on State subsidies – struggle more in the new market environment.

This structural process, heterogeneous in space, can lead to two important problems: the desertification of disadvantaged areas and a high concentration of large farms in competitive regions. Consequently, the productive landscape that we have known until now may change. Firstly, the disappearance of dairy production in disadvantaged areas, such as mountainous and isolated regions, may lead to social problems. Indeed, agricultural activities in these areas account for 10 % of all employment. Moreover, dairy activities play an important role in maintaining the density of rural and open areas, contributing to environmental protection as well (preservation of biodiversity, maintenance of permanent grassland, protection against the risk of erosion, flood or fire...). Secondly, with regard to competitive areas, the increasing concentration of larger farms is not necessarily coherent with the growing public concern about environmental degradation. Furthermore, these concerns are justified since the main productive regions are located in environmentally sensitive areas and contribute significantly to air and water pollution. Increasing environmental awareness has led the EU to implement new environmental regulations in order to reduce the negative impacts of livestock production on the environment (Nitrate Directive, Global Monitoring for Environment and Security).

In this changing context, this research attempts to shed some light on the three following topics: i) Is spatial clustering an important feature of the dairy sector? ii) What determinants influence spatial and structural changes in dairy sector? iii) Have agricultural policies and environmental regulations had an impact on dairy farm location? In order to answer these questions, we use a spatial econometric model of the number of dairy farms at the *département* level in France for the years 1995 and 2005. We estimate our model using the methodology recently developed by Kelejian and Prucha (2007). The methodology is a spatial two stage least squares where both types of endogeneity (spatial and non-spatial) are

considered jointly, and that uses a non-parametric heteroskedasticity and autocorrelation consistent (HAC) estimator of the parameter variance-covariance (VC) matrix.

The paper is organized as follows. In the next Section, we start with a review of literature and present the empirical model. Following this, we describe the data used in the analysis and then present and discuss the results. We conclude in the last Section.

2. Literature review

Few studies are interested in the spatial distribution of agricultural production. Gillmor (1987) used a geographical approach to analyze the concentration of enterprises and spatial change in agriculture of the Republic of Ireland. Abdalla et al. (1995) have discussed the factors influencing location decisions and regional shifts. Osei and Lakshminarayan (1996) looked at the determinants of dairy farm location in the US focusing on the role of environmental policy indicators. Roe et al. (2002) modelled the spatial structure of hog farms in the US using a spatial lag model. Gillespie and Fulton (2001) introduced a spatial dimension in the Markov model to study the size distribution of hog production firms in the US. Recently, Isik (2004) studied the spatial structure of the US dairy sector, focusing more particularly on the impact of environmental regulation. He explicitly used a spatial lagged model.

According to Blair and Premus (1993) the location theory in economics evolved from a simple minimization of transportation cost integrating two location factors: access to markets and access to materials. As the theory progressed, other factors - prices and market structure, state and local taxes, regional business climates, factors related to quality of life and other regional differences - were integrated into increasingly complex models of the firm location process.

The theory of location advances the role of externalities linked to agglomeration phenomena and geographical proximity. Producers can also benefit from the geographical proximity of other producers, the presence of specialized local markets for labor, and the proximity to suppliers and customers.

Three sources of positive agglomeration externalities are initially suggested by Marshall (1890). The first is the sharing of inputs whose production involves internal increasing returns to scale, mentioned by Marshall as local scale externalities. The second is labor market pooling, where agglomeration allows a better match between an employer’s needs and a worker’s skills and reduces risk for both (local industry concentration gives workers many

opportunities to work in nearby firms, and firms benefit from a large market of skilled and experienced employees). The third source is spillovers in knowledge that take place when an industry is localized, geographical proximity facilitates and intensifies transmission of information allowing workers to learn from each other[1]. Other sources are suggested more recently. These include home market effects, where the concentration of demand encourages agglomeration, and economies in consumption (Rosenthal and Strange (2004).

Agglomeration economies can be distinguished into two types, depending on whether externalities work within or between industries. The first, being known as localization economies, refers to economies of scale that arise from spatial concentration of activity within a given industry. The second, well known as urbanization economies, refers to externalities that arise from the concentration of all economic activity, or from city size itself (Rosenthal and Strange, 2004).

Several factors can influence agricultural activities location: the availability of good farm land, rainfall and perhaps the availability of livestock, labour, materials, infrastructures and services. Previous studies have found that farmers were also likely to consider payments and policy factors before settling down.

However, agglomeration can leads to negative externalities. This can be assigned to the competition for input and output factors, congestion (saturation) of infrastructures as well as environmental stringency. This is especially the case for agricultural activities which compete with each other for access to agricultural land. Agglomeration of agricultural activities in general and dairy farms in particular may also causes pollution and water contamination due to manure.

3. Approach

In this study, we follow the comprehensive behavioural model of dairy farm location as developed by Isik (2004). Here firms operate in a two-dimensional spatial world and face transportation costs for inputs and outputs. Under an expected utility maximization formulation, Isik derives first order conditions for input use and firm location. Given that a

[1] Duranton and Puga, (2004) propose a different taxonomy: matching, sharing, and learning.

firm locates its operation where it achieves its highest certainty equivalent income, Isik notes that the location decision is related to how the firm judges both the expected profit and risk premium associated with a site. Features such as prices of (and access to) inputs and outputs, taxes, and regulations affect profits; while variations in temperatures and rainfall affect the risk premium. Isik stresses that agglomeration economies should also be considered as they can shape the competitive landscape.

4. Empirical Model

Many regional economic problems reveal the existence of spatial autocorrelation – because of the spatial interaction between economic activities – and of simultaneous relationships between endogenous variables. Following Cliff and Ord (1981), the spatial econometric literature has developed a large number of methods that can address spatial heterogeneity and dependence by specifying a spatially lagged dependent variable (spatial autoregressive model), or by modelling the error structure (autoregressive disturbance model). In the absence of spatial autocorrelation, different methods such as instrumental variables or maximum likelihood can be used to estimate models with endogenous variables. However, the presence of endogeneity in a spatial context has generally been ignored. "As a consequence, researchers have often been in the undesirable position of having to choose between modelling spatial interactions ignoring feedback simultaneity, or accounting for endogeneity but losing the advantages of a spatial econometric approach" (Rey and Boarnet, 2004).

In this paper, we use an instrumental variable IV estimation, suggested by Kelejian and Prucha (2007), which enables us to analyze both types of endogeneity (spatial lag and access to markets and environmental variables). This approach consists in using lower orders of the spatial lags of the exogenous variables as instruments for the endogenous spatial lag, together with other instruments for other endogenous variables. In addition, to allow for remaining (unknown) forms of heteroskedasticity and correlation across spatial units and obtain robust standard error estimates, this method makes it possible to develop a non parametric heteroskedasticity and autocorrelation consistent (HAC) estimator of the parameter variance–covariance (VC) matrix, namely SHAC within a spatial context. In order to show the advantages of this approach, we will compare the Ordinary Least Squares (OLS) and the

Maximum Likelihood (ML) estimator of spatial autoregressive (SAR) model to the spatial IV-HAC estimator[2].

Consider the classic OLS regression model:

$$y = Xb + \varepsilon \quad (1)$$

in which $\boldsymbol{y}$ is the $(n \times 1)$ vector of observations on the dependent variables; $\boldsymbol{X}$ is a $(n \times k)$ matrix of observations on k exogenous variables with $\boldsymbol{b}$ as the corresponding $(k \times 1)$ vector of parameters and $\boldsymbol{\varepsilon}$ is the $(n \times 1)$ vector of error terms. Classical OLS regression analysis ignores the spatial interdependence as well as the presence of endogenous variables. As a result, OLS will tend to inflate estimates of non-spatial regressors when spatial interdependence is present. Additionally, OLS standard errors will tend to be too low implying over-confident conclusions and so, non-spatial factors may be significant when they should not (Doreian et al., 1981, Doreian et al., 1984, Franzese and Hays, 2004).

Accounting for the spatial dependence, equation (1) is extended by a spatially lagged dependent variable ($\boldsymbol{Wy}$):

$$y = \rho Wy + Xb + \varepsilon \quad (2)$$

where $\boldsymbol{\rho}$ is the scalar spatial autoregressive parameter and $\boldsymbol{W}$ is a $(n \times n)$ spatial weight matrix of known constants with a zero diagonal. An element w_{ij}^{*} of the matrix describes the link between an observation in location $\boldsymbol{i}$ and an observation in location $\boldsymbol{j}$, and so the $\boldsymbol{W}$ matrix represents the strength of spatial interaction between locations. There are different ways to define the spatial weight matrix: a binary contiguity matrix, a distance-based spatial weight matrix with or without a critical cut-off, and many others (Anselin, 1988, Fingleton, 2003). The simplest one is the first-order spatial contiguity matrix, where w_{ij} is equal to one if locations share at least a common border and zero otherwise. However, contiguity matrices appear restrictive in terms of their spatial connection definition (Cliff and Ord, 1981). Therefore, we also use a geographical distance function – as most of empirical studies have done (Fingleton, 1999, 2000, Le Gallo, 2002, Le Gallo et al., 2003, Rey and Boarnet, 2004) - defined as:

[2] We first estimate the model using an ordinary least squares (OLS) regression. The results are scrutinized for the existence of spatial patterns based on the Lagrange multiplier (LM) principle to test against spatial error or spatial lag alternative (Anselin and Bera 1998) using the Geoda software. The robust LM statistics for spatial lag dependence is found to be higher than the LM statistics for spatial error autocorrelation, clearly indicating a spatial lag alternative.

$$w_{ij}^{*} = 0 \; if \; i = j$$
$$w_{ij}^{*} = 1/d_{ij}^{2} \; if \; d_{ij} \le D \quad and \quad w_{ij} = w_{ij}^{*} \Big/ \sum_{j} w_{ij}^{*} \tag{3}$$
$$w_{ij}^{*} = 0 \; if \; d_{ij} > D$$

where d_{ij} is the great circle distance between the centroids of locations i and j and D[3] is the critical cut-off. In our application D is equal to 115 km since this is the minimum distance that guarantees connections between all *départements*[4]. Each matrix is row-standardized so that it is relative and not absolute distance that matters. The main advantage of using the geographical distance-based weights is that they can be considered as exogenous to the model and as a good proxy of transport cost (Arbia et al., 2009). However, these matrices assume equal importance to all *départements* located at the same geographical distance without taking into account the economic potential of the *départements* or their accessibility (Keilbach, 2000, Dall'Erba, 2004, Virol, 2006). To better represent real spatial interactions, we also use time-road distance where the cut-off D is 90 minutes. This weight matrix takes into account accessibility in terms of the time needed to go from one location to another (the average speed of the transport) and also the quality of the infrastructure between locations[5]. However, because infrastructure may change (e.g. new highways) the time weight matrix can also change over time.

The SAR model incorporates the effect of spatial dependence and heterogeneity, but does not address the presence of potentially endogenous variables on the right hand side, which can result in non zero covariances between these regressors and the disturbance term. This causes the ML estimator to be inconsistent.

Now consider the following model where we distinguish between exogenous (X) and endogenous (Y) variables:

$$y = \rho W y + X b + Y \gamma + u \tag{4}$$

in which Y is $(n \times l)$ matrix of endogenous variables with γ as the corresponding $(l \times 1)$ vector of parameters; and u is the vector of error terms which is generated as followed:

[3] The robustness of the model is also tested by using others cut-off for geographical and time-road distance. However, we do not present all results since they are very similar.

[4] One of the large districts into which, France is divided for administrative purposes. France has 100 *départements* which are grouped into 22 metropolitan and four overseas regions. All regions have identical legal status as integral parts of France.

[5] The time weight matrix is provided by Odomatrix 2008, INRA UMR 1041 CESAER, Dijon ; from Route 500® IGN

$$u = R\varepsilon \tag{5}$$

where $\boldsymbol{\varepsilon}$ is a $(n \times 1)$ vector of innovations and $\boldsymbol{R}$ is a $(n \times n)$ non-stochastic matrix whose elements are not known. Note that the disturbance term $\boldsymbol{u}$ may be spatially correlated and heteroskedastic. The asymptotic distribution of the instrumental variable estimators of the parameters in (4) depends critically on the quantity: $\Psi = n^{-1}H'\Sigma H$, where $\Sigma = E(\sigma_{ij})$ denotes the variance-covariance matrix of $\boldsymbol{u}$. $\boldsymbol{H}$ is the full matrix of instruments, composed of a subset of the linearly independent columns of [X, WX, V, WV], where WX is a matrix consisting of the spatially lagged explanatory variables (exogenous variables only, and excluding the intercept), and V and WV are the matrix of exogenous instruments for the other endogenous variables and the spatially lagged ones respectively. Following the Kelejian and Prucha (2007) SHAC estimator, the $(r,s)^{th}$ estimated element of $\boldsymbol{\Psi}$ is:

$$\hat{\Psi}_{rs} = n^{-1}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} h_{ir}h_{js}\hat{u}_i\hat{u}_j K(d_{ij}/d_{\max}) \tag{6}$$

where $K(x)$ is the Kernel density function. In this study, we use the Parzen-Kernel density function as given by Andrews (1991) in which $\boldsymbol{d_{ij}}$ is the distance between location $\boldsymbol{i}$ and location $\boldsymbol{j}$; and $\boldsymbol{d_{max}}$ is the bandwidth. We set the bandwidth to the minimum, the mean, the median and the maximum of the distance distribution. The results obtained are quite robust to the choice of the bandwidth and we present in the result tables those obtained with the mean distance[6].

5. Variable description

The geographical units used in our analysis are *départements* (see Figure 1), which is an administrative division roughly equivalent to a United Stated county or an English District (NUTS level 3 in the European nomenclature). We consider all French continental *départements* [7] except Paris and "*La Petite Couronne*" region. This region, which comprises three *départements*, surrounds Paris, making agricultural activities virtually nonexistent; consequently agriculture data is not available for this area. Descriptive statistics and data source of variables are summarized in Annex 4.A.

[6] We programmed the SHAC models ourselves by using Matlab software, while the ML and OLS models are applied using the Le Sage's Spatial Econometrics Toolbox

7 Corsica Island and French Overseas *départements* and Territories are also excluded because they are separated by sea or oceans, implying spatial discontinuity in data.

The dependent variable considered in this study is the number of dairy farms in the *département* (y). To capture location economics within the dairy sector, we include the spatial lag of the dependent variable (Wy) (Roe *et al*., (2002), Larue *et al*., (2008)). According to Krugman (1991), local increasing returns could arise from the presence of industry-specific infrastructure and services, which improve the diffusion of information and knowledge among farmers. We expect the spatial lag to be positively related to the dairy farms inventories, so there exist spatial externalities related to dairy farms location. Data on the number of dairy farms is provided by the Ministry of Agriculture's Statistical Department (SCEES).

Agglomeration economies can also arise from general economic activities facilitating access to input and output services. Hence, we consider the number of feed processing plants (Feed Plants) as a measure of the availability of protein-rich feed. We hypothesize that the proximity to cattle feed firms influences a dairy farmer's location decision, since the *départements* with a large number of competing firms will probably offer lower prices. On the other hand, animal feed firms may find it advantageous to locate in close proximity to dairy farmers to reduce average transport costs. Thus, the location of cattle feed plants is endogenous. We also measure the accessibility to output markets by including the number of dairy processing plants (Milk Plants). It is expected there are close ties between farmers and dairy processors since milk is a highly perishable product. The number of commercial harbours as well as the local transport infrastructure, as measured by kilometres of road in the *département*, are used as instrumental variables for food and dairy industry location. Data on the industrial sector are obtained from Industry Statistics Studies (SESSI).

Urbanization economies refer to the advantages gained from using a common labour pool, public services and infrastructure, and from having access to market areas for inputs and outputs (Elbert and McMillen, 1999). These positive externalities may lead to urban growth; however, urbanization also implies competition for land and consequently a decrease in the availability of land for agricultural uses. Therefore, urbanization can affect agriculture in both positive and negative ways. We use the *département*'s population as a measure of market size and expect it to positively affect dairy production in a *département*. To measure the availability of local labour we include the *département*'s unemployment rate (Unemployment) and hypothesize that a high unemployment rate will benefit the dairy production since it then will not have to bid labour away from other sectors. Finally, to account for the land competition effect we include the so called artificial areas (Arti-area) which are zones devoted

to certain artificial infrastructures - e.g. urban area, substructure, grass lawn, cemetery, etc. In France, the surface area of artificial zones has increased considerably; 60,000 ha of land are converted into artificial area every year at the expense of agricultural and environmental activities (Ifen, 2007). We expect that a large amount of artificial area has a negative effect on the amount of agricultural area, and therefore dairy farms. Population and unemployment data were collected from 2005 Census of Population and the data on artificial areas was provided by the Ministry of Agriculture.

The Common Agricultural Policy (CAP) encourages a better spatial distribution of agricultural production by preventing the desertification of disadvantaged areas, such as mountain and isolated regions, and the concentration of production activities in more competitive areas, which is often associated with environmental pollution (Ben Arfa et al., 2009). To study the influence of Agriculture Policy Support on dairy farms location we include measures of COP[8] Direct Subsidies (ADCOP) and Second Pillar Subsidies[9] (ADENV) as well as Young Farmers Premium (YFP), all reported by the Ministry of Agriculture and concern all farms and not necessarily dairy farms. We expect the *départements* with higher policy support to be favourable to agricultural production, and therefore they will influence dairy farm location. However, the dairy sector is currently facing significant policy changes due to the Luxembourg reform[10] and ongoing WTO[11] (World Trade Organization) trade liberalization negotiations. As a result of recent policy changes, other factors, such as market prices of inputs and outputs, may become decisive in farmers' decisions. To measure the influence of the inputs market, we include the price of rural land (Price Land) reported by Land Management Agencies (SAFER). We can expect cheaper land to attract more farmers, but as price is also an indicator of soil quality, we cannot hypothesize about the sign of this variable. We also measure the role of the output market by including the price of milk in each *département* (Price Milk). Milk quality, final product valorisation, and reputation (quality signs[12] like AOC, PGI and TSG) result in different prices in different

[8]COP Subsidiaries: Cereal, oilseed and protein crops

[9] Second Pillar Subsidiaries include environmental subsidiaries (PHAE, MAE, CTE, CAD) as well as compensation for natural handicaps (ICHN)

[10] Luxembourg reform resulted in a decoupled payment introduction, a significant diminution of dairy product support prices and the expiry of the milk quota system in 2015.

[11] The Doha Development Round is the current trade-negotiation round of the WTO, launched in 2001. Agriculture is placed as major issues of discussion, where negotiation concerns three main areas: export competition, market access and internal support (Vanzetti, 1996)

[12] AOC: guarantees quality and typicity based on an origin in a local soil or area, PGI: guarantees the link between a product and its geographical origin, TSG: guarantees the traditional character of the product.

départements, we therefore hypothesize that high milk price in a *département* have a positive effect on dairy production in this *département*. The data on Milk prices come from the Monthly Dairy Survey conducted by the Livestock Office.

Dairy production activities and other agricultural activities occur in the same areas and can complement each other by sharing common natural and human resources. However, they can also compete with one another for land and other limited inputs. In order to determine the sign and significance of the relation between dairy and other types of farming activities, we consider the number of pig and poultry farms and the number of cattle farms in the *département* as well as in the neighboring *département* ((W+1) PIG and (W+1) Cattle respectively). The farms inventory comes from the 2005 Structure Survey provided by the Ministry of Agriculture.

Concern for the environment is growing rapidly; as a consequence, environmental regulations are also increasingly aimed at reducing the negative impact of livestock production. The EU commission has implemented some manure spreading restrictions and requirements so as to protect areas defined as environmentally "vulnerable". The variable used in the model is the surface area, per *département*, defined as vulnerable. These vulnerable zones (Vulnerable-Z) are areas where the water nitrate content is almost or exceeds 50 mg/m^3. *A priori*, we can expect that these measures will reduce the concentration of livestock production, especially in areas considered environmentally vulnerable. Therefore, we hypothesize a negative effect on dairy farm production and density. At the same time, an area has a higher likelihood of being classified as vulnerable when it is characterized by a high concentration of livestock operations and therefore large quantities of manure. Thus, this variable is endogenous; we use the soil quality in the *département*, determined by its limestone, clay and organic carbon contents as an instrumental variable. The percentage of land classified as "Natura 2000[13]" is also used as an instrumental variable for the environmental dimension. Environmental data was provided by the French Institute of the Environment (IFEN) and the Scientific Group of Interest for Soil (GIS Sol).

[13] Natura 2000 is a European network of (protected areas) natural sites which represent a great heritage value by the fauna and flora they contain. In areas of the network, European Members undertake regulatory and administrative actions to maintain habitats and species involved in a favourable conservation status.

Climatic conditions and topography condition the natural habitat of plants and animals, and therefore agriculture. To measure the influence of climate conditions on dairy farm location, we consider the monthly variation (standard deviation) of rainfall and temperature throughout the year and we calculate the mean of those variation in the seven last years for each department. Milk production per cows is sensitive to extreme weather, since cows do not perform extreme temperature (Peterson, 2002). In addition, dairy farming in the EU has traditionally produced milk on a year-round basis with a feeding system based on pastures and completed by stored forages. We can expect that relatively constant temperatures (Sdev-temp) and rainfall (Sdev-rain) will be favourable to year-round pasture-based milk production, since climate variability throughout the year influences the growth potential of grass and therefore the availability of low-priced food. To account for topographic conditions, we introduce a binary variable that takes the value 1 when the *département* altitude is between 200 and 500 meters, and the value 0 otherwise (Relief). We hypothesize that more dairy farms are located at this level of altitude since lower altitudes are mostly used for crop production and higher altitudes for extensive beef farming. Monthly climate data was provided by the French Climate Institute and altitude data for each *département* was provided by The French Institute for the Environment.

Finally, we include the latitude and longitude location of every *département* as exogenous instruments to account for the spatial configuration of *départements* and as overall instruments for the entire group of endogenous regressors (see Anselin and Lozano-Garcia, 2008 for more details).

6. Results and Discussion

Table 4.1 provides 2005 SHAC estimates using different weight matrices, as well as results from OLS and ML estimates. Overall, empirical results seem to be robust to the choice of the weight matrix. The results of the modified Sargan test, which accounts for the heteroskedasticity of error term (Fingleton and Le Gallo, 2008), suggest that the instruments are independent of the residuals (p-value=0.99). Table 4.2 reports the SHAC elasticities[14] calculated at the mean point. We make a distinction between local elasticity and spatial lag elasticity, the former corresponding to an impact elasticity in time series while the latter is similar to a long-run elasticity, taking into account the spatial multiplier (defined as $\frac{1}{1-\rho}$).

[14] Elasticities are calculated in a partial equilibrium context, so we don't take into account the feedback effect of endogenous variables.

Table 4.1. Parameters estimates in 2005

Variables	OLS	ML 1/min^2	SHAC Cont	SHAC 1/dist^2	SHAC 1/min^2
Intercept	-2068.88	-1510.02	-1335.18	-1239.43	-1785.06**
Rho		0.45***	0.65***	0.56***	0.64***
Milk Plants	50.46***	39.19***	42.97***	41.14***	33.89***
Feed Plants	23.70**	20.49**	23.03**	17.87***	21.43**
Price Milk	172.07***	118.94***	88.68***	104.21***	123.75***
Price Land	5.77*	6.62**	6.68**	7.24**	7.92**
Population	0.59	0.34	0.37	0.29	0.40
Unemployment	16.82	7.80	25.24	15.54	0.83
Arti-area	-12.17**	-8.29**	-6.56**	-7.47**	-7.26*
(W+1)PIG	0.26	-0.09	-0.13	-0.05	-0.15
(W+1)Cattle	-0.10	-0.13*	-0.10***	-0.13***	-0.16***
Sdev-rain	-24.86***	-19.25***	-16.68***	-18.74***	-18.91***
Sdev-temp	-328.01**	-249.56**	-209.30**	-253.97***	-250.59**
Relief	104.19	95.79	105.76	79.09	110.49
YFP	23.13***	21.22***	15.10***	17.29***	21.34***
ADCOP	-5.73*	-4.53	-0.86	-0.46	0.74
ADENV	-23.54***	-17.38***	-9.52	-12.42	-15.49
Vulnerable-Z	-5.25	-6.15*	-10.40**	-11.66**	-18.85***
R^2	0.89	0.91	0.93	0.92	0.9
Df	73	73	73	73	73
Sargan p-value			0.9924	0.9918	0.9935

***.**.* : statistically significant at 1. 5. 10% levels respectively

Table 4.2. Elasticities calculated at the mean point in 2005

Variables	SHAC Cont		SHAC 1/dist^2		SHAC 1/min^2	
	Local elasticity	Spatial lag elasticity	Local elasticity	Spatial lag elasticity	Local elasticity	Spatial lag elasticity
Milk Plants	0.26	0.75	0.25	0.58	0.21	0.57
Feed Plants	0.10	0.27	0.07	0.17	0.09	0.25
Price Milk	2.34	6.69	2.75	6.30	3.26	8.99
Price Land	0.26	0.74	0.28	0.64	0.31	0.85
Population	0.11	0.30	0.08	0.19	0.11	0.31
Unemployment	0.22	0.62	0.13	0.31	0.01	0.02
Arti-area	-0.30	-0.85	-0.34	-0.77	-0.33	-0.90
(W+1)PIG	-0.03	-0.10	-0.01	-0.03	-0.04	-0.11
(W+1)Cattle	-0.12	-0.35	-0.15	-0.34	-0.19	-0.51
Sdev-rain	-0.61	-1.76	-0.69	-1.58	-0.70	-1.92
Sdev-temp	-1.11	-3.17	-1.34	-3.08	-1.33	-3.65
Relief	0.04	0.11	0.03	0.06	0.04	0.11
YFP	0.83	2.39	0.96	2.19	1.18	3.25
ADCOP	-0.04	-0.11	-0.02	-0.05	0.03	0.10
ADENV	-0.11	-0.30	-0.14	-0.31	-0.17	-0.47
Vulnerable-Z	-0.25	-0.73	-0.29	-0.65	-0.46	-1.27

Agglomeration variables are significant and positively related to dairy farmer locations. Firstly, the magnitude of rho (ρ= 0.64) [15] suggests a strong spatial dependence, which means that neighboring *départements* are likely to have a similar number of dairy farms. As a result, the presence of a developed dairy sector in the neighboring *départements* will promote dairy activities within the *départements*. It is interesting to note that the impact of ρ increases when

[15] We report here results base on the time-road weight matrix (SHAC 1/min^2)

endogeneity is controlled. With respect to the industrial sector, the number of dairy processing plants is positive and significant at 1% level, confirming the mutual and strong relationship between dairy farms and the dairy processing industry and their need to be near each other. Accessibility to feed processing plants is also positive; however it is less significant than for the dairy processing industry. In fact, transport costs of animal feed are lower (typically one delivery per month and no need for refrigeration systems) than those of milk, which explains the weaker linkage between animal feed industry and dairy farmers.

Market variables are significant for all models, suggesting that input and output prices are major determinants of location of dairy farms. Milk sales represent 68 % of the total income[16] of specialized dairy farms and 53% of the total income of diversified farms (Livestock Office). These numbers confirm the importance of price of milk in the economic viability of farms. Hence, *a priori* it is not surprising to find a higher number of dairy farms in regions with a higher milk price. However, we must be cautious when interpreting this variable since milk price elasticity seems relatively high (Table 4.2, local elasticity=3.26). In fact, this result may be related to the nature of the variable: milk prices[17] are relatively similar across *départements* (prices only varied from 0.275 to 0.325 Euros/liter for 2005), and so small changes in prices may artificially inflate the coefficients. As a consequence, discretion must be exercised when assessing the true impact of this variable. However, this result is very similar to that found by Isik (2004) in the case of the US dairy sector (price elasticity=2.66). The land price variable is also positive, suggesting that in general dairy farms are more likely to be located in areas with high agronomic potentials, providing favourable conditions for forage and cereal production. Moreover, a characteristic of the French Dairy Policy is that milk quotas are linked to the land. As a result, a producer who wishes to increase milk production must necessarily acquire or rent additional hectares. Therefore, the quota system may promote competition between dairy farmers for land, causing prices to rise.

Urbanization variables such as population and unemployment rates seem to have little impact on dairy production. The *département*'s population is used here as a proxy for local demand. However, the market relationship between dairy producers and consumers is not so direct. Dairy products can be distributed in regions other than that where they are produced. With regard to the unemployment rate, French dairy farms, contrary to farms in other EU

[16] The total revenues= agricultural revenues + subsidies. Source: FADN EU, European commission DG AGRI-G3 / Processed by INRA-SAE 2 Nantes 2007.
[17] Source: Monthly Dairy Survey 2005

countries[18], are mainly family structures; they have an average quota of 267,500 kg milk/year; and non-family workers represent only 6 % of the total workforce. Because dairy farms in France are generally tended by the farmers and their family members, labourers from outside are seldom needed; the variable is therefore not significant. Finally, the rate of land conversion per year is negative and significant at 10% level, suggesting competition for land between agriculture and urbanization. However, this does not seem to be the only source of competition; indeed the presence of other agricultural activities, such as cattle farming, is also a significant and negative factor in the location of dairy farms. The elasticity from land conversion (-0.33) is though higher than from cattle farms location (-0.19).

Climate variables are significant predictors of *département* dairy production. As expected, consistent rainfall throughout the year as well as stable temperatures have a favourable effect on dairy activity. Besides, the elasticities of these two variables (–0.70 for rainfalls and –1.33 for temperatures) are among the highest. Contrary to our expectations, relief is not significant. Examining more closely the relationship between the distribution of dairy farms and geography, we observe two areas: a zone of plains and a mountain zone. Our relief variable only takes into account the dairy farms situated on the plains; however, the mountain zone is not negligible since it represents 14 % of milk production and 20 % of dairy farms. In further research, the use of other topographic variables may be considered (i.e., the *département*'s average slope or the mountainous surface area per *département*).

With regard to agricultural policy subsidiaries, we note the positive impact of young farmer premiums. In general, this aid benefits more than 65% of young farmers and represents between EUR 8000 and 22400 per farm (Livestock Office, 2007). The importance of this variable may be related to the high investment and entry costs in dairy farming and the necessity of this aid for young farmers to enter the sector. It may also testify to a general dynamic atmosphere of areas and an optimistic attitude since the renewal of agriculture is a sign of confidence in the future. *A priori*, CAP direct subsidies may be another important factor in maintaining agricultural production and more precisely in promoting the dairy sector since they represent about 74 % of dairy farmers' incomes[19] (Livestock Office, 2007). However, COP Subsidies, which represent half of all direct subsidies, are not significant in our model. In fact, this result corroborates other findings; cereal farms receive the largest

[18] i.e., UK has an average quota of 834 650 kg/year, where non-family worker represent 40% of the total AWU. Source: FADN EU and Livestock Office.

[19] Dairy farmer incomes include income from milk, beef and veal, vegetable production, subsidies and other incomes.

share (over 50 %) of the COP Subsidies: while dairy farms only get 25 % of the COP subsidies. Consequently, the impact of this variable on dairy farms' location does not appear in the model since COP subsidies are for the most part distributed to cereal farms. In the same way, the Second Pillar subsidies are aimed at promoting an extensive and multifunctional agricultural model and at maintaining agriculture and rural development in disadvantaged areas. The negative sign of this variable indicates that dairy farms are not generally located in these areas, also suggesting the existence of other animal production activities (i.e., beef cattle sector) that are more extensive than dairy production activities.

The restrictions on animal density as well as the limitations on the level of organic nitrogen (livestock manure) have a negative impact: the larger the surface of the *départements* under environmental restrictions, the fewer the dairy farms ceteris paribus. Estimated elasticities range from -0.25 to -0.46 according to the spatial weight definition. The constraints of the national Code of Good Agricultural Practices are stronger in vulnerable zones. Every farmer must establish an annual provisional fertilizing scheme. The maximum of nitrogen supply coming from the livestock manure is limited to 170 kg per hectare per year. Farmers must plant cover crops in winter and plant grass buffer strips along water courses. This necessitates investments to modernize buildings and equipment, that were not always anticipated. Thus, dairy farms are not all well prepared for the new challenges. This is especially true for small dairy farms: not only has their number drastically decreased over the last decade, but many of them will probably disappear in the medium term, in particular because of the environmental regulations forcing farmers to upgrade their livestock production facilities to the standards required (Chatellier et al., 2008). Indeed, the environmental compliance cost would be about 850 Euros per livestock unit which would represent an annual expenditure of 15 to 20 Euros per 1000 litres of milk (Le Gall et al., 2004). However, to determine the real effect of these environmental measures, further research is needed to study their impact on other animal breeding activities such as pig and poultry production. Analysis at the scale of a *canton* or commune[20] will reveal the impact of these measures more accurately.

Table 4.3 and 4.4 present respectively the estimated parameters and elasticities for the 1995 models. In contrast to 2005 model, results are significantly different. The Wald test yields a p-

[20] In France metropolitan, we find 95 *départements,* 337 *arrondissements*, each encompassing a number of cantons and finally 36,000 communes.

value of 0.0976 and suggests that the coefficients are statistically different between time periods. It provides some evidence that a structural change occurred between 1995 and 2005.

Table 4.3. Parameters estimates in 1995

Variables	**OLS**	**ML 1/min^2**	**SHAC Cont**	**SHAC 1/dist^2**	**SHAC 1/min^2**
Intercept	2148.46	2349.49	3376.56***	3386.99***	688.25
Rho		0.42***	0.69***	0.58***	0.68***
Milk Plants	97.50***	86.40***	93.00***	82.32***	45.74*
Feed Plants	-5.24	-6.77	12.55	8.53	13.24
Price Milk	33.39	-7.20	-72.19	-35.77	52.54
Price Land	6.33	8.26	8.80**	10.78***	10.61***
Population	0.36	0.11	-0.21	-0.34	0.25
Unemployment	-4.50	-8.68	8.48	-12.86	-26.43
Arti-area	-11.90	-7.89	-3.20	-2.49	-3.57
(W+1)PIG	0.05	-0.29	-0.37*	-0.42*	-0.78**
(W+1)Cattle	0.15**	0.07	-0.01	-0.03	0.00
Sdev-rain	-14.47	-8.07	-4.48	-8.05	-4.09
Sdev-temp	-471.05**	-393.25**	-327.50*	-434.73**	-456.66**
Relief	-75.40	-99.01	-55.49	-108.46	-100.86
YFP	20.91***	19.52***	12.50***	15.40***	19.57***
ADCOP	-5.42	-4.51***	-1.84	-4.53	-8.35*
ADENV	-76.11***	-61.67	-33.83	-40.81	-38.94
Vulnerable-Z	-11.37*	-11.39**	-11.02	-7.59	-2.33
R^2	0.88	0.89	0.92	0.91	0.89
Df	73	73	73	73	73
Sargan p-value			0.9911	0.9920	0.9924

***.**.* : statistically significant at 1. 5. 10% levels respectively

Table 4.4. Elasticities calculated at the mean point in 1995

Variables	SHAC Cont		SHAC 1/dist^2		SHAC 1/min^2	
	Local elasticity	Spatial lag elasticity	Local elasticity	Spatial lag elasticity	Local elasticity	Spatial lag elasticity
Milk Plants	0.47	1.50	0.42	1.00	0.23	0.72
Feed Plants	0.04	0.12	0.03	0.06	0.04	0.13
Price Milk	-1.33	-4.25	-0.66	-1.58	0.97	3.03
Price Land	0.17	0.54	0.21	0.50	0.20	0.64
Population	-0.04	-0.12	-0.06	-0.15	0.04	0.14
Unemployment	0.06	0.18	-0.08	-0.20	-0.17	-0.54
Arti-area	-0.08	-0.27	-0.07	-0.16	-0.09	-0.30
(W+1)PIG	-0.12	-0.37	-0.13	-0.31	-0.23	-0.74
(W+1)Cattle	-0.01	-0.04	-0.03	-0.07	0.00	-0.01
Sdev-rain	-0.11	-0.35	-0.20	-0.47	-0.10	-0.31
Sdev-temp	-1.11	-3.56	-1.48	-3.54	-1.55	-4.87
Relief	-0.01	-0.04	-0.03	-0.06	-0.02	-0.07
YFP	0.67	2.16	0.83	1.99	1.05	3.31
ADCOP	-0.05	-0.17	-0.13	-0.32	-0.25	-0.78
ADENV	-0.12	-0.38	-0.14	-0.35	-0.14	-0.43
Vulnerable-Z	-0.15	-0.48	-0.10	-0.25	-0.03	-0.10

The location of dairy farms in 1995 seems to be well explained by spatial externalities specific to the dairy production sector. Indeed, the presence of dairy clustering (represented by rho=0.68) suggests the development of scale economies favourable to dairy farming. Moreover, départements where young farmers are active (YFP) are associated with more dairy farms as found also in 2005. On the contrary, the role of market signals and the accessibility to the agro-industry are not very determining factors in the dairy location in 1995. Indeed, milk price support was higher and farmers did not have to worry about prices because these were guaranteed. In fact, only land price is significant and positively related to the number of dairy farms per département. With regard to the role of the industrial sector in 1995, only milk processing was significant at 10% level, this can be explained by the high perishability of fluid milk. Concerning input accessibilities it was not a big issue in 1995 because animal feed price was not so high and transport costs were lower than in 2005. However, the decrease in the number of processing firms over the ten years and their heterogeneous distribution over space tends to increase transport costs, and, as a result, market accessibility has become more important in 2005 than it was in 1995. Finally, the Market Trade Liberation and the reduction in Agricultural Subsidies promote the survival and development of farms presenting better conditions in terms of climate and market competitiveness. In addition, sustainable development is becoming an important condition due to the growing concern for the environmental and to the implementation of environmental measures. Other factors may be different from those chosen for the 2005 model, and could

better explain location of dairy farms. We think for example of performance and access to techniques and efficient equipments.

7. Conclusion

This paper contributes to the literature by providing insight into the spatial structure of the French dairy sector, helping us gain a better understanding of the agglomeration and dispersion forces that influence the location of dairy farms in France in 1995 and 2005. In addition to traditional determinants, we have focused on spatial agglomeration externalities as well as the impact of agricultural policy subsidies and environmental regulations. We have used a non-parametric heteroskedasticity and autocorrelation consistent (HAC) parameter covariance estimator proposed by Kelejian and Prucha (2007), which enables us to handle endogeneity and simultaneous spatial interaction.

The implementation of the dairy quota system by the French authorities has limited the geographic concentration of milk production in those *départements* with comparative advantages. However, the number of dairy farms has not stopped decreasing and the rate of decrease is not the same in all *départements*. Western France now accounts for half of the national production of milk. In fact, we infer that there has been a non-arbitrary structural change in dairy production that has had important consequences on the agricultural landscape. The market signals, the Agricultural Policy, and the spatial agglomeration externalities are determinants of this transformation.

With regard to agglomeration externalities, the number of dairy farms in the neighboring *départements* has a positive influence on the number of dairy farms in the *département*. This indicates that dairy farms benefit from sharing industry-specific infrastructure and services, appealing other dairy farms to locate nearby. Agglomeration economies also arise from the development of the industrial sector close to agricultural areas, which improves access to the input and output markets. In fact, we find that market access variables become increasingly important determinants of the location of dairy farms. These agglomeration forces promote livestock production activities in competitive areas, but this concentration is often associated with environmental problems. In order to address this, the EU has implemented environmental regulations that aim at limiting concentration, ceteris paribus.

We have found that a structural change took place between 1995 and 2005; Indeed the impacts of the various factors of location changed during that period. This can be attributed, to some extent, to the 2003 reform of the European Common Agricultural Policy (CAP). This policy change has encouraged farmers to adapt their production to market demands. This is coherent with our results since market prices and market accessibility have become key determinants of dairy production. For example, while milk prices were not significant factors in 1995, they were, in 2005, essential determinants of the location of dairy farms.

References

Abdalla, Ch.W., Lanyon, L.E. Hallberg, M.C. (1995). What we know about historical trends in firm location decisions and regional shifts: policy issues for an industrializing animal sector. American Journal of Agricultural Economics 77 (5): 1229-1236.

Andrews, D.W.K. (1991). Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. Econometrica 59: 817–854.

Anselin, L. (ed.) (1988). Spatial Econometrics: Methods and Models. Boston: Kluwer Academic.

Anselin, L. Lozano-Gracia, N. (2008). Errors in Variables and Spatial Effects in Hedonic House Price Models of Ambient Air Quality". Empirical Economics, Special Issue on Spatial Econometrics 34: 5-34.

Arbia, G., Battisti, M., Di Vaio, G. (2009). Institutions and geography: Empirical test of spatial growth models for European regions. Economic Modelling 27: 12-21.

Barkley, D.L., Keith, J.E. (1991). The locational determinants of western nonmetro high tech manufacturers: An econometric analysis. Western Journal of Agricultural Economics 16 (2): 331–334

Bartik, T. (1989). Small business Start-Ups in the United States: Estimates of the effects of characteristics of States. Southern Economic Journal 55 (4): 1004-1018

Ben Arfa N., Rodriguez C., Daniel K. (2009). Dynamiques spatiales de la production agricole en France. *Revue d'Economie Régionale et Urbaine* 4 : 807-834.

Blair, J.P., Premus, R. (1993) Location Theory. In: Bingham R.D. and Mier R. (Eds), Theories of local economic development: perspectives from across the disciplines. Newberry: Sage. p. 3-26.

Brewin, D.G. (2004). Three essays in Regional Economics that consider the importance of space, agglomeration, and income, Thesis in Agriculture, Environment and Regional Economics. Pennsylvania State University.

Cliff, A., Ord, J. (ed.) (1981). Spatial Processes, Models and Applications. London: Pion.

Chatellier, V., Perrot, C., Pflimlin, A. (2008). Modèles de production et performances économiques des exploitations laitières européennes jouxtant l'océan atlantique, paper presented to the conference of the Association Française de la Production Fourragère. Octobre 16th.

Dall'erba, S. (2004). European regional development policies in the light of recent regional science tools. PhD Thesis in Economics, University of Pau.

Doreian, P. (1981). Estimating Linear Models with Spatially Distributed Data. In: Leinhardt S. (Eds), Sociological Methodology. San Francisco: Jossey-Bass: p. 359-388.

Doreian, P., Teuter, K. and Wang, C.H. (1984). Network autocorrelation models: Some Monte Carlo results. Sociological Methods and Research 13: 155-200

Duranton G., Puga D. (2004) Micro-foundations of urban agglomeration economies, in: Henderson, J. V., Thisse, J.-F. (Eds.) Cities and Geography. Handbook of Regional and Urban Economics, 4, pp. 2063-2117.

Eberts, R.W., McMillen, D.P. (1999). Agglomeration Economies and Urban Public Infrastructure. In: Cheshire P. and Mills E.S, (Eds), Handbook of Regional and Urban Economics, vol.3. Applied Economics. Chap. 38. New York: North-Holland.

Fingleton, B. (1999). Estimates of time to economic convergence: An analysis of regions of the European Union. International regional science review 22: 5-34

Fingleton, B. (2000). Spatial econometrics economic geography, dynamics and equilibrium: a third way? Environment and planning A 32: 1481-1498.

Fingleton, B. (2003). Increasing returns: evidence from local wage rates in Great Britain. Oxford Economic Papers 55: 716-739.

Fingleton, B., Le Gallo, J. (2008). Estimating spatial models with endogenous variables, a spatial lag and spatially dependent disturbances: finite sample properties. Papers in Regional Science 87 (3): 319-339.

Franzesz, R.J., Hay, J.C. (2004). Empirical modeling strategies for spatial interdependence: Omitted-variable vs. simultaneity biases. Paper presented at the 62nd Annual Meetings of the Midwest Political Science Association, at the Wissenschaftszentrum-Berlin.

Gillespie, J.M., Fulton, J.R. (2001) A Markov Chain Analysis of the Size of Hog Production Firms in the United States. Agribusiness 17 (4): 557–570.

Gillmor, D.A. (1987). Concentration of enterprises and spatial change in the agriculture of the Republic of Ireland. Transactions of the Institute of British Geographers, New Series 12 (2): 204-216

Ifen. (2007). Indicateurs de suivi des engagements européens: Artificialisation des sols. on line www.ifen.fr.

Isik, M., (2004). Environmental regulation and the spatial structure of the U.S. Dairy Sector. American Journal of Agricultural Economics 86(4): 949-962

Kelejian, H. H., Prucha, I. R. (2007). HAC Estimation in a Spatial Framework, Journal of Econometrics 140 (1): 131-154

Keilbach, M. (ed.) (2000). Spatial Knowledge Spillovers and the Dynamics of Agglomeration and Regional Growth, Contributions to Economics, Physica, Heidelberg.

Krugman, P. (1991). Geography and Trade, Cambridge MA: The MIT Press.

Larue, S., Abildtrup, J., Schmitt, B. (2008). Modelling the Spatial Structure of Pig Production in Denmark. Congress of the European Association of Agricultural Economists, EAAE, Gent, Belgium, August 26-29.

Le Gall A., Raison C., Bertrand S., Dockes A.C., Pflimlin A. (2004). Impacts de la conditionnalité des aides de la politique Agricole Commune sur les systèmes laitiers Français. Conference of the Association Française de la Production Fourragère. Paris, October 28.

Le Gallo, J. (2002). Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire, Économie et Prévision 155 : 139-157.

Le Gallo, J., Ertur, C., C. Baumont. (2003). A Spatial Econometric Analysis of Convergence across European regions, 1980-1995. In: Fingleton, B. (ed.) European Regional Growth, Berlin: Springer.

Marshall, A. (1890). *Principles of Economics*, London: Macmillan.

Osei, E., Lakshminarayan, P. G. (1996). The determinants of dairy farm location. Livestock Series Report 7. CARD Working Paper, WP 174, December 31.

Peterson, H.H. (2002). Geographic changes in US dairy production. Annual meeting of the American Agricultural Economics Association, Long Beach, California, July 28-31.

Rey, S.J., Boarnet, M.G. (2004). A Taxonomy of Spatial Econometric Models for Simultaneous Equations Systems. In: Anselin, L, Florax, R. J.G.M, Rey S.J. (Eds), Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications, New York: Springer: p. 99-119.

Roe, B., Irwin E. G., Sharp, J. (2002). Pig in Space: Modeling the spatial structure of hog production in traditional and nontraditional production regions. American Journal of Agricultural Economics 84: 259–278.

Rosenthal S. S., Strange W.C. (2004). Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies, in Henderson, J. V., Thisse, J.-F. (Eds.) Cities and Geography. Handbook of Regional and Urban Economics, 4 pp. 2119-2171.

Vanzatti, D. (1996). The next round: game theory and public choice perspectives. Food Policy 21: 461-477.

Virol, S. (2006). Distance temps, discontinuité des interactions spatiales et concentration globale de l'espace européen, Revue d'Economie Régionale et Urbaine 1 : 7-26.

Annex

Table 4.A: Summary statistics

Variables	Description	Mean	Std.Dev	Min	Max	Source
Dependent Variable						
Y	Number of dairy farms in the *département*	1095.07	1259.22	1.48	5673.24	SCEES[1]
Independent Variables						
Price Milk	Price of Milk	28.88	1.21	27.43	31.59	Livestock Office[2]
Price Land	Price of Land	42.42	16.36	16.15	121.75	SAFER
Population	Population	308.75	227.94	37.98	1328.83	INSEE[3]
Unemployment	Unemployment rate	9.42	1.85	5.80	14.60	INSEE[3]
Arti-area	Surface of artificial land (land competition)	49.44	20.82	8.32	119.68	SCEES[4]
(W+1)Pig	Number of pigs in the *département* as well neighbouring *département*	303.42	704.05	0.00	3781.00	SCEES[1]
(W+1)Cattle	Number of cattle in the *département* as well neighbouring *département*	1292.15	1337.84	0.00	5075.00	SCEES[1]
Sdev-rain	Monthly variation of rainfall (standard deviation)	39.99	9.85	25.46	70.91	Climate Institute
Sdev-temp	Monthly variation of temperature (standard deviation)	5.70	0.62	3.63	6.68	Climate Institute
Relief	*Département* altitude (dummy variable)	0.39	0.49	0.00	1.00	IFEN[5]
YFA	Young Farmer Allocations	60.54	37.69	0.00	174.00	Livestock Office
ADCOP	COP Subsidies	50.93	37.59	0.00	148.19	SCEES[6]
ADENV	Environmental subsidies	12.09	13.15	0.40	75.08	SCEES[6]
Endogenous Variables						
WY	Number of dairy farms in the neighboring *départements*					
Milk Plants	Dairy processing plants	7.01	7.14	0.00	33.00	SESSI[7]
Feed Plants	Feed processing plants	4.81	7.60	0.00	57.00	SESSI[7]
Vulnerable-Z	Number of *communes* per *département* classed as environmentally vulnerable zones	26.79	23.87	0.00	82.00	IFEN[5]
Instrumental Variables						
Harbours	Commercial harbours	0	1	0	3	SESSI[7]
Roads	Local transport infrastructure	42	15	5	79	
Natura 2000	Share of land classed as Natura 2000	12	10	1	49	IFEN
Soil	Soil quality:					IFEN
	% limestone	78	90	0	457	
	% clay	211	53	97	353	
	% organic carbon	17	6	10	47	

1. Structure Survey 2005 and 1995
2. Dairy Survey,
3. Census of Population,
4. TERUTI Survey,
5. French Institute for Environment.
6. Budgetary accounts of agriculture.
7. Annual Business Survey

CHAPITRE 5

GENERALIZED CROSS ENTROPY APPROACH TO MODEL SPATIO-TEMPORAL CHANGE IN THE STRUCTURE OF FRENCH DAIRY FARMS •

Nejla BEN ARFA[1,2], Karine DANIEL[1,3], Florence JACQUET[4]

[1] l'UNAM Université, LARESS Ecole Supérieure d'Agriculture Angers, France
[2]CNIEL – ABIES/AgroParisTech, France
[3]INRA SAE2 LERECO UR 1134, Nantes, France.
[4]INRA, Economie Publique, Paris-Grignon, France

JEL Classifications: C21, C14, R12

Abstract

In this article, we use a generalized cross entropy approach to analyse the structural and spatial change in the French dairy farms.

The objectives of this article are to determine the growth patterns and survival tendencies of French dairy farms, specifically their size distribution and determine the effects of economic factors, agricultural and environmental policies, and agglomeration factors on dairy structure and location in France.

Non-stationary Markov approach, which has been proven particularly useful to describe the changes in farm size distributions over time is used to model the effects of factors influencing the numbers, the sizes and the location of dairy farms. An extension of the Generalized Cross Entropy (GCE) method is applied in an attempt to utilize its flexibility in allowing spatial autocorrelation and to perform a dynamic spatial recursive model.

Results show that spatial autocorrelation exist between structural change (size distribution) of dairy farms in a département and the structural change in the neighbourhood. Transition probabilities of dairy farms from one size class to another are covered in each location. Probabilities of growth seem to be higher for départements where the dairy sector is initially concentrated, which suggest that dairy sector will continue to concentrate in few region which are dynamic in term of dairy production.

Keywords: Generalized Cross Entropy, Spatial econometrics, Markov chain, Spatial recursive model, Dairy farms.

• Cet article est à soumettre dans une revue scientifique.

1. Introduction

There have been significant changes in the French dairy sector over the past few decades. Censuses of Agriculture have indicated that, in conjunction with the decline in the French's dairy farm numbers, remaining dairy farms have tended to increase gradually in size. Between 1995 and 2005, the number of dairy farms in France declined by 38%, from 161,225 farms in 1995 to only 99,374 in 2005. At the same time, the number of dairy cows declined by 14.6%, from 4516,234 in 1995 to 3856,314 in 2005, while the average size increased by 14.3%, from 35 in 1995 to 40 cows in 2005. While the number of dairy farms with small herds in France has been declining, the number of farms with large herds has been increasing, suggesting increased concentration and consolidation. However, along with these changes in size, changes in location of production also occurred.

These structural changes potentially raise the environmental risks associated with milk production due to the location of key production regions in environmentally sensitive areas. In fact in France, 47% of the national cow's milk production is produced in three neighbouring regions[1] (Brittany, Pays de la Loire and Basse-Normandie). They produced about 11 billion litres of cow's milk in 2005 and represent the highest concentration level of dairy farms (42 % of the total number of dairy farms in 2005) (see Figure 5.1). Those regions also are very environmentally sensitive because of nitrate pollution of water. They have followed a highly industrialized pattern of production with herd sizes larger than the national average and the rate of disappearance of dairy farms in these regions is also slower than in the rest of France.
The regions the most troubled by the changes in the dairy sector are regions which are not traditional dairy producing. They show an alarming disappearing rate of dairy farms (i.e. the département of "*Gironde*" loses 70% of dairy farms between 1995 and 2005).
This structural process, heterogeneous in space, can lead to two important problems: the desertification of disadvantaged areas and a high concentration of large farms in competitive regions. Consequently, the productive landscape that we have known until now may change.

The objectives of this study are to (i) determine the growth patterns and survival tendencies of French dairy farms, specifically the size distribution of dairy farms across French départements, (ii) determine the effects of macroeconomic factors, agricultural and

[1] The region is the largest administrative division in France. France has 100 *départements* (the second division, equivalent to a United Stated county or an English District) which are grouped into 22 metropolitan and four overseas regions. All regions have identical legal status as integral parts of France.

environmental policies, and agglomeration forces on dairy structure and location in France and (iii) determine how those factors influence differently small and large farms.
Understanding the effects of these factors has become important in region where dairy farms have decreased. Knowing the possible trends in dairy farm structure and location improves our ability to formulate policy initiatives that could potentially slow the trend of the farm loss and concentration.

In this paper we extent the analysis between structural change of dairy farms and spatial location patterns to include spatial dependence among geographic units. We use a Non-stationary Markov approach, which has been proven particularly useful to describe the changes in farm size distributions over time (e.g. Zepeda, 1995a,b; Karantininis, 2002) and we extend it to take account for location and interaction between locations. This allows us to model the effects of factors influencing the numbers, the sizes and the location of dairy farms. We used an extension of an entropy-based estimation of a dynamic spatial heterogeneous panel data model. The Generalized Cross Entropy (GCE) method is applied in an attempt to deal with estimation of ill-posed or ill-conditioned models in analyzing spatial structures.

The paper is structured in the following way: In Section 2, a brief literature review is presented. In Section 3, the non-stationary Markov model is introduced. In Section 4, the GCE formalism for estimation of the non-stationary Markov model is presented. In Section 5, we introduce the way to extend the GCE formalism in allowing the spatial autocorrelation. In section 6, we describe data used for the empirical application. In Section 7 we discuss results. We conclude in the last section.

2. Literature Review

The relationship between growth and agglomeration processes has been studied extensively in recent years. Fujita and Thisse (2002) claim that “agglomeration can be thought as the territorial counterpart of economic growth”. The positive link between growth and spatial agglomeration is mainly attributed to the fact that technological spillovers, being the engines of endogenous growth, are localized. Consequently, being close to innovation clusters should have positive effects on productivity and growth perspectives (Grafeneder-Weissteiner, 2010). Agglomeration and clustering of economic activities is a fundamental cause of an enhanced level of local economic performance, creating externalities that cause firms to grow faster and larger than they otherwise would do (Igliori 2008).

Martin and Ottaviano (2001) state that a circular causation exists between growth and the agglomeration of economic activities: growth brings agglomeration that fosters growth. Martin and Ottaviano (2001), also show that the same factors that spur growth also spur agglomeration. They identify a cumulative process that reinforces the effect that a change of one factor has on both growth and agglomeration.

Most of structural change literature didn't take into account the spatial concern. Looking particularly at agricultural structural change, many statistical studies have been performed to try to understand and predict the number of farms of a particular size.

Markov chain analysis has been justified by many previous researchers examining the changing nature of agricultural production and estimating the probability of movement from one state of nature, i.e., size class, to another over time. Stanton and Kettunen (1967), as well as Judge and Swanson (1962), were the pioneers in using Markov chain analysis to explain changing in size and agricultural structure.

In these early analyses, researchers applying Markov chain models in firm/farm analysis made three assumptions. First assumption refers to stationarity: the transition probabilities are assumed to be constants over time, that is, to predict the state of the system at t+1, we need only know the state at time t; this is seldom true for real agricultural activities because input, output, and land values change with economic fluctuations (transition of farms from one size to another could change if input/output prices change)

Second assumption refers to time independence: inherent in the Markov approach is the assumption that to predict the future state of the system we need only know its current state; that is the state at time t is contingent only upon the state at t-1 and not on any previous states. In cases where this is true, the process is called first-order. In reality, there may be cases where information about addition prior state is needed. These cases would lead to higher order Markov models. However, concerning the agricultural activities, most of empirical studies use the first order Markov model.

Third assumption refers to spatial independence: transition probabilities are assumed to be the same at all locations. This assumption could be violated in at least 2 ways: probability of transition from one size class to another may be a function of some spatial variables (existence of spatial covariates, i.e. soil and climate) and probabilities of transition of farm

from one size class to another may depend upon the adjacent or nearby farm (neighborhood effects),.

Later, as Hallberg, 1969 and Stavins and Stanton, 1980 showed that stationarity did not adequately reflect reality in many cases, analyses were conducted assuming non-stationary transition probabilities. This recognized that the probability of a firm moving from one size category to another was not constant over time and depended upon exogenous variables.

Fewer researchers are interested in spatial distribution of size and growth in the agricultural production. Gillmor (1987) had a geographical approach to analyze the concentration of enterprises and spatial change in agriculture of the Republic of Ireland. Abdalla et al. (1995) have introduced the factors influencing location decisions and regional shifts. Osei and Lakshminarayan (1996) looked for the determinants of dairy farm location in US with a main focus on the role of environmental policy indicators. Roe et al. (2002) modeled the spatial structure of the hog production farms in the US using a spatial lag model. Isik (2004) had a spatial econometric approach to cover the impact of some explanatory factors especially the agglomeration effect on the US dairy sector. Gullstrand (2005) applied a spatial autoregressive model using the growth in size and the survival of individual milk farms between 1995 and 1999 as dependent variables. Most of those studies analyzed growth by using the average size or the change in size between two different times as dependent variables.

Gillespie and Fulton (2001) are the first who introduced a spatial dimension in the Markov model to study the size distribution of hog production industries in the U.S. Gillespie and Fulton explored the likelihood of firms growing or shrinking into various size categories over 8 years for the 17 largest producing states in the U.S. The probability of shifting was assumed to be a function of various market and location factors. They argued that short term fluctuations in the hog-corn price ratio would have a larger effect on the entrance of small operations than larger. They found that more net new entry is likely to occur in the small size category in traditional farming states than in nontraditional farming states. They suppose that such states may have significant agglomeration economies, including local agribusinesses, which support small-scale hog production. However in their model, Gillespie and Fulton (2001) did not take into account explicitly agglomeration economies and interaction between locations.

Despite a consensus among researchers that there are regional differences in the structural change patterns, most of empirical studies using Markov model are explicitly comparative between regions and did not take into account interaction between regions (Judge and Swanson, 1962; Chavas and Megand, 1988; Jongeneel et al., 2005; Huettel and Jongeneel, 2009).

In this study, to calculate the probabilities of transition between dairy farm size categories in each location, we use the Generalized Cross Entropy (GCE) formalism based on the Instrumental Variables estimator (Golan et al., 1996, Karantininis, 2002). The flexibility that affords is what allows for an easy incorporation of several forms of parameter structures. This includes models with spatial autocorrelation in the signal and/or in the errors (Bhati, 2004, Marsh and Mittelhammer, 2004). This method can account directly for prior information about the distribution of the probabilities and/or the errors, which is supposed to increase its performance.

3. The Markov model

A non stationary Markov chain model, similar in structure to Chavas and Magand (1988), Zepeda (1995), and Karantininis (2002), is used to model dairy farm size distribution. The Markov model considers that farms are divided into *J* size categories. The number of farms in the *j*-th size category (*j=1, …, J*) at the time *t*, is denoted by x_{jt}. Then a Markov chain process can be expressed as:

$$x_{j,t+1} = \sum_{i=1}^{J} p_{ijt} x_{it} \;; \qquad j,i = 1,...,K \text{ and, } t = 1,...,T., \tag{1}$$

where p_{ijt} refers to the probability that a farm will move from size category *i* to *j* in time *t*; K is the number of size categories. The transition probabilities are assumed to be functions of factors Z such that:

$$p_{ij}(t) = f_{ij}\left(z(t), \beta_{ij}\right) + e_{ij}(t) \qquad \forall i, j = 1,...,K \tag{2}$$

where $f_{ij}(.)$ is a function relating each element $p_{il}(t)$ to a vector of *N* explanatory variables $z(t) = (z_1,...,z_n)$. The β_{ij} are parameters of the $f_{ij}(.)$, and $\boldsymbol{e}_{ij}(t)$ is an error term. In most

applications, it is assumed that the relationship (2) is not stochastic and hence the error term is removed ($\boldsymbol{e}_{ij}(t) = 0$) implicitly (e.g., MacRae, 1977) or explicitly (Lee, et al., 1977).

Therefore equation (1) can be written more precisely in a matrix notation as follows (Lee, et al., 1977):

$$\mathrm{x}(t+1) = \mathrm{P}'(t)\,\mathrm{x}(t) + \mathrm{u}(t), \tag{3}$$

where $\mathrm{x}(t) = (\mathrm{x}_t, ..., \mathrm{x}_{Kt})'$ is a (K×1) vector of sample proportions, with K=I=J, i.e. the *k*-th element of $\mathrm{x}(t)$ represents the proportion of individuals falling in the *k*-th Markov state at time *t*. $\mathrm{x}_1(t+1)$ is the (K×1) vector of sample proportions at time *t*+1. $\mathrm{P}=(\mathrm{P}'_1, \mathrm{P}'_2, ..., \mathrm{P}'_K)$, is the (K×K) matrix of transition probabilities, with each vector $\mathrm{P}'_i = (p_{1i}, p_{2i}, ..., p_{Ki})$. The probability matrix is a stochastic matrix satisfies:

$$p_{ij} \geq 0 \quad \text{and} \quad \sum_{j=1}^{K} p_{ij} = 1 \tag{4}$$

and u(*t*) is a (K×1) vector of random errors.

4. Generalized Cross Entropy (GCE) formalism for the non-stationary Markov model

To estimate the transition probability matrix (TPM) several approaches appear in the literature. For example, Telser (1963) implemented the OLS technique to estimate the TPM for cigarette brand consumption. Hallberg (1969) applied the simultaneous least squares estimators with cross-equation restrictions to estimate the transition probability matrix for plants manufacturing frozen milk products, a similar technique was adopted also by Stanton and Kettunen (1967) to recover the TPM for dairy farms. The same sector was analysed also by Zepeda (1995a,b) using a multinomial Logit parameterization.

However, all the above approaches to recovering the TPM are usually based on strong parametric assumptions, such as the Logit distribution and complex normalization and non-negativity constraints on the probabilities. Furthermore, these methods are not appropriate for estimation of problems which become often ill-posed because of the restricted data availability; especially when one wishes to employ and test a large number of explanatory variables. Therefore in this paper, to estimate the transition probability matrix (TPM), we use the generalised cross entropy formalism, which is less restrictive, based on a minimum set of assumptions, and enables to handle also ill-posed problems (Golan et al., 1996).

To recover the transition probability matrix using the GCE formalism, we first need to parameterize the errors $\mathrm{u}(t)$. For this purpose, each element u_{it} of the $\mathrm{u}(t)$ can be redefined as:

$$u_{it} = \sum_{m}^{M} v_m \; w_{itm}\,, \tag{5}$$

where w is an M-dimensional vector of weights for each u_{it} corresponding to the disturbance probabilities. v is an M-dimensional vector of supports. m is the set of error weights in the variables ($m_{i,1}$, $m_{i,2}$…). Following Courchane et al. (2000), the bounds for the support vector can be set to:

$$\mathrm{v}=\left[-1/K\sqrt{T},...,0,...,1/K\sqrt{T}\right]' \tag{6}$$

Some authors indicated that farms do not reduce in size without leaving the agricultural activity. While others argue that farms can increase or decrease in size but only by one size category per transition (Zepeda, 1995b; and Jongeneel et al, 2005). Other studies suggested that the farm can move by more than one category (Krantininis, 2002). These assumptions can be introduced either in the form of an additional constraint into the problem (Zepeda, 1995b), or in the form of matrix of "priors" Q (Karantininis, 2002) by using the cross entropy formalism. In both cases, the majority of the elements below and above the diagonal of the NSTPM will be explicitly restricted to zero. This reflects the fact that farms can increase or decrease only by a specific number of size categories.

The GCE criterion in the second case, when the matrix of priors is applied, is to minimise the entropy distance between the two distributions of probabilities *p* and *q* (corresponding to the "prior" information *q* about the transition probabilities *p*) and *w* and *w*° (corresponding to "prior" information *w*° about the disturbance probabilities *w*).:

$$\min_{\mathrm{p,w}}\left\{H\left(P,W,Q,W^{\circ}\right)=\sum_{i}\sum_{j}p_{ij}\ln\left(p_{ij}/q_{ij}\right)+\sum_{i}\sum_{t}\sum_{m}w_{itm}\ln\left(w_{itm}/w_{itm}^{o}\right)\right\} \tag{7}$$

Subject to the following set of constraints

(a) The K×T data consistency constraints:

$$x_j\left(t+1\right)=\sum_{i}x_i\left(t\right)\;p_{ij}(t)+\sum_{m}v_m w_{jtm}\quad\forall j\;=1,...,K,\quad t\;=1,...,T \tag{8}$$

(b) The normalization constraints for both the transition probabilities (K constraints) and the error weights (K×T constraints):

$$\sum_{j}^{K} p_{ij} = 1 \qquad \forall i \ = 1,...,K \ , \tag{9}$$

$$\sum_{m}^{M} w_{jtm} = 1 \qquad \forall j \ = 1,...,K \qquad \forall t \ = 1,...,T \ ; \tag{10}$$

(c) K² non-negativity constraints for p and K×T×M constraints for w :

$$p_{ij} \geq 0 \qquad \forall i, \ j = 1,...,K \tag{11}$$

$$w_{jtm} \geq 0 \quad \forall j = 1,...,K, \quad \forall t = 1,...,T, \quad \forall m = 1,...,M \ . \tag{12}$$

Two alternative estimators of the NSTPM can be used: The first one supposes that each element of NSTPM is expressed as a linear function of a set of explanatory variables. The second one is based on instrumental variables. This approach was developed by Golan and Vogel (2000) and Karantininis (2002).

Recovery of non-stationary transition probabilities is best approached from an Instrumental Variables cross-entropy formulation (Golan and Vogel, 2000, Karantininis, 2002), which makes use of prior information and avoids imposing any specific functional form leaving open the exact relationship between the z and x variables. This is expressed in equation (10), where z_{tn} are the elements of a (T×N) matrix of N exogenous variables in T time periods.

$$\sum_{t} z_{tn} x_{j,t+1,} = \sum_{t}\sum_{i} z_{tn} x_{it} p_{ij} + \sum_{t}\sum_{m} z_{tn} v_{m} w_{jtm} \ , \ \forall j= 1,\ldots,K, \forall n= 1,\ldots,N \tag{13}$$

As mentioned above, the objective is to recover the p_{ij} that are closest as possible to q_{ij} and satisfy data. The solution of this problem is

$$\tilde{p}_{ij} = \frac{q_{ij} \exp\left[\sum_{t}\sum_{n} x_{it} z_{tn} \tilde{\lambda}_{nj}\right]}{\sum_{j} q_{ij} \exp\left[\sum_{t}\sum_{n} x_{it} z_{tn} \tilde{\lambda}_{nj}\right]} \tag{14}$$

$$\tilde{w}_{jtm} = \frac{\exp\left[v_m \sum_n z_{tn} \tilde{\lambda}_{nj} \right]}{\sum_m \exp\left[v_m \sum_n z_{tn} \tilde{\lambda}_{nj} \right]} \quad (15)$$

Where $\tilde{p}_{ij}$, $\tilde{w}_{jtm}$ and $\tilde{\lambda}_{nj}$ denote the recovered probabilities, the recovered error weights and the Lagrange multipliers respectively.

5. GCE formalism for spatial analysis

Following Gillespie and Fulton (2001) we introduce a spatial dimension at the Markov model to account for heterogeneity across locations and to calculate the transition probabilities for each location.

In the GCE formulation of the last section,

$$\min_{\mathrm{p,w}} \left\{ H\left(P,W,Q,W^{\circ}\right) = \sum_i \sum_j \sum_l p_{ijl} \ln\left(p_{ijl} / q_{ijl} \right) + \sum_i \sum_t \sum_m \sum_l w_{itml} \ln\left(w_{itml} / w^{o}_{itml} \right) \right\} \quad (16)$$

Subject to the data consistency constraints:

$$\sum_t z_{tnl} x_{j,t+1,l} = \sum_t \sum_i z_{tnl} x_{itl} p_{ijl} + \sum_t \sum_m z_{tnl} v_m w_{jtml} \quad \forall j=1,\ldots,K, \ \forall n=1,\ldots,N, \ \forall l=1,\ldots,L \quad (17)$$

and the normalization constraints $\sum_j^K p_{ijl} = 1, \ \forall i = 1,...,K, \quad \forall l = 1,...,L.$ and the error weights $\sum_m w_{jtml} = 1$

Where, P_{ijl} refers to probability that a farm will move from size category *i* to *j* in time t at location *l*.

5.1. GCE with spatial autocorrelation

This section describes how the GCE framework may be extended to allow for spatially-dependent variable and how the current formulations may be extended to model spatio-temporal dependence. The use of the GCE with a spatial component is also introduced by Marsh and Mittelhammer (2004) (first order spatial autoregressive case), Bhati (2005) (spatial error structure) and recently Fernandez-Vazquez et al. (2009) (autoregressive models) but in a different way to the proposal article, since they estimate a traditional spatial econometric

model as in equation (18) and not a dynamic cross-sectional "Markov" model (which is the purpose of this article).

The first order spatial autoregressive model can be expressed as (see Cliff and Ord 1981, Anselin 1988).

$$Y = \rho WY + X\beta + u \tag{18}$$

A dynamic "pure space recursive" model as named by Anselin (1988) in which dependence pertains only to neighboring locations in a previous period is:

$$Y_{tl} = \rho \left[WY_{t-1}\right]_l + X_{tl}\beta + u_{tl} \tag{19}$$

With connection with our previous model we can allow for the spatial autocorrelation by introducing a spatially lagged dependent variable (in the previous period), where ρ is unknown spatial autoregressive parameter to be estimated. We suppose that the proportion of farms in each size category at a location l at time t+1 depends also on the proportion of farms and transition probabilities in neighbouring locations at previous time period t.

The data consistent constraints of (17) can be seen as:

$$\sum_t \sum_l z_{tnl} x_{j,t+1,l} = \sum_t \sum_i \sum_l \rho a_{lf} z_{tnl} x_{i,t,l} p_{ijl} + \sum_t \sum_i \sum_l z_{tnl} x_{itl} p_{ijl} + \sum_t \sum_m \sum_l z_{tnl} v_m w_{jtml}$$
$$, \forall n = 1,\ldots,N \text{ and } \forall i = 1,\ldots,K \tag{20}$$

Or in a matrix notation,

$$z(t)\, x(t+1) = z(t)\, \rho A^{*} x(t) p + z(t)\, x(t)\, p + z(t)\, v\, w \tag{21}$$

where A is $L \times L$ spatial weight matrix (Anselin 1988). In our empirical application we will adopt one of the most common spatial weight matrixes called a binary contiguity matrix. The matrix is row-standardized so $A = \frac{a_{lf}}{\sum_l a_{lf}}$ with $a_{lf}=1$ if observations l and f are neighbours (from adjoining locations) and $a_{lf}=0$ otherwise. To account for the time series cross-sectional nature of data, the full proximity matrix used in modelling all of the observed data was defined as a block diagonal matrix such that $A^{*} = (I_T \otimes A)$ where A as defined above and I_T is an $T \times T$ identity matrix T = 5 representing the 5 years of available data.

The spatial GCE method for defining the estimator of unknown P and ρ in the spatial autoregressive model using the constrained data in (21) is represented by the following constrained optimization entropy problem:

$$\min_{p,r,w}\left\{H\left(P,R,W,Q,R^{o},W^{o}\right)=\sum_{i}\sum_{j}\sum_{l}p_{ijl}\ln\left(p_{ijl}/q_{ijl}\right)+\sum_{i}\sum_{t}\sum_{h}\sum_{l}r_{ithl}\ln\left(r_{ithl}/r^{o}_{ithl}\right)+\sum_{i}\sum_{t}\sum_{m}\sum_{l}w_{itml}\ln\left(w_{itml}/w^{o}_{itml}\right)\right\} \tag{22}$$

Subject to

$$z(t)\ x(t+1) = z(t)\ (br)A^{*}x(t)p + z(t)\ x(t)\ p + z(t)\ v\ w \tag{23}$$

$$\sum_{j}^{K} p_{ijl}=1,\ ,\sum_{h} r_{jtlh}=1\text{, and, }\ \sum_{j} w_{jtml}=1,\ \ \forall i=1,....,K,\forall l=1,.....,L \tag{24}$$

$$\text{and p, r, w} >0, \tag{25}$$

We reparameterize the spatial autoregressive coefficient as $\rho = br$, with r is an unknown weight vector having nonnegative elements that sum to unity. The support points b_h is used to bound ρ with H>2. Following Anselin (1988) and Marsh and Mittelhammer (2004) we specify the supports as $b=(1/\xi_{\min},0,1/\xi_{\max})$, where $\xi_{\min}$ and $\xi_{\max}$ are the minimum and the maximum eigenvalues of the standardized spatial weight matrix, respectively.

5.2.Impact measures, diagnostic and inference

If a solution exists, then the optimisation problems described above yield estimates of the Lagrange Multipliers ($\tilde{\lambda}$) that can be used to recover the probabilities of interest ($\tilde{p}_{ijl}$, $\tilde{r}_{jtlh}$ and $\tilde{w}_{jtlm}$) and the errors terms ($\tilde{u}_{itl}$), and ultimately to drive marginal effects $\frac{\partial \tilde{p}_{ijl}}{\partial z_{tnl}}$ or $\frac{\partial x_{jl(t+1)}}{\partial z_{tnl}}$ and elasticities and other inferential quantities as needed.

The main goal of this study was to extend an analytical framework that can be used for the analysis of structural change observed at local levels. As a means of applying this method to an empirical problem, a second goal of this study was to assess the impact of socio-economic, policy and environmental factors that are commonly theorized to affect the structural change in the French dairy sector with an account for the regional disparity. Data applied in the empirical analyses were obtained from the agricultural census and the structure surveys

concerning dairy sector. These data were used at the lowest unit of analysis at hand, the "département".

6. Data and structural changes in French dairy farms

As with most agricultural industries, the French dairy sector has evolved into a structure including fewer yet larger farms. Throughout recent history, many factors have led to larger farms being able to benefit from associated increased-size economies. The French milk production sector has been no exception, with increased consolidation and accompanying exit of farms as they seek economies of size and greater production efficiency.
There are many alternatives that could be used to measure structural change in the dairy sector (e.g., changes in farm numbers, herd sizes, asset values, and employment in the sector). Traditionally, most of the emphasis has been placed on tracking changes in farm numbers and the number of cows on farms.

We investigate the factors affecting the decline of the number of farms as well as the size distribution of these farms over time at the département'al level.
Empirical estimation of non-stationary transition probabilities using the cross-entropy formulation presented in the preceding section was conducted using structure surveys database, which reports the French farms structure, but those surveys are not reported each year so we have data only for 1995, 1997, 2000, 2003 and 2005. We consider 84 continental départements[2]; we exclude from the analysis départements in which there is no dairy activities or data are considered not significant, thus we exclude Paris, three départements surrounding Paris and six départements in the south of France namely; Hauts de Seine, Seine Saint Denis, Val de Marne, Herault, Gard, Bouches des rhône, Vaucluse, Var and Alpes maritimes.

We consider the number of dairy farms in eleven farm size classes: 1-9 cows, 10-19 cows, 20-29 cows, 30-39 cows, 40-49 cows, 50-59 cows, , 60-69 cows, 70-79 cows, 80-89 cows, 90-99 cows, and >100 cows for each location (départements). To those eleven classes we added an additional size class to account for entry and exit probabilities. Figure (5.1) plots the number of dairy farms by size class in each département across France country; we aggregate those classes for a better visibility.

[2] Corsica Island and French Overseas *départements* and Territories are also excluded because they are separated by sea or oceans, implying spatial discontinuity in data.

As factors that may affect the structure and spatial change of French dairy farms we consider factors that belong to agglomeration economies which can also arise from general economic activities facilitating access to input and output services. Hence, we consider the number of feed processing plants (Feed Plants) as a measure of the availability of protein-rich feed. We hypothesize that the proximity to cattle feed firms influences a dairy farmer's location an expansion decision. We also measure the accessibility to output markets by including the number of dairy processing plants (Milk Plants). It is expected there are close ties between farmers and dairy processors since milk is a highly perishable product. Data on the industrial sector is obtained from Industry Statistics Studies (SESSI).

As factors relative to urbanization we account for competition for land, we include the so called artificial areas (Arti-area) which are zones devoted to certain artificial infrastructures - e.g. urban area, substructure, grass lawn, cemetery, etc. In France, the surface area of artificial zones has increased considerably; 60,000 ha of land are converted into artificial area every year at the expense of agricultural and environmental activities (Ifen, 2007). We expect that a large amount of artificial area has a negative effect on the amount of agricultural area, and therefore dairy farms. Data on artificial areas was provided by the Ministry of Agriculture.

The Common Agriculture Policy (CAP) encourages a better spatial distribution of agricultural production by preventing the desertification of disadvantaged areas, such as mountain and isolated regions, and the concentration of production activities in more competitive areas, which is often associated with environmental pollution (Ben Arfa et al. 2009). To study the influence of Agriculture Policy Support on dairy farms location we include measures Second Pillar Subsidiaries[3] (ADENV) as well as Young Farmers Premium (YFP), all reported by the Ministry of Agriculture. We expect the *départements* with higher policy support to be favorable to agricultural production, and therefore they will influence dairy farm location. However, the dairy sector is currently facing significant policy changes due to the Luxembourg reform[4] and ongoing WTO[5] (World Trade Organization) trade liberalization negotiations. As a result of recent policy changes, other factors, such as market prices of inputs and outputs, may become decisive in farmers' decisions. To measure the influence of

[3] Second Pillar Subsidiaries include environmental subsidiaries (PHAE, MAE, CTE, CAD) as well as compensation to natural disability (ICHN)

[4] Luxembourg reform resulted in a decoupled payment introduction, a significant diminution of dairy product support prices and the expiry of the milk quota system in 2015.

[5] The Doha Development Round is the current trade-negotiation round of the WTO, launched in 2001. Agriculture is placed as major issues of discussion, where negotiation concerns three main areas: export competition, market access and internal support (Vanzetti, 1996)

the inputs market, we include the price of rural land (Price Land) reported by Land Management Agencies (SAFER). We can expect cheaper land to attract more farmers, but as price is also an indicator of soil quality, we cannot hypothesize about the sign of this variable. We also measure the role of the output market by including the price of milk in each *département* (Price Milk). We hypothesize that high milk price in a *département* have a positive effect on dairy production and dairy expansion. The data on Milk prices come from the Monthly Dairy Survey conducted by the Livestock Office.

Dairy production activities and other agricultural activities occur in the same areas and can complement each other by sharing common natural and human resources. However, they can also compete with one another for land and other limited inputs. In order to determine the sign and significance of the relation between dairy and other types of farming activities, we consider the number of pig and poultry farms (PIG) and the number of cattle farms (Cattle) in the *département*. The farms inventory comes from the Structure Survey provided by the Ministry of Agriculture.

Concern for the environment is growing rapidly; as a consequence, environmental regulations are also increasingly aimed at reducing the negative impact of livestock production. The EU commission has implemented some manure spreading restrictions and requirements so as to protect areas defined as environmentally vulnerable. The variable used in the model is the surface area, per *département*, defined as vulnerable. These vulnerable zones (VZ) are areas where the water's nitrate content is almost or exceeds 50 mg/m^3. *A priori*, we can expect that these measures will reduce the concentration of livestock production, especially in areas considered environmentally vulnerable and for large dairy farms. Therefore, we hypothesize a negative effect on dairy farm production and expansion. Environmental data was provided by the French Institute of the Environment (IFEN).

To measure the influence of climate conditions on dairy farm location, we consider the monthly variation (standard deviation) of rainfall and temperature throughout the year. Dairy farming in the EU has traditionally produced milk on a year-round basis with a feeding system based on pastures and completed by stored forages. We can expect that relatively constant temperatures (SD-temp) and rainfall (SD-rain) will be favorable to year-round pasture-based milk production, since climate variability throughout the year influences the growth potential of grass and therefore the availability of low-priced food. Descriptive statistics and data source of variables are summarized in Annex 5.A.

7. Results and Discussion

The model applied in this research is compute using manually programmed statements by GAMS (General Algebraic Modeling System) software. The spatial weight matrix is computed using Matlab software and then imported into GAMS. Given the optimization capabilities of GAMS to perform large scale nonlinear optimization problem we are able to perform automatic derivatives. Supports were specified as $v=\left(-1/K\sqrt{T},0,1/K\sqrt{T}\right)'$ for the the error distribution with K= 12 size classes and T= 5 years, and $b=(1/\xi_{\min},0,1/\xi_{\max})'$ for the spatial parameter with estimated eigenvalues $\hat{\xi}_{\min}$ = -0.97 and $\hat{\xi}_{\max}=1$.

When we use GCE optimization framework to recover transition probabilities we can introduce some prior knowledge and to take into account other theoretical information about the movement of dairy farms between size classes.

Following Zepeda (1995b) we assume that farms do not reduce in size without leaving the agricultural activity, so the probability of a farm to downsize is nil. We stress here that with the GCE formalism the priors are not introduced as "restrictions". The model simply uses this prior information along with the information contained in the data. The cross entropy formalism allows the model to select how close the estimated probabilities will be to the prior knowledge. There is no prior information about the distribution of the disturbance probabilities *w* and *r*, therefore the priors *w*° and *r*° are assumed to be uniformly distributed around zero. The aim is therefore to recover the p_{ijl} that are closest to q_{ijl}. Results show that prior information is supported by data since the lower-diagonal elements and some of the upper-diagonal elements of the transition probabilities matrix are nil.

Concerning spatial lag (spillover), results show that farms structure in neighboring départements in previous period affects positively and significantly farm structure within the département. The autoregressive parameter ρ = 0.594 suggests that farm number and transition probabilities in neighboring départements seem to have an impact on the number and transition probabilities within the département.

Because of the lack of space and pertinence we don't present the transition probabilities among size classes for each location[6]. However, from those transition probabilities we calculate the probability of growth of each size class at each location and present them in maps form (see Figure 5.2). Probabilities of growth are calculated from the upper-diagonal

[6] Transition probabilities are available by authors upon request

elements of the transition probabilities matrix. We present also the probabilities of entry and exit (last row and last column of the transition probabilities matrix respectively) for each size class and each location (see Figures 5.3 and 5.4).

Results show that the probabilities of growth of large sized farms are higher in regions which are traditionally dairy farms concentrated; North-western of France (see Figure 5.2). This would suggest that dairy sector will concentrate more and more in those regions. Gullstrand (2005) finds a similar result concerning Swedish milk farms; he notes that farms grow faster if they are big, specialized and located in a milk cluster.

Regarding probabilities to enter dairy farming, results show that probabilities to enter are higher for small and middle-sized classes (between 20 and 39 cows) than for the other ones. This is shown also in Figure 3[7]. Indeed, one may observe a kind of "optimum entry size", which seems to be the classes of farms with 20-39 dairy cows (i.e. the maximum is 0.425 or about 42% of potential entries[8] occur in the class with 30-39 dairy cows for the département of "Cotes-d'Armor"). More entry is likely to occur in the small and medium size category in traditional dairy "departments" than in nontraditional dairy départements. Such départements have significant agglomeration economies, including local industries, to support small-scale dairy farms. This result is consistent with that found by Gillespie and Fulton (2001) for pig production in the U.S.

In the same way exits occur in the same size classes and the same regions than entry (See Figure (5.4). The highest outside exit and outside entry occurs in the middle-sized farms (20-39 cows), making them the most dynamic categories in the sector and making the North-Western regions of France the most dynamic in term of entries and exits.

However, for a better consideration of entry and exit probabilities we have to calculate net entries and exits, this work will be considered in future research.

Impact of explanatory variables

Impacts of explanatory variables are computed as marginal effects $\frac{\partial \tilde{p}_{ijl}}{\partial z_{tnl}}$ or $\frac{\partial x_{jl(t+1)}}{\partial z_{tnl}}$ and elasticities. Due to lack of space we present results only for some départements of north-western of France (traditional dairy producing départements) and the département of the "Doubs" (département in which dairy activities is important but which is located in

[7] Probabilities of entry and exit must be interpreted with caution because the 8th category "entry" is really artificial, and the actual probabilities allow only a comparison in relative terms between different categories.

[8] Potential entrants is the maximum number of farms in the period which is equal to 2418

mountainous region and has good certified quality of dairy products) . Elasticities showing the impact of explanatory variables on the number of farms in each class of size for the selected location are mentioned in Tables above.

As a general result it is interesting to note the novelty of the methodology which is to show that the impact elasticities are different according to the size of farms and according to spatial units. Results suggest that milk price influence positively very small and large farms but negatively medium farms. The impact of price of milk is more important for the mountainous départements (i.e. Doubs) than elsewhere. The number of processing plants has positive impact for the number of medium sized farms, negative impact for very small and very large farms, but the impact is rather low for larger farms. The impact of milk plants is more important for regions in which dairy farms are concentrated.

The impact of feed plants is not very clear it is mostly negative but low except for small size farms. For départements located in the north-western of France the impact is higher than for the other départements. This suggests that agglomeration economies exist in the dairy sector and benefit to the expansion of dairy farms.

The rate of land conversion per year is negative especially for medium size farms, suggesting a competition for land between agriculture and urbanization. However, this does not seem to be the only source of competition; indeed the presence of other agricultural activities, such as cattle farming, has also negative impact in the number of medium size dairy farms. This could be explained by the conversion facility between dairy farms and cattle farms. However, as dairy farms grow in size the number cattle farms in the département becomes advantageous for dairy farming because of the gain got from sharing common labour pool, public services and infrastructure, and from having access to market areas for inputs and outputs.

Regarding climatic condition factors, the increase in the variability (standard deviation) of temperature and rainfall has a negative impact in the number of dairy farms especially larger size farms.

Public policies introduced in this analysis include young farmers' premium and environmental subsidies. The impact of young farmers' premium is positively high especially for medium and large farms; this result is consistent with that found by Ben Arfa et al (2009). The impact of environmental subsidies is low, but positive for small farms and negative for medium and large farms. However, this impact is more evident for region located in mountain.

The restrictions in the animal density as well as the limitations in the level of organic nitrogen (livestock manure) have a negative impact: the larger the surface of the départements under environmental restrictions, the fewer the number of dairy farms *ceteris paribus* especially

medium sized ones. Elasticities are higher in départements with higher animal density (North-western of France).

8. Conclusion

In this paper we extended generalized cross entropy (GCE) estimators for Markov chain model to the case of spatial dynamic recursive panel model, where there is first order spatial autocorrelation present in the dependent variable at previous period.

An application to the structural change of French dairy sector was applied. Regional (département) differences in the patterns of structural change are explicitly taken into account. Since the quota implementation, the number of dairy farms has not stopped decreasing but the rate of decrease is not the same in all départements. Agglomeration economies are specifically important in the dairy sector. Indeed, North-Western France accounts for about 47% of the national production of milk, 42% of the dairy farms and 27% of the milk industries.

Results show that spatial autocorrelation exist between structural change (size distribution) of dairy farms in a département and the structural change in the neighbourhood. Transition probabilities of dairy farms from one size class to another are covered in each location. Probabilities of growth seem to be higher for départements where the dairy sector is initially concentrated, which suggest that dairy sector will continue to concentrate in few region which are dynamic in term of dairy production.

An interesting aim of this methodology is the capabilities to perform impacts of a large number of explanatory variables on each farm size class and at each location. Thus we are able to calculate the impact elasticities differently on small, medium and large farms, as results some factors may act as competition factors for small size farms and as complementary factors for large size farms. This is the case of number of beef cattle farming which compete with small dairy farms but as the size of farms grows this factor becomes positive and complement dairy farming by sharing common natural and human resources.

With respect to policy, our findings suggest that regional policies have different impacts on large and small farms, which we show behave differently with respect to location. Environmental subsidies have impact only on small farms and more in mountain regions than elsewhere. This result is consistent with that found by the model of Baldwin and Okubo (2006) which shows that a regional policy which increases the share of firms in peripheral region will induces the largest and most productive firms to move to the core.

The methodology applied in this paper seems to offer a variety of desirable benefits, most important it allows us to handle ill-posed or ill-conditioned problem (with more parameters to

estimate than equations). The flexibility of this methodology allows us also to model dynamic spatial autocorrelation in the dependent variable. Future research may evaluate the predictive accuracy of the model by the use of the covered transition probabilities to calculate the future distribution of dairy farms both in term of size and location.

Acknowledgements

This work has been supported by the CNIEL, Crédit Agricole, GROUPAMA, SEPROM and PSDR-GO (CLAP). The views defended here are the authors' views and not necessary those of these organizations.

Figure 5.1 : Number of dairy farms by départements by size classes in 2005

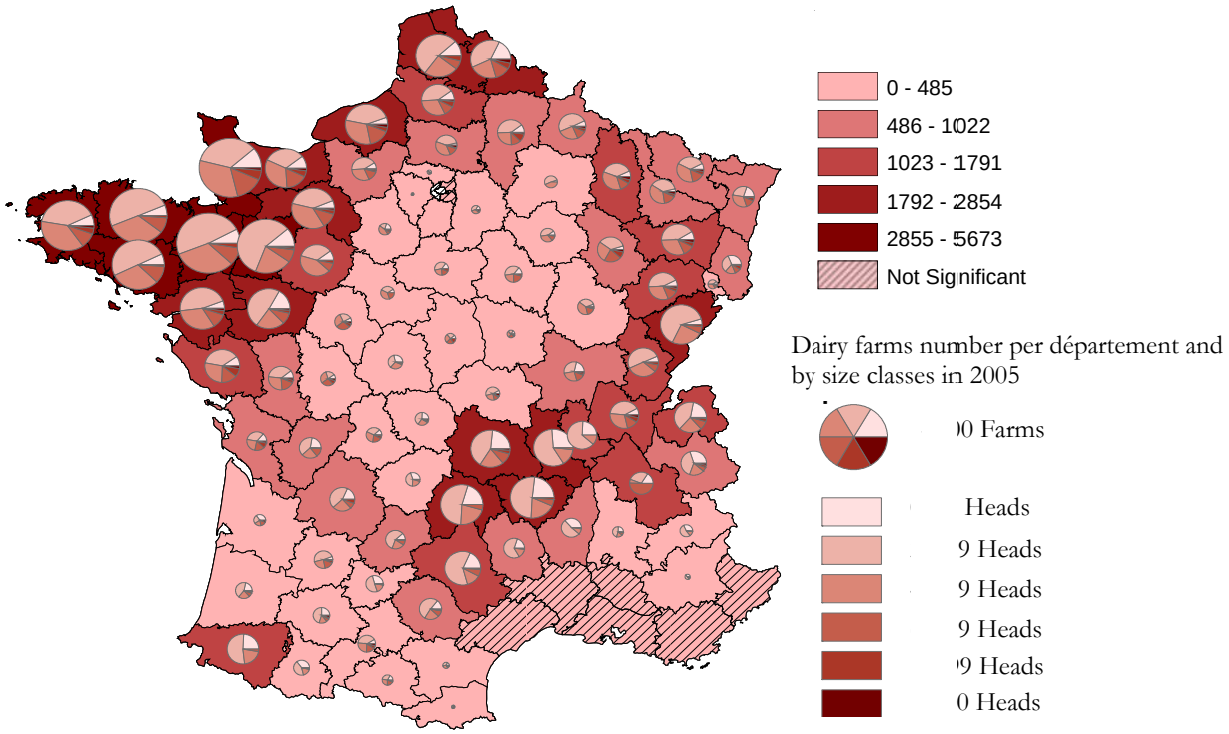
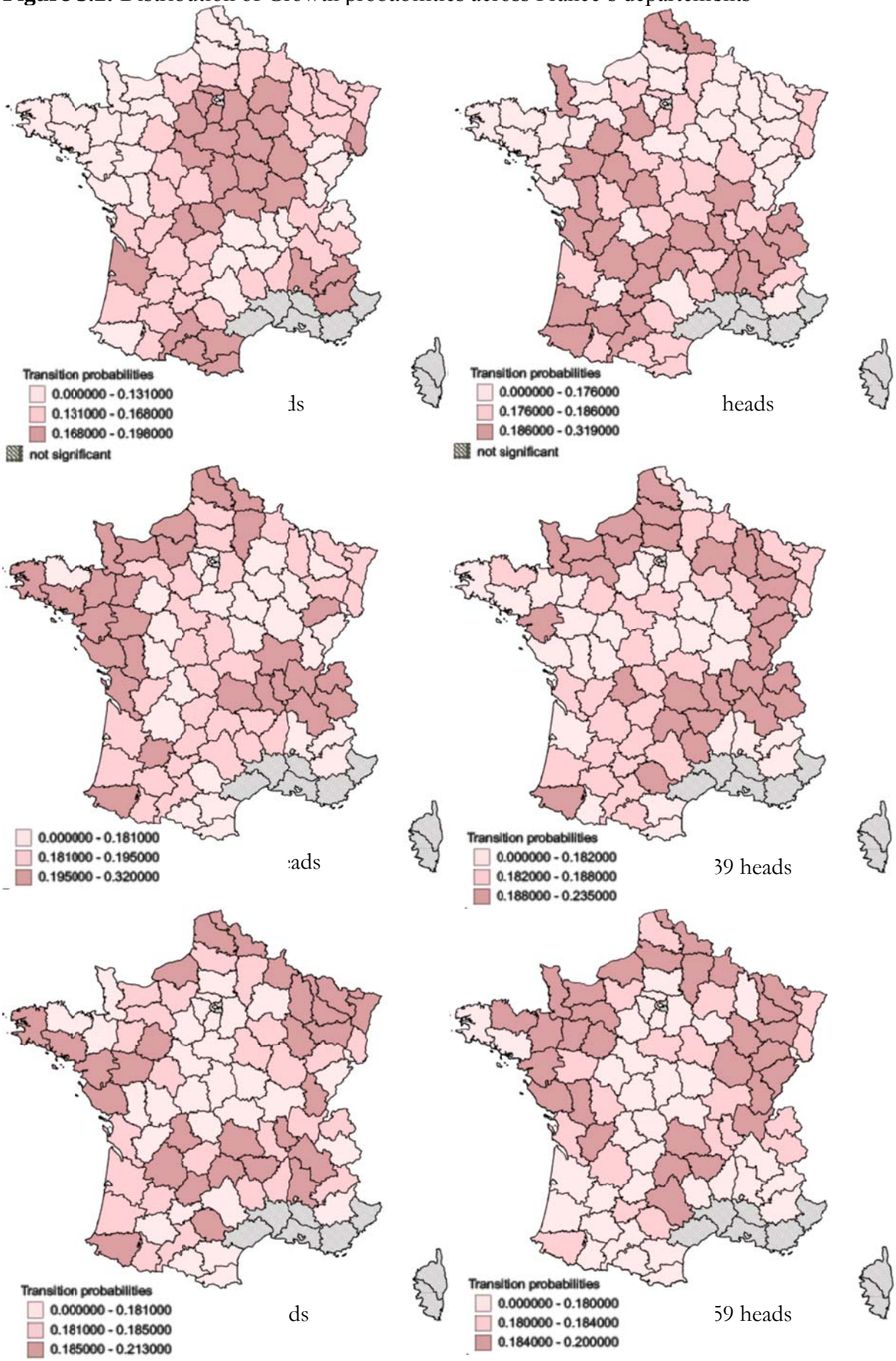


Figure 5.2: Distribution of Growth probabilities across France's départements



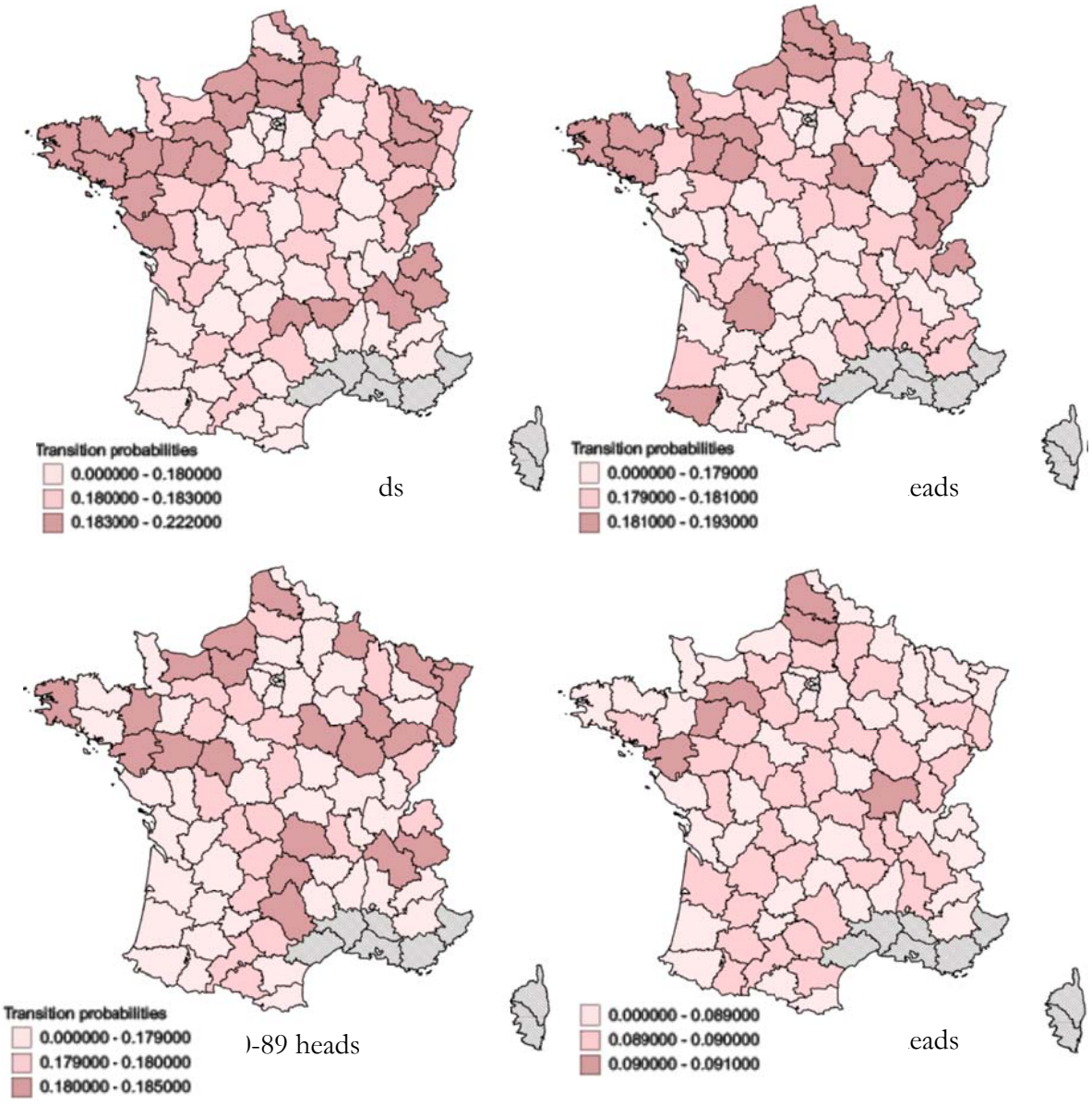
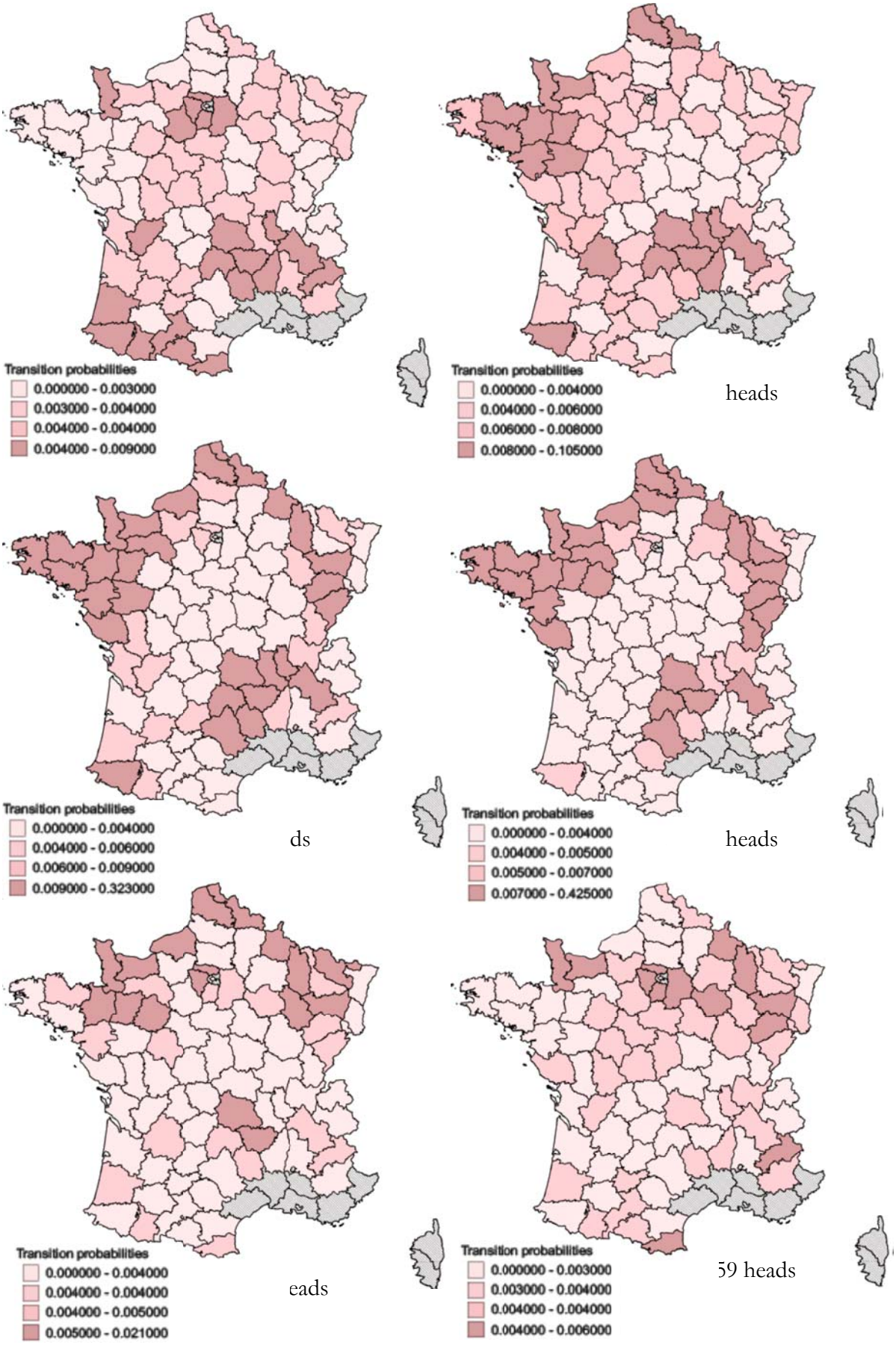
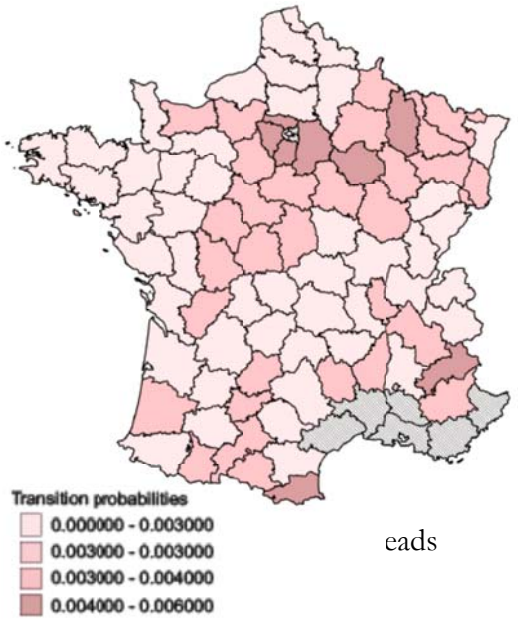
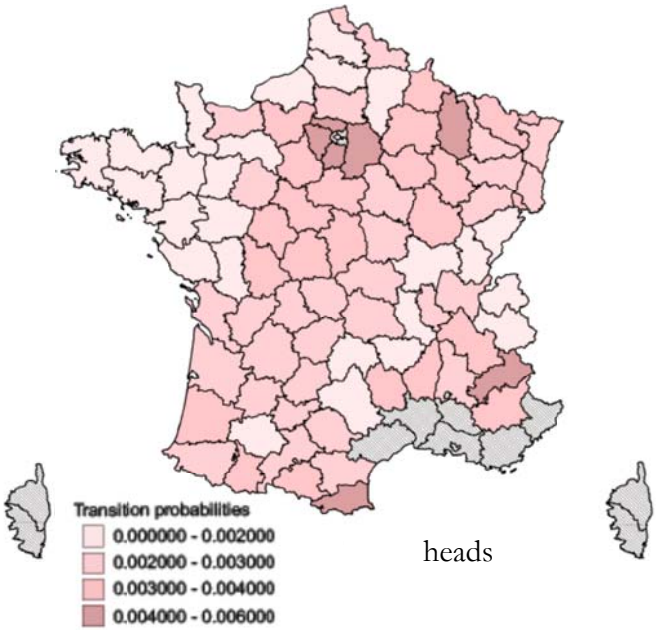

Transition probabilities
0.000000 - 0.180000
0.180000 - 0.183000
0.183000 - 0.222000
ds
Transition probabilities
0.000000 - 0.179000
0.179000 - 0.181000
0.181000 - 0.193000
eads
Transition probabilities
0.000000 - 0.179000
0.179000 - 0.180000
0.180000 - 0.185000
)-89 heads
0.000000 - 0.089000
0.089000 - 0.090000
0.090000 - 0.091000
eads

Figure 5.3: Distribution of Entry probabilities across France's départements

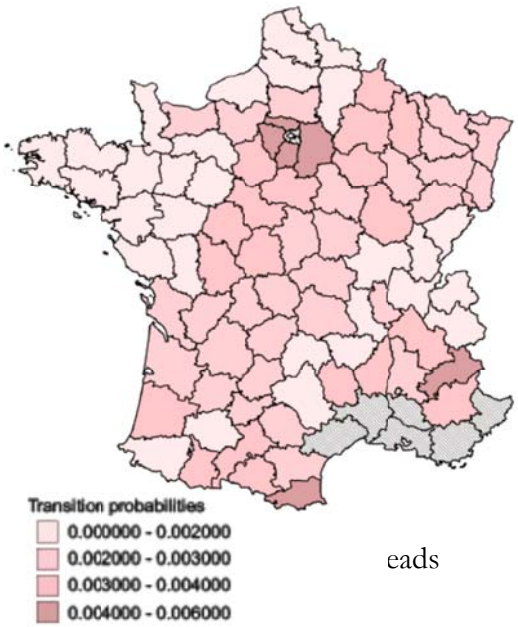




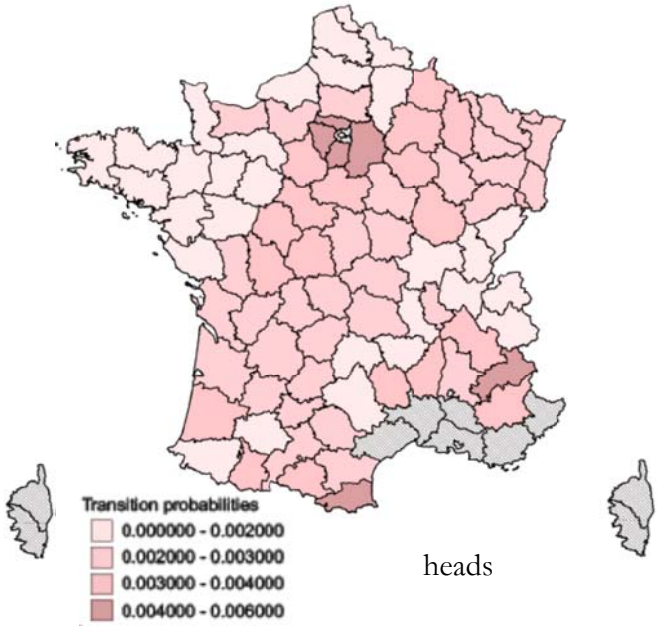
eads



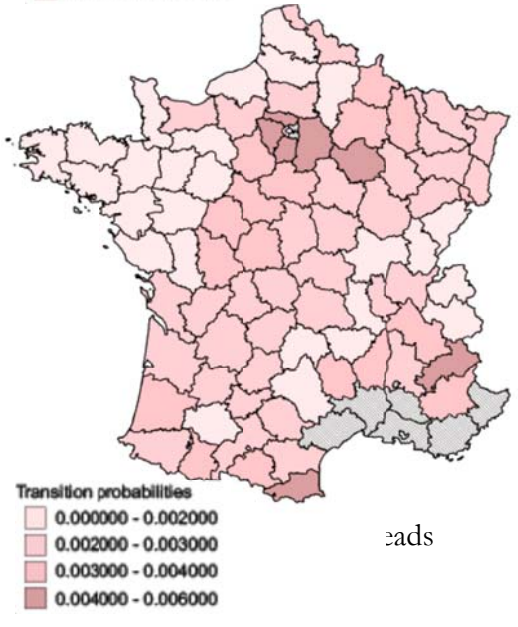
heads



eads

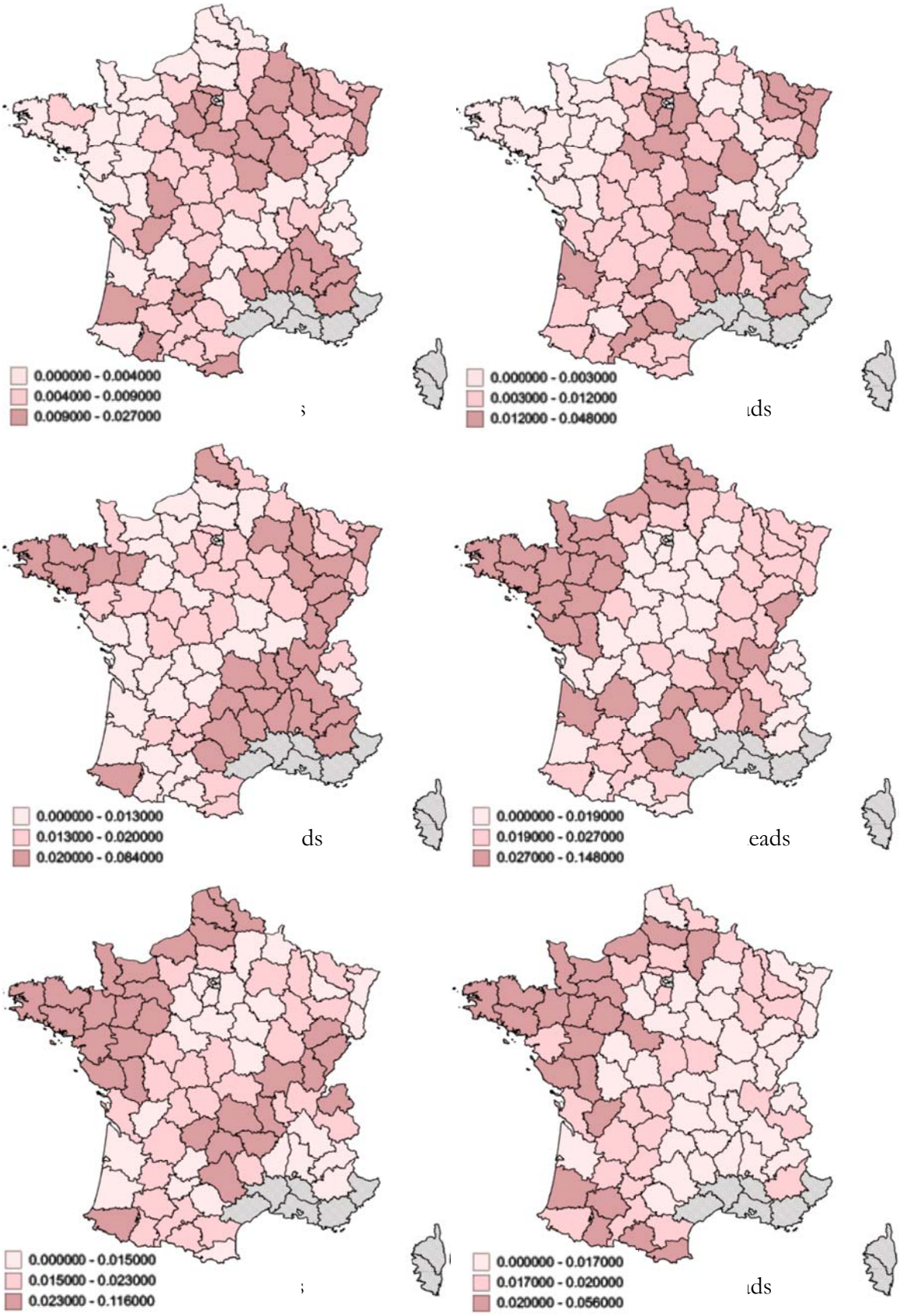


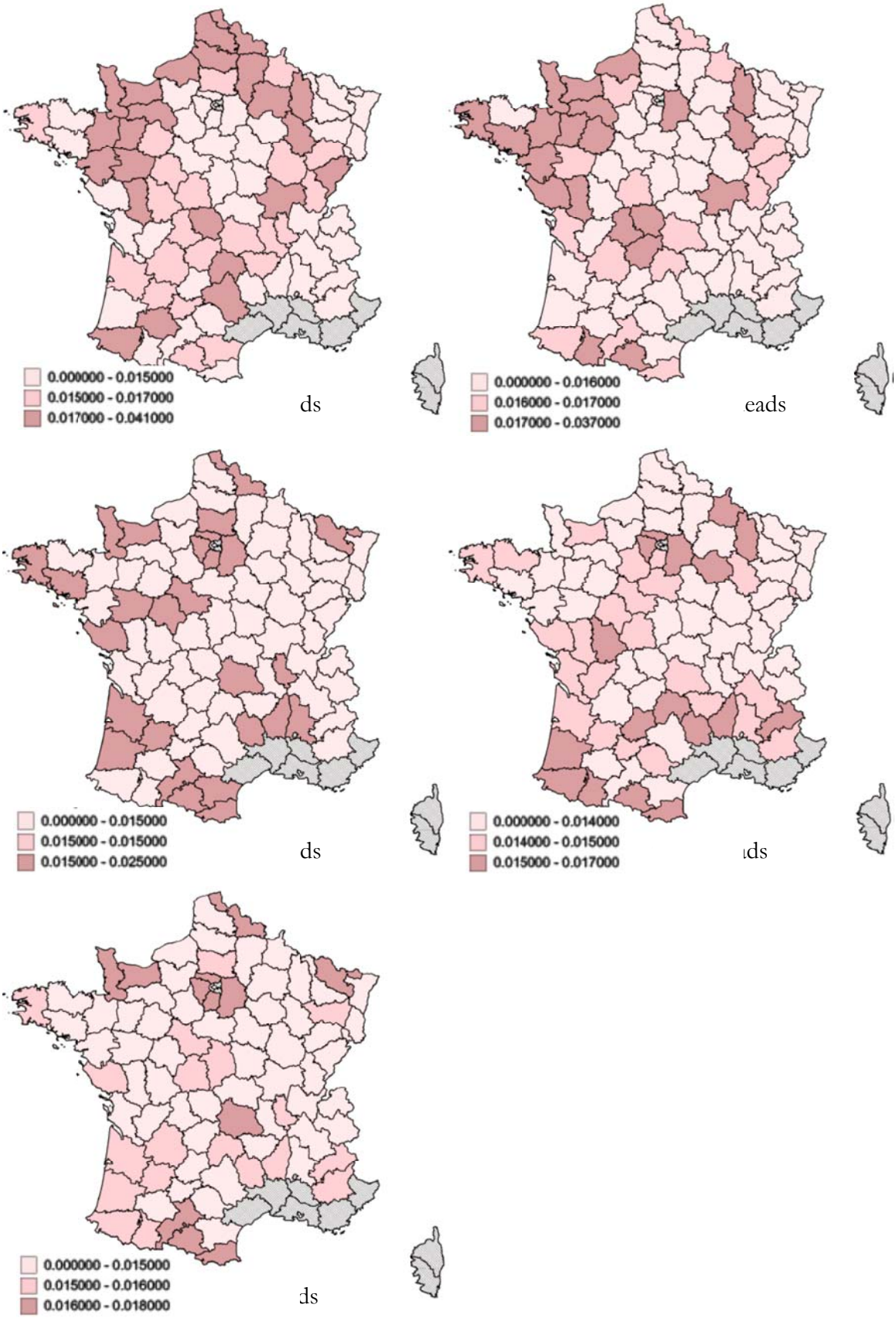
heads



eads

Figure 5.4: Distribution of Exit probabilities across France's départements




0.000000 - 0.015000
0.015000 - 0.017000
0.017000 - 0.041000
0.000000 - 0.016000
0.016000 - 0.017000
0.017000 - 0.037000
0.000000 - 0.015000
0.015000 - 0.015000
0.015000 - 0.025000
0.000000 - 0.014000
0.014000 - 0.015000
0.015000 - 0.017000
0.000000 - 0.015000
0.015000 - 0.016000
0.016000 - 0.018000

Tables 5.1: Cumulative impact-elasticities of the explanatory variables on the number of farms in each size class and in selected départements

Share elasticities D25-Doubs

	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-99	+ 100	Exit
Price Milk	15.265	-3.607	-8.213	-7.927	-5.761	-6.993	3.25	8.369	22.04	32.519	28.875	55.44
Arti-area	0.071	0.911	-0.43	-0.102	-0.383	-0.189	-0.138	-0.027	0.065	0.142	0.128	0.234
PIG	0.04	-0.01	0.033	0.189	0.065	0.171	-0.002	0.031	0.052	0.086	0.076	0.15
Cattle	0.014	-0.122	-0.282	-0.019	-0.023	0.027	0.035	0.022	0.035	0.04	0.034	0.059
Milk Plants	-1.19	-3.534	1.814	2.716	3.715	2.918	0.964	-0.329	-1.209	-2.084	-1.888	-3.54
Feed-Plants	-0.758	-0.321	1.067	-1.278	-0.192	-1.314	-0.226	-0.568	-1.168	-1.666	-1.468	-2.826
Price-Land	0.28	-0.205	-0.03	0.084	-0.133	0.067	0.025	0.186	0.427	0.605	0.537	1.037
ZV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SD_Rain	-0.407	-0.138	-0.019	0.673	-0.17	0.469	-0.302	-0.258	-0.62	-0.913	-0.804	-1.551
SD_Temp	0.536	4.994	6.395	4.821	1.48	2.141	-1.13	-0.658	0.309	0.681	0.629	1.408
YEP	2.468	-1.436	0.382	3.371	2.044	2.973	1.059	1.47	3.837	5.372	4.76	9.25
ADENV	-0.36	2.305	2.378	-1.135	-0.521	-1.546	-0.514	-0.451	-0.718	-0.914	-0.789	-1.492

Share elasticities D22_Cotes-d'Armor

	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-99	+ 100	Exit
Price Milk	2.168	-21.836	-11.006	7.007	-9.282	-11.846	-0.129	0.966	2.264	18.22	6.095	23.883
Arti-area	0.024	7.152	-1.25	-0.151	-1.325	-0.738	-0.586	-0.296	-0.15	0.188	0.075	0.114
PIG	0.32	-2.896	2.313	19.291	3.837	10.644	-0.935	1.067	-0.294	2.999	0.942	4.828
Cattle	-0.043	-2.37	-2.04	0.052	0.101	0.231	0.283	0.145	0.121	0.131	0.026	0.055
Milk Plants	-0.314	-5.358	1.04	1.504	2.679	1.815	0.891	0.194	0.203	-0.405	-0.161	-0.415
Feed-Plants	-0.374	-5.314	10.092	-24.117	-2.123	-11.51	-0.839	-2.562	-1.892	-7.532	-2.359	-9.979
Price-Land	0.019	-0.669	-0.025	0.399	-0.209	0.038	-0.039	0.062	0.062	0.241	0.085	0.351
ZV	0.12	-0.145	-0.489	-1.976	-1.56	-1.127	-0.433	-0.074	-0.102	-0.425	-0.153	-0.703
SD_Rain	0.004	-0.205	-0.036	0.477	-0.287	0.435	-0.261	-0.06	-0.062	-0.379	-0.129	-0.46
SD_Temp	0.526	13.907	6.918	6.699	0.437	1.124	-1.607	-1.368	-0.25	0.385	0.162	1.273
YEP	0.565	-16.596	1.548	23.871	7.395	8.415	2.366	0.985	2.417	7.934	2.612	12.028
ADENV	0.002	0.169	0.065	-0.055	-0.024	-0.042	-0.015	-0.01	-0.007	-0.011	-0.003	-0.015

Share elasticities D29_Finistère

	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-99	+ 100	Exit
Price Milk	-2.472	-18.61	-1.523	-11.99	-8.469	-2.103	-1.03	-0.282	-0.268	0.682	1.677	44.964
Arti-area	-0.047	7.236	-1.112	-0.365	-1.884	-0.722	-0.712	-0.242	-0.116	-0.039	0.032	0.485
PIG	-0.24	-1.951	1.95	10.411	0.645	2.743	-0.827	0.535	-0.003	0.396	0.342	5.806
Cattle	-0.142	-1.421	-1.065	-0.064	-0.301	0.156	0.198	0.089	0.044	0.029	0.002	0.203
Milk Plants	-0.842	-4.487	0.634	1.78	2.462	0.766	0.892	0.228	0.189	0.084	-0.026	-1.126
Feed-Plants	0.6	-0.95	1.28	-3.257	0.986	-1.165	-0.162	-0.371	-0.208	-0.227	-0.216	-4.447
Price-Land	-0.06	-0.483	0.061	0.07	-0.193	0.035	-0.032	0.012	0.006	0.004	0.022	0.557
ZV	0.61	-0.086	-0.46	-1.191	-1.209	-0.434	-0.348	-0.021	-0.052	-0.024	-0.073	-1.036
SD_Rain	0.464	-0.293	-0.328	1.571	-0.971	-0.094	-0.446	-0.03	-0.018	-0.016	-0.091	-1.863
SD_Temp	1.359	10.01	4.544	4.636	0.769	-1.415	-1.366	-0.769	-0.225	-0.182	0.013	1.173
YEP	-2.549	-15.536	4.232	13.426	4.728	2.931	2.201	0.344	0.786	0.538	0.916	22.942
ADENV	0.008	0.1	0.032	-0.025	0.002	-0.015	-0.01	-0.005	-0.003	-0.002	-0.001	-0.021

Share elasticities D56_Morbihan

	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-99	+ 100	Exit
Price Milk	-1.867	-20.838	-9.529	-8.192	-10.866	-7.302	-0.385	0.041	1.385	9.907	2.385	42.213
Arti-area	-0.032	7.447	-1.193	-0.266	-1.741	-0.72	-0.786	-0.116	-0.12	-0.023	0.035	0.411
PIG	-0.153	-1.898	1.403	10.816	1.338	4.295	-0.805	0.306	0.067	1.661	0.309	4.693
Cattle	-0.188	-2.477	-2.025	-0.006	-0.624	0.26	0.373	0.086	0.107	0.219	0.009	0.276
Milk Plants	-0.354	-2.451	0.436	0.868	1.223	0.727	0.573	0.066	0.085	0.022	-0.026	-0.501
Feed-Plants	0.503	-1.183	2.201	-4.301	0.95	-1.745	-0.051	-0.242	-0.366	-1.376	-0.255	-4.15
Price-Land	-0.093	-1.042	-0.036	0.273	-0.361	-0.031	-0.16	0.012	0.054	0.201	0.058	0.986
ZV	0.543	-0.119	-0.426	-1.48	-1.292	-0.889	-0.603	-0.016	-0.066	-0.25	-0.077	-0.976
SD_Rain	0.316	-0.302	-0.063	1.258	-0.606	0.245	-0.632	-0.018	-0.064	-0.358	-0.093	-1.387
SD_Temp	1.389	13.312	6.341	5.974	1.818	0.243	-1.945	-0.478	-0.242	-0.22	0.069	1.291
YEP	-1.789	-15.024	1.313	15.152	4.559	5.68	2.439	0.269	1.437	4.627	1.038	18.204
ADENV	0.011	0.17	0.062	-0.047	0.005	-0.032	-0.018	-0.004	-0.006	-0.012	-0.001	-0.028

Share elasticities D50_Manche

	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-99	+ 100	Exit
Price Milk	-6.515	-12.462	-20.464	-2.152	-3.965	-3.238	-1.691	-0.917	-1.467	-0.381	0.272	34.873
Arti-area	-0.076	5.729	1.359	0.084	-1.371	-0.693	-0.605	-0.254	-0.052	0.09	0.099	0.16
PIG	-0.139	-0.293	0.148	2.28	0.052	1.017	-0.217	0.203	-0.001	0.118	0.068	0.855
Cattle	-1.742	-8.005	-10.058	-0.194	1.057	1.094	1.23	0.703	0.228	0.064	-0.115	0.886
Milk Plants	-3.311	-8.755	-1.827	1.715	4.768	1.661	1.68	0.586	0.387	0.074	-0.065	-1.081
Feed-Plants	0.8	-1.078	0.982	-2.02	0.084	-1.005	-0.164	-0.308	-0.149	-0.185	-0.095	-1.652
Price-Land	-0.176	-0.528	-0.304	0.179	-0.283	0.085	-0.024	0.014	-0.011	-0.025	0.007	0.451
ZV	0.591	-0.114	-0.174	-0.472	-0.64	-0.238	-0.148	-0.01	-0.025	-0.008	-0.037	-0.31
SD_Rain	0.804	-0.551	-0.132	0.683	-1.156	-0.041	-0.337	-0.023	-0.001	-0.001	-0.054	-1.057
SD_Temp	3.544	12.469	10.838	4.71	-1.644	-2.155	-1.91	-1.313	-0.254	-0.064	0.102	0.468
YEP	-4.516	-9.645	-4.333	10.923	5.475	3.17	1.9	0.203	0.39	-0.02	0.122	11.633
ADENV	0.226	1.221	0.976	-0.24	-0.198	-0.246	-0.141	-0.082	-0.026	0.005	0.01	-0.17

Share elasticities D44_Loire-Atlantique

	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-99	+ 100	Exit
Price Milk	2.122	-11.349	-6.472	-7.899	-5.084	-3.743	0.851	2.184	4.511	9.585	6.768	50.341
Arti-area	0.022	5.744	-0.995	-0.203	-1.302	-0.602	-0.467	-0.208	-0.037	0.119	0.104	0.681
PIG	0.05	-0.285	0.264	1.584	0.335	0.919	-0.102	0.139	0.084	0.256	0.184	1.228
Cattle	-0.12	-1.99	-1.89	-0.127	-0.184	0.224	0.261	0.153	0.107	0.1	0.059	0.463
Milk Plants	-0.661	-3.88	0.739	1.355	2.065	1.047	0.599	0.111	-0.01	-0.306	-0.224	-1.778
Feed-Plants	0.01	-0.664	1.23	-1.726	0.053	-1.202	-0.205	-0.414	-0.448	-0.749	-0.527	-3.719
Price-Land	0.019	-0.633	-0.029	0.082	-0.216	0.072	0.009	0.091	0.126	0.224	0.165	1.199
ZV	0.261	-0.092	-0.3	-0.793	-0.925	-0.537	-0.228	-0.07	-0.126	-0.193	-0.163	-1.013
SD_Rain	0.054	-0.16	-0.037	0.586	-0.301	0.151	-0.18	-0.08	-0.127	-0.24	-0.182	-1.274
SD_Temp	1.043	9.614	5.325	4.264	0.735	-0.105	-1.062	-0.852	-0.108	0.1	0.105	1.098
YEP	0.133	-5.7	0.584	4.804	2.67	2.601	1.202	0.814	1.569	2.535	1.796	13.262
ADENV	0.025	0.551	0.238	-0.118	-0.041	-0.125	-0.054	-0.039	-0.03	-0.033	-0.022	-0.16

Share elasticities D49_Maine-et-Loire

	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70-79	80-89	90-99	+ 100	Exit
Price Milk	0.951	-13.427	-6.331	-12.747	-7.665	-1.957	1.066	2.476	4.175	10.169	12.927	51.714
Arti-area	0.005	4.961	-0.512	0.843	-1.018	-0.298	-0.257	-0.09	0.022	0.108	0.151	0.534
PIG	0.028	-0.423	0.294	1.321	0.402	0.719	-0.048	0.166	0.13	0.331	0.401	1.56
Cattle	-0.11	-1.838	-1.46	-0.741	-0.761	0.12	0.153	0.083	0.046	0.078	0.082	0.376
Milk Plants	-0.18	-1.243	0.145	0.062	0.491	0.173	0.119	0.006	-0.025	-0.096	-0.132	-0.517
Feed-Plants	0.056	-0.4	0.595	-0.548	0.364	-0.417	-0.095	-0.191	-0.198	-0.423	-0.521	-2.051
Price-Land	-0.006	-0.412	-0.028	-0.1	-0.1	0.033	0.004	0.047	0.058	0.133	0.171	0.687
ZV	0.18	-0.061	-0.171	-0.356	-0.425	-0.197	-0.117	-0.04	-0.064	-0.126	-0.162	-0.62
SD_Rain	0.089	-0.176	-0.043	0.46	-0.16	0.076	-0.159	-0.081	-0.114	-0.261	-0.335	-1.316
SD_Temp	1.12	11.611	5.571	6.648	2.89	-0.289	-0.897	-0.604	0.008	0.185	0.316	1.156
YEP	-0.223	-7.697	0.386	1.547	1.95	1.838	1.061	0.877	1.438	3.095	3.908	15.639
ADENV	0.028	0.584	0.222	0.094	0.07	-0.073	-0.038	-0.026	-0.017	-0.03	-0.035	-0.149

References

Abdalla, Ch.W., Lanyon, L.E. and Hallberg, M.C. 1995. What We Know about Historical Trends in Firm Location Decisions and Regional Shifts: Policy Issues for an Industrializing Animal Sector. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 77, No. 5, Proceeding Issue. pp. 1229-1236.

Adelman, I.G. 1958. A Stochastic Analysis of the Size Distribution of Firms. *Journal of American Statisticians Association* vol. *53* pp. 893–804.

Ahearn, M.C., Yee, J., and Korb, P. 2004. Agricultural Structural Adjustment to Government Policies: Empirical Evidence. Paper presented at the annual meeting of the American Agricultural Economics Association. Denver, Colorado.

Anselin, L. 1988. Spatial Econometrics: Methods and Models. Boston: Kluwer Academic.

Anselin, L. and Bera A.K. 1998. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. in Amman Ullah and David A. Gilles (eds.), Handbook of Applied Economics Statistics, pp. 237-289. New York, NY: Marcel Dekker.

Baldwin, R.E., Okubo, T., 2006. Heterogeneous firms, agglomeration and economic geography: Spatial selection and sorting. *Journal of Economic Geography,* vol. 6 (3), 323–346.

Barkley, D.L., Keith, J.E. 1991. The locational determinants of western nonmetro high tech manufacturers: An econometric analysis, *Western Journal of Agricultural Economics*, vol. 16 (2), pp. 331–334

Bartik, T. 1989. Small business Start-Ups in the United States: Estimates of the effects of characteristics of States, *Southern Economic Journal*, vol. 55 (4), pp. 1004-1018

Ben Arfa, N., Daniel, K., Jacquet, F., and Karantininis, K. 2008. Agricultural policies and structural change in French dairy farms : Application of a non-stationary Markov model, Paper presented at the XIIth Congress of the European Association of Agricultural Economists (EAAE), 26-29 August, Ghent, Belgium.

Ben Arfa, N., Rodriguez, C., Daniel K. and Shonkwiler, S.J. 2009. Spatial Structure of the French dairy sector: a spatial HAC estimation. III World Conference of Spatial Econometrics, 8-10 July, Barcelona, Spain.

Bhati A.S. 2005. Robust Spatial Analysis of Rare Crimes: An Information-Theoretic Approach *Sociological Methodology*, vol. 35, pp. 239-301.

Brewin, D.G. 2004. Three essays in Regional Economics that consider the importance of space, Agglomeration, and income, Thesis in Agriculture, Environment and Regional Economics. Pennsylvania State University, 2004.

Chavas, J.F. and Magand, G. *1988*. A Dynamic analysis of the Size Distribution of Firms: The Case of the U.S. Dairy Industry. *Agribusiness,* vol. 4, issue. 4, pp. 315–330.

Courchane, M., Golan A., Nickerson, D. 2000. Estimation and Evaluation of Loan Discrimination. An Information Approach, *Journal of Housing Research*, vol. 11, pp. 67-90.

Cliff, A., Ord, J.. 1981. Spatial Processes, Models and Applications. London: Pion, 266 p.

Disney, W.T., Duffy, P.A. and Hardy, W.E. 1988. A Markov Chain Analysis of Pork Farm Size Distributions in the South. " *Southern Journal of Agricultural Economics,* vol. 20, pp. 57–64.

Fernandez-Vazquez, E., Mayor-Fernandez, M. and Rodriguez-Valez J. 2009. Estimating Spatial Autoregressive Models by GME-GCE Techniques. *International Regional Science Review,* vol 32, N 2, pp. 148-172.

Fujita M., Thisse J.F. (2002) Economics of agglomeration, Cambridge University Press.

Goddard, E., Weersing, A., Chen, K., Turvey, C.G. 1993. Economics of Structural Change in Agriculture, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 41, pp. 475-489.

Golan, A., Judge, G., Miller, D. 1996. *Maximum Entropy Econometrics*, John Willey and Sons, Chichester.

Golan, A., Vogel, S.J. 2000. Estimation of Non-stationary Social Accounting Matrix Coefficients with Supply Side Information, *Economic Systems Research*, vol. 12, pp. 447-471.

Gibrat, R. 1931. *Les Inégalités Economiques; Applications aux Inégalités des Richesses, à la Concentration des Entreprises, aux Populations des Villes, aux Statistiques des Familles, etc., d'une Loi Nouvelle, la Loi de l'Effet Proportionnel*, Paris, Librairie du Recueil Sirey.

Gillespie, J.M., Fulton, J.R. A. 2001. Markov Chain Analysis of the Size of Hog Production Firms in the United States, *Agribusiness*, vol. 17 (4), pp. 557–570.

Gillmor, D.A. 1987. Concentration of enterprises and spatial change in the agriculture of the Republic of Ireland, Transactions of the Institute of British Geographers, New Series; Vol 12 (2), pp. 204-216.

Grafeneder-Weissteiner T. 2010. Demographic change, growth and agglomeration Working Paper No. 132, WU (Vienna University of Economics and Business), Department of Economics, June 2010

Gullstrand, J. 2005. Who survives and who grows after EU membership? The case of Swedish milk farmers, SLI Working Paper 2005:4 Revised Version August 2006.

Hallberg, M.C. 1969. Projecting the Size Distribution of Agricultural Firms - An Application of a Markov Process with Non-stationary Transition Probabilities, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 51, pp. 289-302.

Huffman, W., Evenson, R. 2001. Structural and Productivity Change in U.S. Agriculture, 1950-82. *Agricultural Economics*, vol. 24, pp. 127-147.

Huettel, S. and R. Jongeneel. 2009. Impact of the EU Milk Quota on Structural change in the dairy Sectors of Germany and the Netherlands. Paper presented at the International Association of Agricultural Economists Conference, Beijing, China, August 16-22.

Ifen. 2007. Indicateurs de suivi des engagements européens : Artificialisation des sols. On line www.ifen.fr.

Igliori D. C. 2008. Deforestation, Growth and Agglomeration Effects: Evidence from Agriculture in the Brazilian Amazon Discussion paper series Department of Land Economy, University of Cambridge

Isik, M., 2004. Environmental regulation and the spatial structure of the U.S. Dairy Sector. *American Journal of Agricultural Economics,* vol. 86(4), pp. 949-962.

Jongeneel, R., Longworth, N., Huettel, S. 2005. Dairy Farm Size Distribution in East and West: Evolution and Sensitivity to Structural and Policy Variables: Case-Studies of the Netherlands, Germany Poland and Hungary. Paper Presented at the *XI-th international congress of the European Association of Agricultural Economics (EAAE)*, Copenhagen, Denmark, 24-27 August, 2005.

Judge, G. G., and Swanson E. R. 1962. Adjustments in Size of Beef and Hog Enterprises: A Markov Process Analysis. *Illinois Agricultural Economics*, vol. 2, issue 2, pp. 32-43.

Karantininis, K. 2002. Information Based Estimators for the Non-stationary Transition Probability Matrix: An Application to the Danish Hog Sector. *Journal of Econometrics*, *vol.* 107, pp. 275-290.

Key, N., Roberts, M.J. 2006. Government Payments and Farm Business Survival, *American Journal of Agricultural Economics*, *vol.* 88(2) pp. 382-392.

Larue, S. 2009. Microéconomie de la localisation des activités agricoles. Le cas d'une production à fortes contraintes environnementales. Thèse de doctorat en économie, Université de Bourgogne, 233 p.

Leathers, H. 1992. The Market for Land and the Impact of Farm Programs on Farm Numbers.. *American Journal of Agricultural Economics, vol.* 74, pp. 291-298.

Lee, T. C., Judge G., Zellner A. 1977. *Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data*, 2nd edition, North Holland, Amsterdam.

MacRae, E.C. 1977. Estimation of Time–varying Markov Processes with Aggregate Data. *Econometrica*, vol. 45, pp. 183–198.

Markov. A. A. 1906. Rasprostranenie zakona bol'shih chisel na velichiny, zavisyaschie drug ot druga . Izvestiya Fiziko-matematicheskogo obschestva pri Kazanskom universitete, 2-ya seriya, tom 15, pp 135-156,

Markov. A. A. 1971. Extension of the limit theorems of probability theory to a sum of variables connected in a chain ». Reprinted in Appendix B of: R. Howard. Dynamic Probabilistic Systems, volume 1: Markov Chains. John Wiley and Sons.

Marsh, T.L. and Mittelhammer, R.C. 2004. Generalized maximum entropy estimation of a first order spatial autoregressive model. *Advances in Econometrics*, vol. 18, pp.199-234.

Martin, P. and Ottaviano, G.I.P. 2001. Growth and agglomeration. *International Economic Review*, vol. 42, pp. 947-968.

Osei, E., Lakshminarayan, P. G. 1996. The determinants of dairy farm location. Livestock Series Report 7. CARD Working Paper, WP 174, December 31.

Padberg D. I. 1962. The Use of Markov Processes in Measuring Changes in Market Structure. *Journal of Farm Economics,* vol 44, pp.189-199.

Rahelizatovo, N. C. and Gillespie, J. 1999. Dairy Farm Size, Entry, and Exit in a Declining Production Region. *Journal of Agricultural Applied Economics*, vol. 3 pp. 333-347.

Roe, B., Irwin E. G., and Sharp, J. 2002. Pig in Space: Modeling the Spatial Structure of Hog Production in Traditional and Nontraditional Production Regions. *American Journal of Agricultural Economics*, vol.84, pp. 259–278.

Shannon, C.E. 1948. A mathematical theory of communication. *Bell System Technical Journal*, pp. 379-423

Stanton, B.F., and Kettunen, L. 1967. Potential Entrants and Projections in Markov Process Analysis. *Journal of Farm Economics,* vol. 49, pp. 633-642.

Stavins, R.N., and Stanton, B.F. 1980. Using Markov models to predict the size distribution of dairy farms, New York State, 1968–1985. Ithaca, NY: Dept. of Agricultural Economics AE RES 80–20, Cornell University.

von Massow, M., Weersink, A., and Turvey, C.G. 1992. Dynamics of structural change in the Ontario hog industry. *Canadian Journal of Agricultural Economics,* vol. 40, pp. 93–107.

Telser, L.G. 1963. Least-squares Estimates of Transition Probabilities. In: Christ, C.F., et. *al.*, Editors, Measurement in Economics-Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Yehunda Grunfeld, , Stanford University Press, Stanford, pp. 270-292.

Tweeten, L. 1993. Government Commodity Program Impacts on Farm Numbers. In A. Hallam, ed. *Size, Structure and Changing Face of American Agriculture*. Boulder, CO: Westview Press, pp. 336-364.

Weiss, C. R. 1999. Farm growth and survival: econometric evidence for individual farms in Upper Austria. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 81, No. 1. pp. 103-116.

Zepeda, L. 1995a. Asymmetry and Non–stationarity in the Farm Size Distribution of Wisconsin Milk Producers: An Aggregate Analysis. *American Journal of Agricultural Economics*, vol.77, pp.837–852.

Zepeda, L.1995b. Technical Change and the Structure of Production: A Non–stationary Markov Analysis. *European Review of Agricultural Economics*, vol. 22, pp. 41–60.

Annex:

Table 5.A. Summary statistics

Variables	Description	Mean	Std.Dev	Min	Max	Source
Dependent Variable						
X_{it}	Number of dairy farms by size class in the *département* in time t	1095.07	1259.22	1.48	5673.24	SCEES[1]
Independent Variables						
$AX_{i,t-1}$	Number of dairy farms by size class in the neighboring *départements* in previous period					
Price Milk	Price of Milk €/100kg	28.88	1.21	27.43	31.59	Livestock Office [2]
Price Land	Price of Land €/hectare	42.42	16.36	16.15	121.75	SAFER
Arti-area	Surface of artificial land (land competition)	49.44	20.82	8.32	119.68	SCEES[4]
Pig	Number of pig	303.42	704.05	0.00	3781.00	SCEES[1]
Cattle	Number of cattle	1292.15	1337.84	0.00	5075.00	SCEES[1]
Sdev-rain	Monthly variation of rainfall (standard deviation)	39.99	9.85	25.46	70.91	Climate Institute
Sdev-temp	Monthly variation of temperature (standard deviation)	5.70	0.62	3.63	6.68	Climate Institute
YFA	Young Farmers Allocations (Number)	60.54	37.69	0.00	174.00	Livestock Office
ADENV	Environment Subsidies (in million Euros)	12.09	13.15	0.40	75.08	SCEES[6]
Milk Plants	Dairy processing plants	7.01	7.14	0.00	33.00	SESSI[7]
Feed Plants	Feed processing plants	4.81	7.60	0.00	57.00	SESSI[7]
Vulnerable-Z	Number of *communes* per *département* classed as environmentally vulnerable zones	26.79	23.87	0.00	82.00	IFEN[5]

1.Structure Survey 2005, 2. Dairy Survey, 3. Census of Population, 4. TERUTI Survey, 5. French Institute for Environment. 6.Agriculture Public Support. 7. Annual Business Survey

CONCLUSION GENERALE

La dynamique d'ajustement structurel dans le secteur laitier en France est l'une des plus fortes de tous les secteurs agricoles avec des rythmes particulièrement élevés de disparition des exploitations et de croissance de leur taille moyenne. Cette dynamique est néanmoins hétérogène dans l'espace, les régions les plus touchées sont celles où la densité laitière est faible à l'origine, celles qui résistent sont celles où la densité est élevée et où un tissu industriel est bien développé.

Toutefois, malgré l'importance de l'hétérogénéité spatiale dans le processus de changement structurel en agriculture, la plupart des contributions empiriques se sont limitées à des analyses transversales et comparatives entre régions, notamment les plus productrices (Chavas et Magand, 1988 ; Gillespie et Fulton, 2001; Huettel et Jongeneel, 2009).

Dans cette thèse nous avons intégré les apports de la nouvelle économie géographique dans les théories de la croissance des entreprises afin de prendre en compte non seulement l'effet de la localisation dans le changement structurel des exploitations mais également les interactions spatiales et les éventuelles économies d'agglomération. En effet, la nouvelle économie géographique a mis en évidence le rôle de l'environnement à proximité de l'entreprise sur la croissance de celle-ci. L'agglomération des activités économiques est alors considérée comme un moteur de croissance.

Pour ce faire, au plan méthodologique, nous avons dans un premier temps, estimé, en utilisant la méthode des chaines de Markov, l'impact de certains facteurs économiques et politiques sur les changements de taille des exploitations laitières. Dans un deuxième temps, à l'aide des méthodes d'économétrie et statistiques spatiales, nous avons introduit une dimension spatiale dans l'analyse afin d'appréhender les différences régionales (départementales) et de détecter d'éventuels effets d'agglomération. Dans un troisième temps, nous avons intégré la dimension spatiale dans le modèle de Markov non-stationnaire afin de mesurer la distribution de la taille des exploitations selon la localisation en prenant en compte les interactions spatiales. Dans cette perspective, la flexibilité de la méthode de l'entropie croisée et généralisée nous a permis de construire un modèle spatial récursif dynamique qui prend en compte les interactions dans l'espace mais également dans le temps.

Ces approches complémentaires, nous ont permis de produire des connaissances sur les déterminants de la croissance et de la localisation de la production laitière en France.

Les résultats présentés montrent que globalement la tendance à la baisse du nombre des exploitations laitières et la croissance de leur taille moyenne devrait se poursuivre (Chapitre 2). Les aides directes semblent avoir un effet positif sur le nombre des petites exploitations laitières et sur leur probabilité de survie. La réforme de la PAC qui se traduit par la hausse des aides directes devrait donc ralentir (mais faiblement) cette tendance à la croissance de la taille des exploitations. Le prix du lait, quant à lui, a un effet positif beaucoup plus évident sur la croissance de la taille des exploitations laitières.

Ensuite nous nous sommes intéressés à la prise en compte de la dimension spatiale dans les dynamiques structurelles, et il nous a semblé nécessaire de compléter l'analyse du changement structurel au niveau français sachant que des hétérogénéités évidentes surgissent au niveau régional et infra-régional. Nous montrons pourquoi il est important de prendre en compte les outils de l'économie spatiale lors de l'analyse de la répartition géographique des activités agricoles en général et des exploitations laitières en particulier (dans le chapitre 3). En effet, dans la production laitière française une concentration géographique s'est constituée au fil du temps et quelques départements concentrent la majorité de la production. En tenant compte de la proximité spatiale, le secteur laitier s'avère le secteur agricole le plus spatialement concentré, les départements concernés par la production laitière sont voisins et on peut considérer qu'ils constituent ainsi des *clusters* de production. Cette autocorrélation spatiale positive s'opère dans un contexte où il y a une volonté politique forte de maintenir la production laitière sur une grande partie du territoire.

La concentration spatiale des exploitations laitières pourrait engendrer des externalités positives ou des économies d'agglomération qui bénéficierait à tout le secteur laitier. Elle peut résulter de deux phénomènes : i) un processus d'agglomération d'exploitations et d'industries liées au secteur laitier lui-même et ii) l'existence d'infrastructures générales locales externes au secteur mais pouvant bénéficier à celui-ci. Par ailleurs, l'agglomération des activités peut également engendrer des effets négatifs, dus à la congestion des marchés des facteurs et des infrastructures ou à la pollution, qui sont considérés comme des forces poussant à la dispersion des activités.

Les résultats de notre travail en économétrie spatiale (chapitre 4) montrent nettement que l'agglomération des exploitations laitières a un effet positif dans le développement de

l'activité laitière. La concentration d'un grand nombre d'exploitations laitières attire d'autres exploitations qui se localisent à proximité. Ces externalités technologiques non-marchandes expliquent une grande part de la concentration spatiale des exploitations laitières. Ceci peut s'expliquer par le fait que les éleveurs peuvent bénéficier de la connaissance, la compétence et des informations des uns et des autres, ce bénéfice augmentant avec la proximité. Un autre résultat important est de constater que l'ampleur de ces externalités est plus élevée en 1995 qu'en 2005. On peut considérer que la localisation des exploitations laitières en 1995 était principalement expliquée par la proximité des exploitations les unes des autres, alors qu'en 2005 d'autres facteurs, notamment ceux liés aux marchés, interviennent également dans la détermination de la localisation. Concrètement, l'effectif des exploitations et leur répartition sur le territoire devient de plus en plus sensible au prix du lait.

Des externalités pécuniaires sont, par ailleurs, identifiées dans nos résultats. La proximité aux industries d'amont et d'aval s'avère être un facteur important dans la localisation des exploitations laitières. Les économies d'agglomération augmentent avec la présence d'un tissu industriel à proximité des exploitations laitières. Les résultats montrent que les facteurs liés à l'accès aux marchés des inputs et outputs sont des déterminants devenus de plus en plus importants dans la localisation des exploitations laitières. Ces forces d'agglomération encouragent le développement des exploitations laitières dans des régions compétitives.
Les réglementations environnementales en matière de pollution des eaux par les nitrates semblent avoir un effet négatif favorisant la dispersion des exploitations laitières. L'urbanisation et l'artificialisation des terres ainsi que la concurrence avec les autres activités animales (bovines viandes et porcines) sont également identifiées comme des forces de dispersion des exploitations laitières.

Dans le chapitre cinq nous avons analysé l'effet de la localisation sur la croissance de la taille des exploitations laitières. Ainsi, nous avons étudié l'effet des facteurs précédemment identifiés sur la croissance des exploitations laitières de manière différencié selon la taille des exploitations. Pour cela, nous avons étendu la méthode des chaines de Markov pour une prise en compte de l'espace et des interactions entre ce qui se passe dans une région et ce qui se passe dans les régions voisines.
Les résultats de notre travail montrent que la structure des exploitations dans les départements voisins au cours de la période précédente a un effet positif sur la structure des exploitations laitières dans le département considéré. Egalement, la probabilité de croissance des

exploitations laitières est d'autant plus élevée que les exploitations sont de taille moyenne et grande et sont localisées dans des clusters laitiers. Ce résultat confirme la théorie du processus circulaire qui stipule que la croissance engendre l'agglomération qui engendre plus de croissance.

Cette analyse montre également que les facteurs de localisation que nous avons identifiés ont des impacts différents selon la taille et selon la localisation des exploitations laitières. En effet, certains facteurs peuvent être considérés comme des facteurs d'agglomération pour les grandes exploitations alors qu'ils agissent comme des facteurs de dispersion pour les petites exploitations. Tel est le cas des activités bovin-viande qui sont considérées comme concurrentes pour les exploitations laitières de petite taille et deviennent complémentaires dès que la taille de celles-ci augmente.
L'impact de la proximité aux industries de transformation est positif seulement pour les moyennes exploitations. Ce résultat peut être expliqué par la différence des coûts de transport entre les exploitations de différente taille ainsi que de leur capacité à livrer leur lait plus ou moins loin. Les grandes exploitations ont plus de capacité à livrer plus loin et leurs coûts de transport sont plus faibles puisque les volumes sont plus élevés.
En ce qui concerne les politiques agricoles et notamment celles du second pilier, les résultats montrent que ces aides bénéficient plus aux petites exploitations qu'aux autres et que leur impact est d'autant plus fort que les exploitations sont situées en zone de montagne.
Les réglementations environnementales sont des forces de dispersion des exploitations laitières particulièrement pour les moyennes et grandes qui doivent satisfaire des contraintes de chargement.

La plupart des résultats confirment, d'abord, l'existence d'externalités marshalliennes liées à l'agglomération des exploitations laitières, ce processus s'auto-entretient. Ensuite, ils mettent en évidence l'interaction entre deux forces antagonistes influençant la localisation des exploitations laitières ; des forces qui concourent à l'agglomération et d'autres qui tendent à disperser les exploitations laitières. En outre, un même facteur peut, à la fois, être force d'agglomération et de dispersion, selon la taille des exploitations.

En dépit de l'instauration des quotas laitiers qui ont plus ou moins limité la concentration géographique de la production laitière, des disparités régionales ne cessent de se creuser ; dans certaines régions le secteur laitier profite du développement des autres secteurs

d'activités pour se développer, alors que dans d'autres il est pénalisé par une faible dynamique économique générale.

Ce travail ouvre de nouvelles perspectives de recherche. La mobilisation des données individuelles permettrait la prise en compte des caractéristiques spécifiques des exploitations en tant que facteurs de localisation et de croissance des exploitations laitières. En effet, des facteurs en matières d'organisation (lien entre producteurs, Coopératives d'utilisation de matériel agricole…), de spécialisation (lait, lait-viande, lait-porc) ou démographiques (âge, présence d'un successeur…) peuvent influencer la localisation et la croissance des exploitations laitières.

Le développement de la composante prédictive du modèle de Markov qui intègre la dimension spatiale pourrait permettre de prédire le nombre d'exploitations laitières dans chaque localisation. Ceci pourrait nous aider à évaluer quelles sont les régions qui devraient subir une restructuration profonde et celles qui devraient mieux résister.

D'un point de vue méthodologique, l'entropie croisée et généralisée offre la possibilité d'intégrer des informations *a priori* concernant les liens de proximité entre les unités spatiales. Jusqu'ici dans ce travail les liens qui ont été retenus sont des liens physiques liés à la proximité géographique (soit en distance, soit en temps). D'autres études soulignent l'importance des liens économiques ou sociologiques (social networks) qui peuvent parfois dépasser les liens géographiques. La méthode de l'entropie croisée et généralisée peut nous permettre d'intégrer ce type de matrice de poids spatiaux en tant qu'informations « prior » et d'estimer, de manière endogène, la matrice de poids spatiaux qui lie les individus ou les unités spatiales.

L'analyse du changement structurel et la dynamique de localisation des exploitations laitières que nous avons réalisée apporte des éléments dans le débat sur l'évolution des politiques agricoles et le développement territorial. Les politiques jusqu'ici adoptées (avec leurs différents instruments; les aides couplées ou découplées ; les quotas non-transférables et les aides aux investissements…) ont maintenu la production laitière sur une grande partie du territoire. Les nouveaux enjeux en matière d'évolution des marchés, de suppression de quota, et de réglementations environnementales et sanitaires de plus en plus contraignantes vont certainement changer ce paysage.

Nos résultats montrent que la répartition des exploitations engendre des économies d'agglomération importantes à prendre en compte. Des avantages liés à la proximité des autres secteurs d'activités qui peuvent être externes au secteur laitier mais pouvant bénéficier à celui-ci sont également importants. Il est aussi évident que les rôles du marché et du tissu industriel sont devenus de plus en plus prépondérants. La réalisation d'une politique sectorielle qui serait adaptée à tout type d'exploitation n'est pas forcement pertinente dans ce cas. Il faut en effet prendre en compte non seulement les disparités mais aussi les avantages de localisation afin d'appliquer des politiques adaptées.

D'ores et déjà, concernant la gestion des quotas dans le secteur laitier, la France a opté, en avril 2011, pour un découpage du territoire français en neuf zones correspondant à neuf bassins laitiers. Cette réorganisation du système laitier est une petite révolution. Elle reposait jusqu'à présent sur un système départemental (les quotas attribués à un département et non réalisés ne pouvaient pas être transférés). La redistribution des quotas laitiers se discutera, désormais, au niveau de ces bassins. Le bassin laitier du Grand Ouest (correspondant aux quatre départements bretons ainsi qu'à la région des Pays de la Loire à l'exception du département de la Vendée- rattaché au Poitou-Charentes) devrait récupérer une partie du quota non réalisé : 120 millions de litres de lait par an, l'objectif étant de préparer la filière à la sortie des quotas prévus en 2015. Faciliter les restructurations par une plus grande mobilité géographique des quotas peut être une façon de permettre aux exploitations les plus dynamiques d'accroitre leur production. Cette mobilité suppose en revanche une gestion des quotas nettement détachée de celle du foncier. La question du nouvel équilibre à trouver entre régulation privée et régulation publique du secteur laitier se pose dans ce nouveau contexte avec acuité.

Liste des Figures, Cartes et Annexes

Figure 1.1 : Répartition géographique des cultures en France 13
Figure 1.2: Répartition géographique des élevages en France 14
Figure 1.3: Evolution du nombre des établissements en France 17
Figure 1.4: Répartition et densité laitières en 2007 (litres de quota /km²) 20
Figure 1.5 : Répartition de l'industrie laitière sur le territoire en 2009 21
Figure 2.1: Trends in French dairy farms 71
Figure 2.2: Dairy farm size evolution in absolute numbers of dairy cows 71
Figure 2.3: Probabilities of farm growth, entry and exit by size category 76
Figure 2.4: Entry, exit and growth 77
Figure 2.5: Actual, predicted, and equilibrium shares 81
Carte I.1 : Evolution de l'indice de spécialisation au niveau régional (1990-2006) 96
Carte I.2 : Evolution de l'indice de spécialisation au niveau départemental (1990-2006) 97
Figure I.1: Evolution de la statistique I de Moran appliquée à la valeur de la production en million d'euros des secteurs d'activité agricole pour la période 1990-2006 104
Figure I.2: Diagrammes de Moran associés à la production hors subventions (en Million d'euros) par secteur d'activité agricole en 2006 107
Figure I.3: Cartes de Cluster de la valeur de la production par secteur d'activité agricole en 2006 109
Annexe I.1 : Calcul de la production à prix constant 120
Annexe I.2 : Structure Productive de la France (10 secteurs) en million d'euros – Ecart type de distribution entre les régions. 120
Annexe I.3 : Evolution de la concentration par secteur 121
Annexe I.4 : Courbes de Lorenz 121
Annexe I.5 : Cartes de Clusters de la production agricole par secteur d'activité en 1990 122
Figure II.1: Evolution de la concentration des exploitations laitières (indice de Gini) 124
Figure II.2 : Concentration des exploitations laitières en 2005 (Courbe de Lorenz) 124
Figure II.3 : Diagramme de Moran associé au Nombre des exploitations laitières par département en 1988 et en 2005 127
Figure II.4 : Diagramme de Moran associé au Nombre des exploitations laitières par canton en 1988 et en 2000 127
Figure II.5: Carte de Cluster des exploitations laitières à l'échelle du département (significativité à 5%) 129
Figure II.6: Carte de Cluster des exploitations laitières à l'échelle du canton (significativité à 5%) 129
Annexe II.1: Diminution du nombre des exploitations laitières entre 1988 et 2005 133
Figure 5.1 : Number of dairy farms by départements by size classes in 2005 179
Figure 5.2: Distribution of Growth probabilities across France's départements 180
Figure 5.3: Distribution of Entry probabilities across France's départements 182
Figure 5.4: Distribution of Exit probabilities across France's départements 184

Liste des tableaux

Tableau 1.1: Production de lait en 1937 et 1947 15
Table 2.1: Model performances according to prior assumptions 74
Table 2.2: The Non Stationary Transition Probability Matrix (NSTPM) 74
Table 2.3: Cumulative impact-elasticities of the explanatory variables on the number of farms in each size category 78
Table 2.4: Mean probability-elasticities for cow's milk price 79
Table 2.5: Mean probability-elasticities for direct payments 79
Table 2.6: Mean probability-elasticities for available milk quota 80
Table 2.A: Summary statistics 88
Tableau I.1: Indice de spécialisation des régions 94
Tableau I.2 : Indice de concentration des productions (Indice de GINI) 99
Tableau II.1: *I* de Moran appliquée au nombre des exploitations laitières pour les années 1988, 1990, 1993, 1995, 1997, 2000, 2003 et 2005 125
Table 4.1. Parameters estimates in 2005 147
Table 4.2. Elasticities calculated at the mean point in 2005 147
Table 4.3. Parameters estimates in 1995 151
Table 4.4. Elasticities calculated at the mean point in 1995 152
Table 4.A: Summary statistics 158
Tables 5.1: Cumulative impact-elasticities of the explanatory variables on the number of farms in each size class and in selected départements 186
Table 5.A. Summary statistics 193

Table des matières

Introduction Générale **1**

Chapitre 1
Evolution et localisation de la production laitière en France **7**
I. Evolution et localisation de la production laitière en France : Aperçu historique 7
II. Evolution et localisation de la production agricole : Approches théoriques 23
1. Les différentes théories de croissance et changement structurel 23
2. Les apports de la nouvelle économie géographique et de l'économie spatiale 27
3. Les facteurs explicatifs du changement structurel 30
4. Changement structurel et intégration de l'espace : Les facteurs déterminants de la localisation des exploitations laitières 32
III. Evolution et localisation de la production agricole : Cadre méthodologique 37
1. Les modèles utilisés pour capter le changement structurel des exploitations agricoles 37
1.1 Les modèles sans dimension spatiale 38
1.1.1 Les modèles statistiques ou de régression 38
1.1.2 Les modèles du type « Age cohort » 39
1.2 Les modèles intégrant la dimension spatiale 40
1.2.1 Les modèles cellulaires 40
1.2.2 Les modèles multi-agents 41
1.2.3 Les modèles de Markov 41
1.2.4 Les modèles d'économétrie spatiale 46
Conclusion du chapitre 1 51
Références 53

Chapitre 2
Agricultural policies and structural change in French dairy farms: A non-stationary Markov model **62**
1. Introduction 63
2. The structural dynamics of industries 64
3. The Markov model 64
4. Generalized Cross Entropy (GCE) formalism for the non-stationary Markov model 66
5. Data and structural changes in French dairy farms 69
6. Choice of exogenous variables 72
7. Results and discussion 72
8. Conclusion 82
References 84
Annex 88

Chapitre 3
Dynamiques de localisation de la production agricole et laitière en France **89**
I. Dynamiques spatiales de la production agricole en France **90**
1. Introduction 91
2. L'évolution de la spécialisation régionale 92
3. La concentration géographique des productions 97
4. L'Autocorrélation spatiale de la production agricole 101

4.1. La structure spatiale globale de la production agricole 101
4.2. Analyse de l'autocorrélation spatiale locale de la production agricole 105
5. Conclusion 113
References 117
Annexes 120
II. Dynamique de localisation des exploitations laitières 124
1. Concentration géographique des exploitations laitières 124
2. Autocorrélation spatiale des exploitations laitières 125
2.1. Autocorrélation spatiale globale des exploitations laitières 125
2.2. Autocorrélation spatiale locale des exploitations laitières 126
3. Conclusion 130
Références 132
Annexe 133

Chapitre 4
Agglomeration and dispersion forces in the French dairy sector: a spatial HAC estimation 134
1. Introduction 135
2. Literature review 137
3. Approach 138
4. Empirical Model 139
5. Variable description 142
6. Results and Discussion 146
7. Conclusion 153
References 155
Annex 158

Chapitre 5
Generalized Cross Entropy Approach to Model Spatio-Temporal change in the structure of French Dairy Farms 159
1. Introduction 160
2. Literature Review 161
3. The Markov model 164
4. Generalized Cross Entropy (GCE) formalism for the non-stationary Markov model 165
5. GCE formalism for spatial analysis 168
5.1. GCE with spatial autocorrelation 168
5.2. Impact measures, diagnostic and inference 170
6. Data and structural changes in French dairy farms 171
7. Results and Discussion 174
8. Conclusion 177
References 189

Conclusion Générale 194

Liste des Figures 200
Liste des tableaux 201
Table des matières 202

Changements structurels et des dynamiques spatiales des exploitations laitières

La dynamique d'ajustement structurel dans le secteur laitier en France est l'une des plus fortes de tous les secteurs agricoles avec des rythmes particulièrement élevés de disparition des exploitations et de croissance de la taille moyenne par exploitation. Cette dynamique est hétérogène dans l'espace, les régions les plus touchées sont celles où la densité laitière est faible à l'origine, celles qui résistent sont celles où la densité est élevée et où un tissu industriel est bien développé. Ces mouvements ont eu lieu malgré une politique agricole qui a cherché, au travers de multiples instruments (quota laitier, soutien des prix, aides directes…), à limiter ces mouvements et à maintenir la production laitière sur une grande partie du territoire français. Les modifications à venir de ces instruments risquent de modifier le paysage laitier jusqu'ici connu, et ainsi d'affecter la localisation et la structure des exploitations laitières.

Dans ce contexte, l'objectif principal de cette thèse est d'analyser les déterminants de la croissance et de la localisation des exploitations laitières, d'identifier quels sont ceux qui renforcent la croissance et l'agglomération des exploitations et ceux qui ont tendance à limiter cette croissance et à disperser les exploitations et la production. Pour ce faire, nous avons dans un premier temps, estimé, en utilisant la méthode de chaînes de Markov, l'impact de certains facteurs économiques et politiques, sur les changements de taille des exploitations laitières. Dans un deuxième temps, à l'aide des méthodes d'économétrie spatiale, nous avons introduit une dimension spatiale à cette analyse afin d'appréhender les différences régionales (départementales) et de détecter d'éventuels effets d'agglomération. Dans un troisième temps, nous avons intégré de manière originale un modèle dynamique spatial récursif au modèle de Markov non-stationnaire afin de mesurer la distribution de la taille des exploitations selon la localisation en prenant en compte les interactions entre localisations.

Ces différentes méthodes ont permis de montrer que les externalités positives liées à l'agglomération des exploitations laitières sont des facteurs prépondérants dans la détermination non seulement de la localisation mais aussi de la taille des exploitations laitières. Les externalités pécuniaires et les relations marchandes d'amont et d'aval ainsi que les prix des inputs et des outputs sont tout aussi importants dans la détermination de ces dynamiques. Les politiques agricoles, ici considérées au travers des aides directes du premier et second pilier, ont un impact assez faible dans l'ajustement structurel des exploitations laitières, seules les dotations à l'installation des jeunes s'avèrent très significatives et positivement liées à la localisation et la croissance des exploitations laitières. Les réglementations environnementales ont un effet plutôt dispersif des exploitations laitières et ceci particulièrement pour les grandes. Les activités concurrentes de l'activité laitière ont également un effet négatif sur la localisation des exploitations laitières mais cet effet s'estompe avec l'augmentation de la taille des exploitations.

Mots clés : Changement structurel, économie d'agglomération, chaine de Markov, économétrie spatiale, exploitations laitières

Structural changes and spatial dynamics in dairy farms

Structural change in French dairy sector is one of the most important in agriculture with high rates of decreasing in the number of farms and increasing average farm size. This structural change is heterogeneous in space; the regions the most affected are those which are not traditional dairy producing. The regions which resist are the traditional dairy ones where dairying is highly developed. Agricultural policy instruments (dairy quota, price support, direct payments…) have affected those changes while trying to maintain the dairy production on a large part of France. The modifications to come of those instruments could modify the dairy farm location and structure.

The aim of this thesis is to analyze the determinants of dairy farm growth and location, to identify which are those they foster growth and agglomeration of dairy farms and those they tend to slow down this growth and disperse dairy farms. To do so, we firstly estimate, using the non stationary Markov model, the impact of some economic and policy factors on the size farm distribution. Secondly, by means of the methods of spatial econometrics, we introduce a spatial dimension in this analysis to deal with regional differences and detect a possible effect of agglomeration externalities. Thirdly, we integrate a spatial dynamic recursive component to the non stationary Markov model. This allows us to model the effects of factors influencing the number, the size and the location of the dairy farms and to take account of interaction between locations.

Those different methods allow us to show that agglomeration externalities are very important in the determination of the farm location as well as the growth of farm size. Pecuniary externalities and forward and backward linkages as well as the market prices are also determinant factors affecting farm structure and location. Agricultural policies, namely second pillar direct payments have a rather low impact in the structural adjustment of dairy farms. However subsidies to installation of young farmers are highly significant and positively related to farm growth and location. Environmental stringency seems to negatively affect dairy farm location and especially medium and large sized ones. Other livestock activities seem to compete with dairy farms especially smaller ones.

Key words: Structural change, agglomeration economies, Markov chain, spatial econometrics, dairy farms

Changements structurels et des dynamiques spatiales des exploitations laitières

La dynamique d'ajustement structurel dans le secteur laitier en France est l'une des plus fortes de tous les secteurs agricoles avec des rythmes particulièrement élevés de disparition des exploitations et de croissance de la taille moyenne par exploitation. Cette dynamique est hétérogène dans l'espace, les régions les plus touchées sont celles où la densité laitière est faible à l'origine, celles qui résistent sont celles où la densité est élevée et où un tissu industriel est bien développé. Ces mouvements ont eu lieu malgré une politique agricole qui a cherché, au travers de multiples instruments (quota laitier, soutien des prix, aides directes…), à limiter ces mouvements et à maintenir la production laitière sur une grande partie du territoire français. Les modifications à venir de ces instruments risquent de modifier le paysage laitier jusqu'ici connu, et ainsi d'affecter la localisation et la structure des exploitations laitières.

Dans ce contexte, l'objectif principal de cette thèse est d'analyser les déterminants de la croissance et de la localisation des exploitations laitières, d'identifier quels sont ceux qui renforcent la croissance et l'agglomération des exploitations et ceux qui ont tendance à limiter cette croissance et à disperser les exploitations et la production. Pour ce faire, nous avons dans un premier temps, estimé, en utilisant la méthode de chaînes de Markov, l'impact de certains facteurs économiques et politiques, sur les changements de taille des exploitations laitières. Dans un deuxième temps, à l'aide des méthodes d'économétrie spatiale, nous avons introduit une dimension spatiale à cette analyse afin d'appréhender les différences régionales (départementales) et de détecter d'éventuels effets d'agglomération. Dans un troisième temps, nous avons intégré de manière originale un modèle dynamique spatial récursif au modèle de Markov non-stationnaire afin de mesurer la distribution de la taille des exploitations selon la localisation en prenant en compte les interactions entre localisations.

Ces différentes méthodes ont permis de montrer que les externalités positives liées à l'agglomération des exploitations laitières sont des facteurs prépondérants dans la détermination non seulement de la localisation mais aussi de la taille des exploitations laitières. Les externalités pécuniaires et les relations marchandes d'amont et d'aval ainsi que les prix des inputs et des outputs sont tout aussi importants dans la détermination de ces dynamiques. Les politiques agricoles, ici considérées au travers des aides directes du premier et second pilier, ont un impact assez faible dans l'ajustement structurel des exploitations laitières, seules les dotations à l'installation des jeunes s'avèrent très significatives et positivement liées à la localisation et la croissance des exploitations laitières. Les réglementations environnementales ont un effet plutôt dispersif des exploitations laitières et ceci particulièrement pour les grandes. Les activités concurrentes de l'activité laitière ont également un effet négatif sur la localisation des exploitations laitières mais cet effet s'estompe avec l'augmentation de la taille des exploitations.

Mots clés : Changement structurel, économie d'agglomération, chaine de Markov, économétrie spatiale, exploitations laitières

Structural changes and spatial dynamics in dairy farms

Structural change in French dairy sector is one of the most important in agriculture with high rates of decreasing in the number of farms and increasing average farm size. This structural change is heterogeneous in space; the regions the most affected are those which are not traditional dairy producing. The regions which resist are the traditional dairy ones where dairying is highly developed. Agricultural policy instruments (dairy quota, price support, direct payments…) have affected those changes while trying to maintain the dairy production on a large part of France. The modifications to come of those instruments could modify the dairy farm location and structure.

The aim of this thesis is to analyze the determinants of dairy farm growth and location, to identify which are those they foster growth and agglomeration of dairy farms and those they tend to slow down this growth and disperse dairy farms. To do so, we firstly estimate, using the non stationary Markov model, the impact of some economic and policy factors on the size farm distribution. Secondly, by means of the methods of spatial econometrics, we introduce a spatial dimension in this analysis to deal with regional differences and detect a possible effect of agglomeration externalities. Thirdly, we integrate a spatial dynamic recursive component to the non stationary Markov model. This allows us to model the effects of factors influencing the number, the size and the location of the dairy farms and to take account of interaction between locations.

Those different methods allow us to show that agglomeration externalities are very important in the determination of the farm location as well as the growth of farm size. Pecuniary externalities and forward and backward linkages as well as the market prices are also determinant factors affecting farm structure and location. Agricultural policies, namely second pillar direct payments have a rather low impact in the structural adjustment of dairy farms. However subsidies to installation of young farmers are highly significant and positively related to farm growth and location. Environmental stringency seems to negatively affect dairy farm location and especially medium and large sized ones. Other livestock activities seem to compete with dairy farms especially smaller ones.

Key words: Structural change, agglomeration economies, Markov chain, spatial econometrics, dairy farms