

Dynamiques spatiales de la production agricole en France

Nejla BEN ARFA¹*, **Carmen RODRIGUEZ**** **Karine DANIEL*****

* LARESS, ESA Angers / CNIEL – ABIES/AgroParisTech

**LARESS, ESA Angers

*** LARESS, ESA Angers – INRA SAE2 LERECO UR 1134 Nantes.



2èmes journées de recherches en sciences sociales

INRA SFER CIRAD

11 & 12 décembre 2008 – LILLE, France

¹ Auteur Correspondant: Nejla Ben Arfa, ESA Angers - LARESS, 55 rue Rabelais, B.P. 30748, 49 007 Angers, E-mail: n.benarfa@groupe-esa.com

Cette recherche s'inscrit dans le cadre du programme «Dynamique et devenir des territoires laitiers en France et en Europe» coordonné par la Fésia et soutenu financièrement par le CNIEL, le Crédit Agricole, GROUPAMA et le SEPRAMA.

Dynamiques spatiales de la production agricole en France

Nejla BEN ARFA^{2*}, Carmen RODRIGUEZ** Karine DANIEL***

* LARESS, ESA Angers / CNIEL – ABIES/AgroParisTech

**LARESS, ESA Angers

*** LARESS, ESA Angers – INRA SAE2 LERECO UR 1134 Nantes.

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.

Mots clés : Localisation, analyse spatiale, agriculture

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.

Keywords : Location, spatial analysis, agriculture

Classification JEL : Q11, R30

² Auteur Correspondant: Nejla Ben Arfa, ESA Angers - LARESS, 55 rue Rabelais, B.P. 30748, 49 007 Angers, E-mail: n.benarfa@groupe-esa.com

Cette recherche s'inscrit dans le cadre du programme «Dynamique et devenir des territoires laitiers en France et en Europe» coordonné par la Fésia et soutenu financièrement par le CNIEL, le Crédit Agricole, GROUPAMA et le SEPROMA.

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 montrent globalement que celle-ci est largement conditionnée par l'accès de la production aux marchés de consommation et par les 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. Par ailleurs, ce schéma ne s'applique pas dans les mêmes 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 principaux produits agricoles représentés en France, il nous est possible d'avoir de premiers éléments sur les grandes régions qui bénéficient de dynamiques positives pour de nombreux produits, parallèlement, nous identifions les espaces qui, pour plusieurs produits, s'inscrivent dans une dynamique négative. Ces aires géographiques correspondent globalement aux espaces désignés comme « intermédiaires ». Ceux-ci semblent être les plus exposés aux problèmes éventuels d'approvisionnement des industries par la production agricole régionale.

1. L'évolution de la spécialisation régionale

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). Une région r est considérée spécialisée dans un secteur i si ce secteur a un poids important dans le total de la production agricole de la région r . La spécialisation peut être mesurée en utilisant des données concernant la population occupée, la production (valeur ajoutée brute) ou l'export (ANDREEA ILLUZIA et TUDOREL, 2004).

Dans cette analyse de la spécialisation régionale nous déterminons, le poids de la production agricole par région et année, pour la période 1990-2006. Pour cela, les valeurs de la production³ sont reconstituées à prix constants sur l'ensemble de la période (Annexe 1). Elles permettent 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. Celui-ci 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, 2001). Plus l'indice tend vers 1 et plus la structure productive de la

³ Valeur de la production hors subvention mesurée en millions d'euros.

région diffère de celle du pays (la France dans ce cas), et plus son niveau de spécialisation est important.

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

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

Cet indice 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 régression⁴ est calculée pour chaque région. L'angle α entre la droite de régression et l'axe x mesure la tendance suivi par l'indice d'Hallet. Afin de faciliter l'interprétation de la tendance, $\sin(\alpha)$ est présenté, il est compris entre $\{-1,1\}$. L'évolution de l'indice Hallet sur la période 1990-2006 (Tableau 1) permet de définir le degré de spécialisation régionale et de déterminer une tendance concernant leur dynamique productive (diversification, stabilité, spécialisation).

⁴ Pour le calcul de la droite de régression, l'indice d'Hallet est exprimé en pourcentages

Tableau 1 : Indice de spécialisation des régions

Régions	Hallet	Hallet	Evolution	Secteur 1	Secteur 2
	1 990	2 006		2 006	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
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	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
Nord pas de Calais	0,25	0,24	0,13	Horticulture et maraîchage	Lait
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 ⁵ Lait et P. Laitières

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

Les secteurs de spécialisation et la proximité géographique des régions jouent un rôle important dans la définition et l'évolution des structures productives régionales.

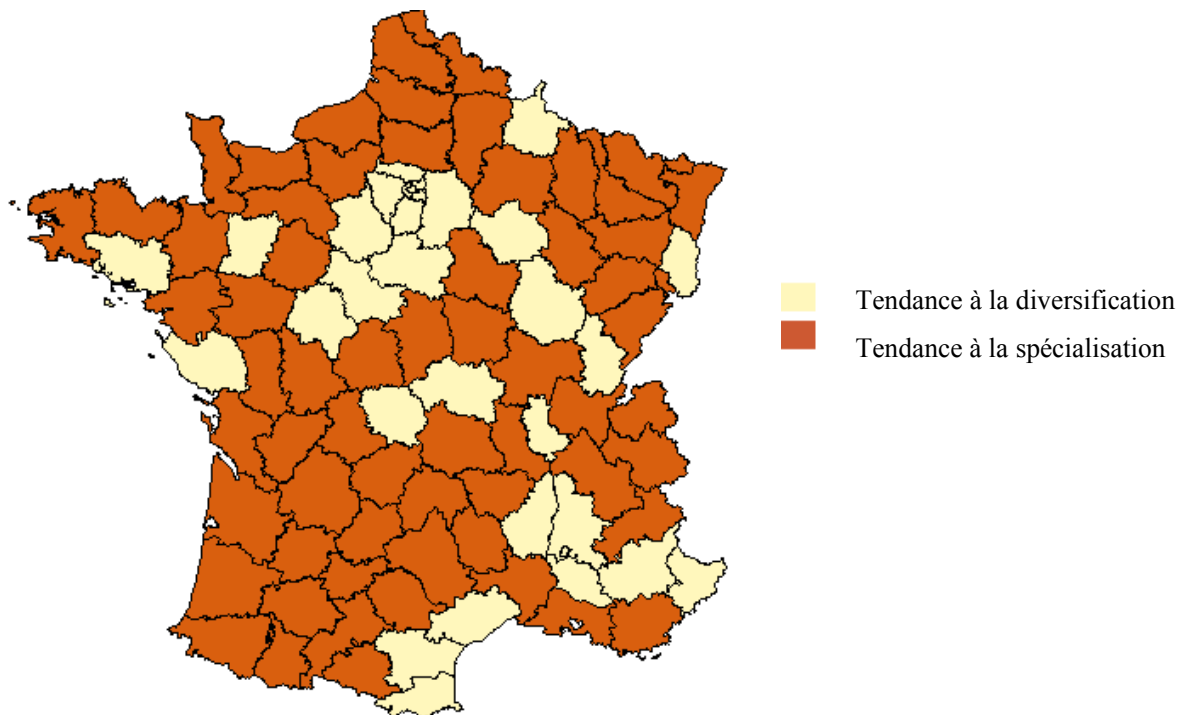
Les régions viticoles du nord de la France, comme Champagne-Ardenne, Bourgogne et Alsace, ont une structure productive qui a tendance à se rapprocher du modèle de production français. Ce phénomène s'explique par la diminution relative du volume de vin produit, notamment pour la région d'Alsace. De plus, 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.

Les régions orientées vers les productions animales présentent des tendances différentes en fonction des systèmes d'élevage. Les régions spécialisées en élevage relativement intensif, comme la Bretagne et les Pays de la Loire, tendent à se diversifier, avec une augmentation du poids des grandes cultures au détriment du secteur animal (production bovine et même avicole dans le cas des Pays de la Loire). D'autre part, les régions d'élevage plus extensif comme le Limousin et

⁵ 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).

Cependant, le choix de l'unité spatiale peut conditionner les résultats obtenus (JAYET, 1993) (Carte 2). Les régions permettent d'obtenir une vue générale de la structure productive française ainsi que leur dynamique de spécialisation. Toutefois, les régions ne sont pas des unités homogènes et des différences productives apparaissent lorsque l'analyse est menée au niveau départemental. 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. Par exemple, la Bretagne, au niveau régional, 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 à une diversification de la production lorsqu'on considère l'ensemble de la région.

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



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

2. La concentration géographique des productions

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 des départements (AIGINGER et al., 1999).

L'indice de Gini mesure la concentration de la production agricole par rapport une référence qui est la distribution uniforme où chaque département 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 chacun des départements à la production française totale de i . L'indice de Gini est calculé par secteur i pour chaque année entre 1990-2006. La production est mesurée en volume, corrigée des effets de variation de prix (Annexe 1).

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

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

$z_i = x_i / y_i$ ou x_i est le poids de la production par département du secteur i dans le poids de la production français 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 des unités spatiales

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.

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

Secteurs	GINI 1990	GINI 2006	Evolution ⁶	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 2). Les dix premiers départements représentent, respectivement, 30 %, 34 % et 42 % de la production céréalière, de bovins viande et de lait en 2006 (Annexe 3) et leur concentration 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 est 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.

⁶ 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 3). Alors que pour la production avicole le niveau de concentration reste 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). De l'autre côté, 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 et les viandes blanches, semblent avoir atteint un niveau de concentration maximal. Pour les produits à plus faible valeur ajoutée, comme 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 celui-ci présente des limites. L'indice de Gini nous permet de raisonner par rapport à la distribution uniforme d'une variable, dans notre cas 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. De plus, cet indice a-spatial n'intègre pas la proximité géographique entre départements. Alors qu'il semble pertinent de poser l'hypothèse de l'existence d'une autocorrélation spatiale entre les zones voisines.

3. L'Autocorrélation spatiale de la production agricole

L'autocorrélation spatiale peut être définie comme la coïncidence d'une similarité de valeurs et d'une similarité de localisation (ANSELIN, 2001). Par conséquent, 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 géographiques sont entourées de voisins présentant des valeurs très différentes pour cette même variable aléatoire.

Les interactions spatiales entre régions peuvent être 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'autres formes d'hétérogénéité spatiale (ANSELIN, 1998 et 1999; BAILEY et GATRELL, 1995 ; ERTUR et KOCH, 2005).

3.1. Mesure de la structure spatiale globale de la production agricole

La mesure de l'autocorrélation spatiale des résidus d'une régression, et les biais qui y sont liés, sont aujourd'hui connus, et 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 la région i et la région j sont connectées spatialement. La matrice utilisée est fondée sur la 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.

Notre choix s'est porté sur l'indice de Moran⁷ (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 contiguïté (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 :

$$I_t = \frac{n \times \sum_{i,j} w_{ij} (z_{it} - \bar{z}_t)(z_{jt} - \bar{z}_t)}{W + \sum_{i=1}^n (z_{it} - \bar{z}_t)^2} \quad t=1, \dots, T \quad (3)$$

où z_{it} est la valeur de la variable de l'observation i ⁸ pour l'année t , \bar{z}_t représente la moyenne des valeurs de l'ensemble des n observations, W est la matrice de pondérations spatiales avec, $W = \sum_{i,j} w_{ij}$. La statistique I de Moran mesure donc le degré de similitude des valeurs Z entre les unités spatiales voisines.

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

L'indice de Moran s'interprète donc facilement 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). En pratique on considère que l'autocorrélation spatiale est nulle lorsque l'indice se rapproche de 0. Cependant, en interprétant l'indice de Moran, on doit garder à l'esprit que le coefficient de Moran est une mesure globale de l'autocorrélation qui évalue l'hétérogénéité spatiale d'une variable sur l'ensemble de la zone étudiée.

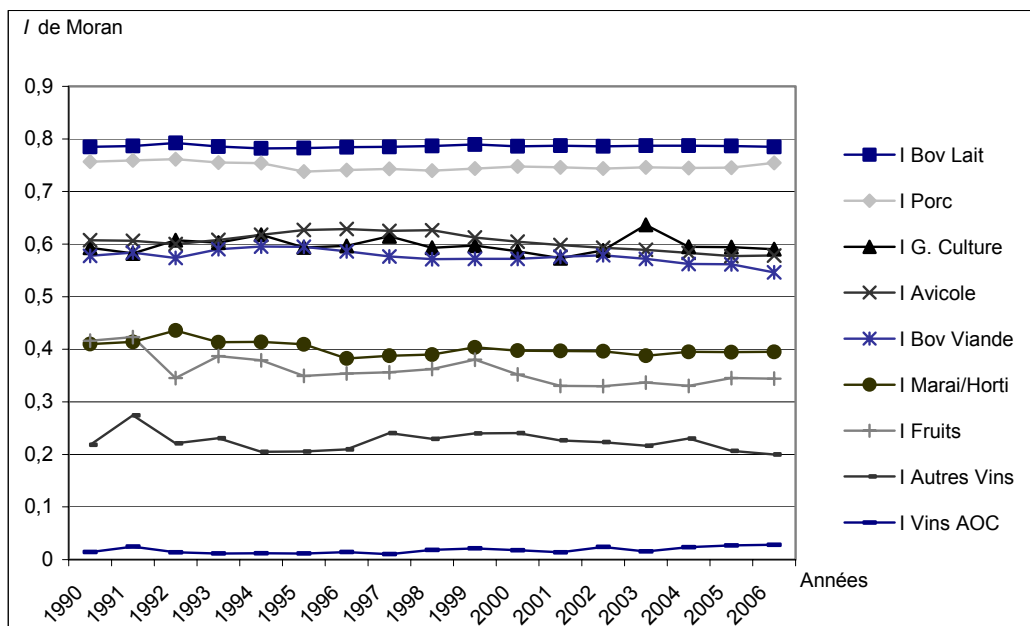
Afin de réaliser le test de l'autocorrélation spatiale globale de la valeur de la production, en volume (Annexe 1), des différents secteurs agricoles à l'aide de cette statistique, nous utiliserons la

⁷ Cet indice est exposé dans Moran (1950) et sera popularisé sous la forme présentée par Cliff et Ord (1981).

⁸ L'observation ou l'unité spatiale est le département.

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. On obtient alors des niveaux de significativité qui permettent de conclure sur le test. Pour ce faire, on utilise le logiciel **GeoDa**. Les résultats de I de Moran et sont présentés dans la Figure suivante :

Figure 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

Toutes les statistiques de Moran sont significativement positives avec une valeur critique de $p=0.0010$. Certains secteurs d'activité agricole présentent des autocorrélations spatiales positives et relativement élevées. On remarque même qu'en comparaison avec l'indice de GINI (Annexe 2) certains secteurs très concentrés selon l'indice de Gini se trouvent non spatialement autocorrélés, notamment le secteur 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. On constate globalement que les productions animales sont spatialement plus concentrées que les productions végétales à l'exception des grandes cultures qui présentent des autocorrélations spatiales assez élevées (I de Moran de 0.5902 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 une statistique globale qui ne nous permet pas d'évaluer la structure locale de l'autocorrélation spatiale. 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.

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

L'instabilité spatiale locale est analysée à l'aide du diagramme de Moran (ANSELIN, 1996), qui représente la variable spatialement décalée Wz (la variable dans l'unité spatiale voisine) en fonction de z (variable dans l'unité spatiale considérée). Il partage le plan en quatre cadrans qui correspondent aux quatre différents 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)

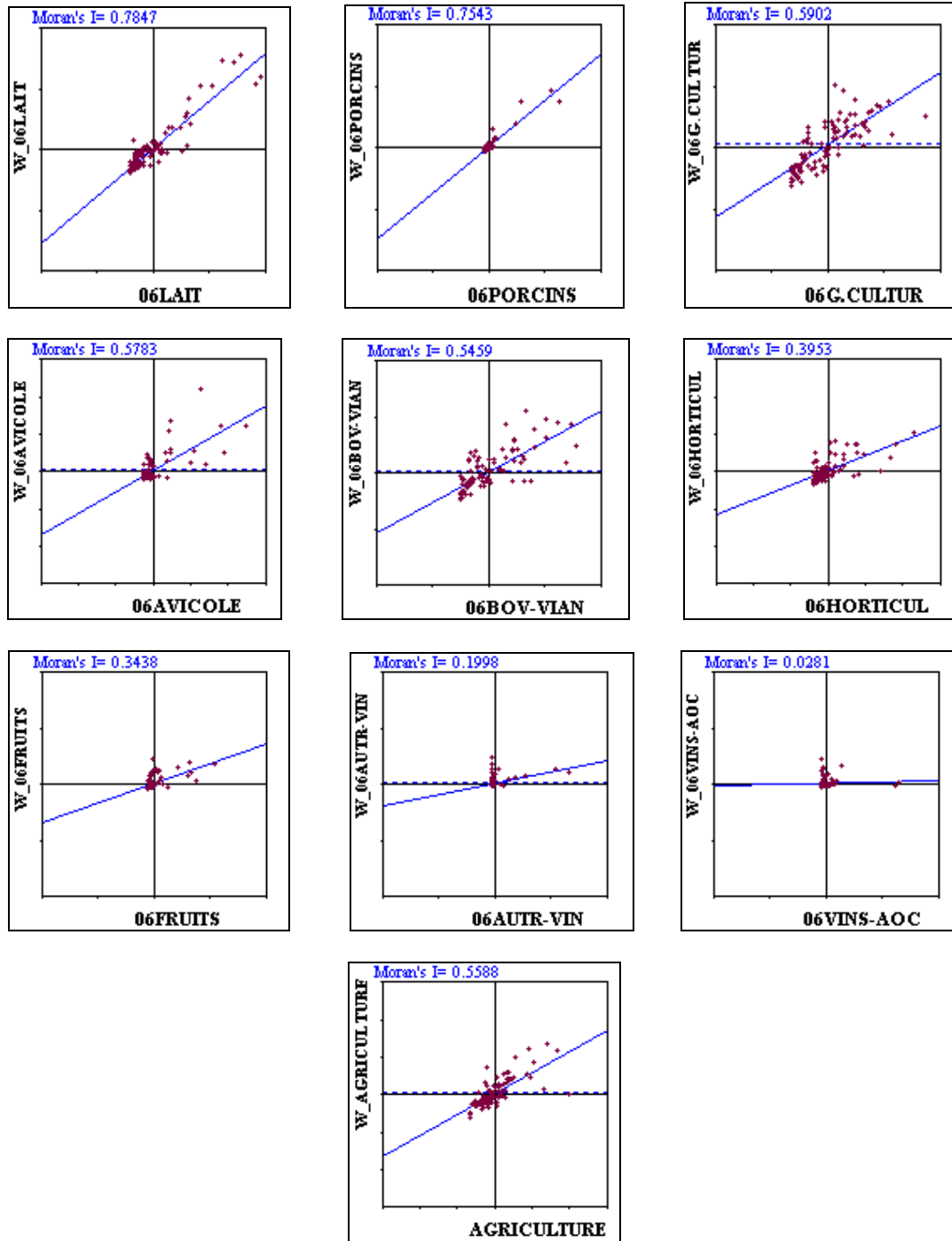
C'est deux cas de figures d'association spatiale correspondent à une **autocorrélation spatiale positive**

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 figures correspondent à une **autocorrélation spatiale négative**.

Figure 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 :

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

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 ($\sum_{i=1}^n I_i = I_{global}$).

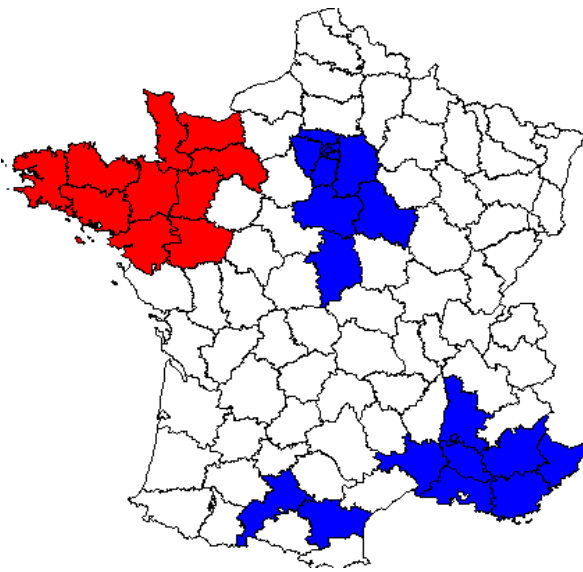
L'indicateur d'association locale, peut être interprété, soit comme indicateur de l'existence d'un groupe d'unités spatiales de valeurs similaires, formant un ou plusieurs clusters locaux, soit comme indicateur de l'existence d'une unité spatiale particulière, dont la valeur est en opposition avec ses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

Cet indicateur local pour l'année 2006 est illustré par les cartes présentées ci-dessous. 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 très 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.

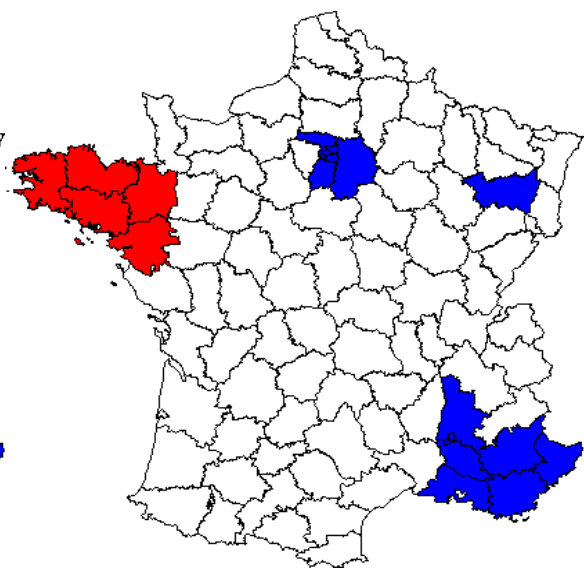
Les résultats obtenus permettent ainsi de réaliser une régionalisation, sous forme de cartes qui présentent également les quatre cas de figures évoqués précédemment pour les diagrammes de Moran (HH, LL, LH, HL). En isolant les groupes de départements par appartenance à une zone dont la dynamique est positive (high-high), négative (low-low) ou indifférenciée (LISA non significatifs) on obtient des cartes⁹ de la production agricole qui s'appuient sur les structures spatiales locales présentées dans la Figure 3.

⁹ 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.

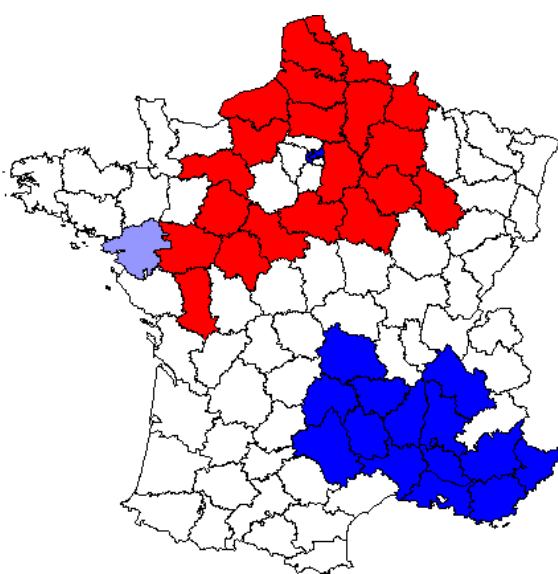
Figure 3. Cartes de Cluster de la valeur de la production par secteur d'activité agricole en 2006



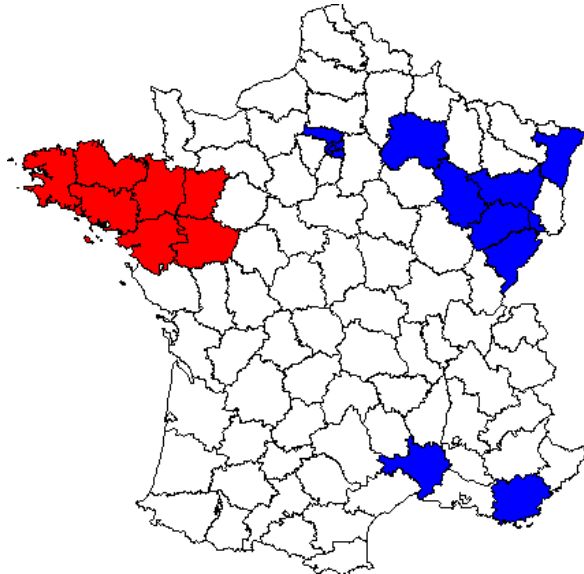
Carte a. Lait et produits laitiers de vache



Carte b. Production porcine

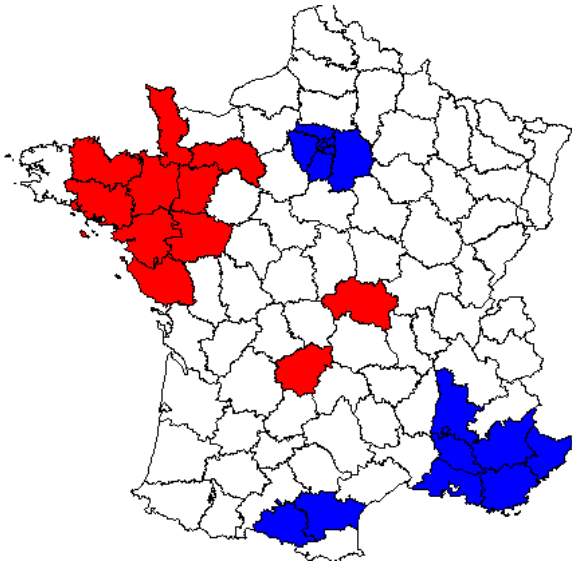


Carte c. Grandes Cultures

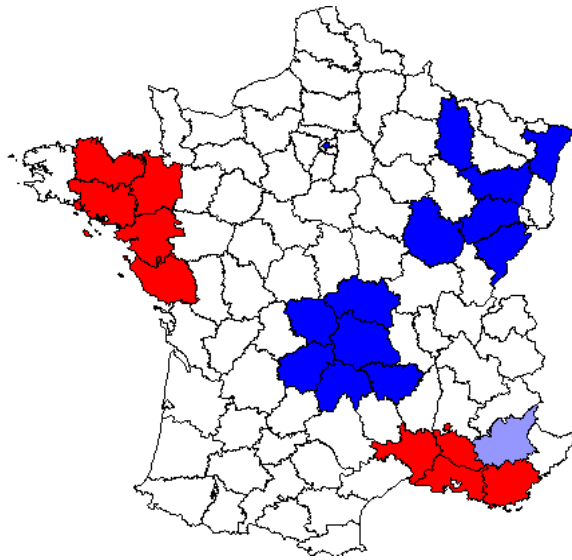


Carte d. Aviculture

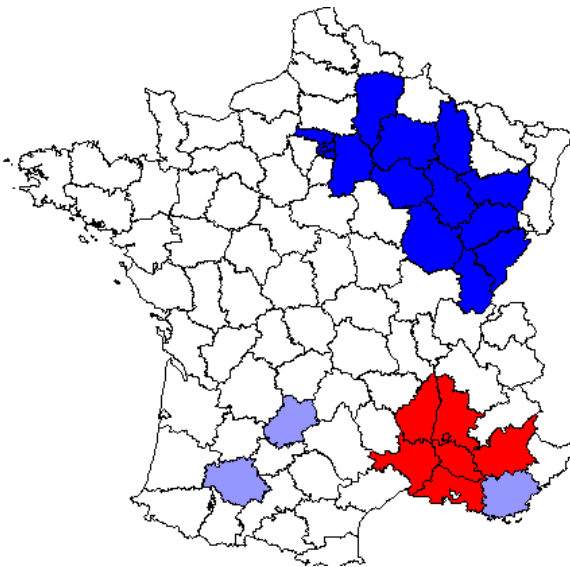
Source : Calculs d'après AGRESTE : Les comptes prévisionnels de l'agriculture de 2006



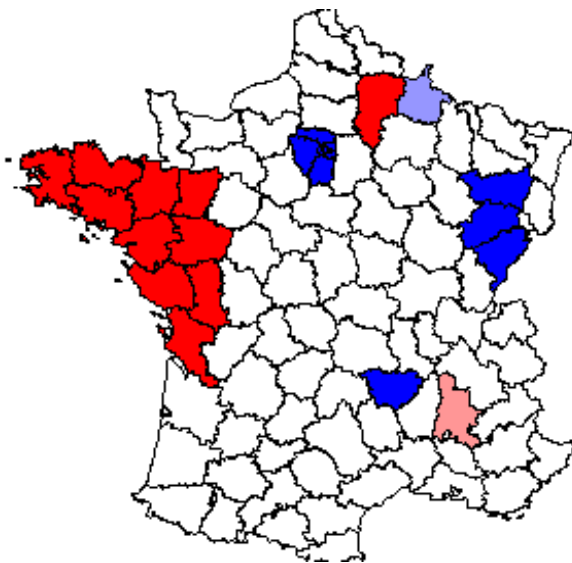
Carte e. Bovins Viande



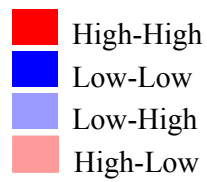
Carte f. Maraîchère/Horticulture



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, un concernant la région centre (Ile de France, le Loiret, le Yonne et le Cher), un autre la région Sud Est (PACA, le Gard et le Drôme) et un troisième comportant le département de l'Aude et la Haute-Garonne. Ces clusters témoignent d'une dynamique très faible de la production laitière autour de ces régions¹⁰.

En comparaison avec la carte des clusters de la production laitière de 1990 présentée en Annexe 4 (Carte (A.d)), on constate que la structure spatiale régionale a perdu, depuis, une région qui présentait des dynamiques positives. En effet, le département de la Somme qui présentait une autocorrélation positive avec ses voisins en matière de production laitière en 1990 ne l'a plus en 2006 (du moins la présence de la dynamique positive n'est plus significative).

La production porcine est elle aussi concentrée à l'Ouest, plus précisément en Bretagne plus le département de Loire-Atlantique. Ce paysage n'a pas changé depuis ces dernières décennies, il n'y a que cette région qui bénéficie d'une dynamique positive en matière de production porcine. En regardant le diagramme de Moran concernant la production porcine (Figure 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 de Bretagne plus celui de Loire-Atlantique¹¹. La production avicole se concentre elle aussi dans la même région que la production porcine mais elle s'étend également à deux autres départements des Pays de la Loire, le Maine-et-Loire et la Mayenne. Ce dernier département ne faisait pas partie de cette dynamique en 1990 (Annexe 4: Carte (A.f)).

La dynamique spatiale des grandes cultures est moins concentrée. En effet, elle s'est étendue (entre 1990 et 2006) à certains départements de l'Ouest notamment à l'Orne, la Sarthe, le Maine et Loire, l'Indre et Loire et les deux Sèvres (Annexe 4: 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 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, quand 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 3: Carte (e) et Annexe 4: Carte (A.c)). Cette concentration s'est faite d'une part par le développement de la production « hors-sol » et d'autre part par le développement d'une filière de qualité de veaux sous la mère.

¹⁰ 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 est pas à vocation agricole forte.

¹¹ 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).

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. Il est le moteur d'une dynamique positive régionale (Sud-Est) regroupant en plus, les départements du Var, du Vaucluse et du Gard. 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 toujours dans l'Ouest de la France (Bretagne et Pays de la Loire). Les dynamiques observées dans la production de fruits sont plus stables. Elle reste concentrée 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 se distingue par des valeurs élevées de la production agricole (de l'ordre de 700 millions d'euros) en comparaison avec ses voisins qui affichent des valeurs assez faibles. Il présente une association spatiale du type high-low (Figure3: Carte (h)). En effet, la Drôme est le premier département français producteur d'abricots, d'olives de bouche et de coings. Il se positionne par ailleurs sur une production de qualité (Premier département de France en agriculture biologique¹²). D'autre part, les Ardennes présentent une autocorrélation négative du type low-high. En effet il totalise une production de l'ordre de 437 millions d'euros, alors qu'il est voisin du département de la Marne qui occupe le 1^{er} rang national en production agricole avec 2543 millions d'euros notamment grâce à la production de champagne.

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, exemple par 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 cluster sont néanmoins utiles pour déterminer les effets d'agglomération possibles, ainsi que pour identifier les régions dans lesquelles des dynamiques régionales négatives sont enclenchées. Cette analyse est utile dans le cadre de l'élaboration de politiques agricoles nationales et/ou régionales adaptées.

4. 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.

¹²<http://www.ladrome.fr/fr/les-services/agriculture-et-environnement/agriculture/index.html>

Il est intéressant de noter que les régions qui se spécialisent, ne sont souvent pas celles qui sont au centre de dynamiques positives, en terme d'évolution de la production. Il apparaît que les mouvements de spécialisation s'opèrent souvent « par défaut », une production se maintenant mieux que les autres dans la région, tel est par exemple le cas des régions Auvergne et Limousin qui se spécialisent en viande bovine. Parallèlement, l'Ouest de la France est moteur de dynamiques positives dans plusieurs productions, ce développement « multi-produits » ne se traduit pas par un phénomène de spécialisation régionale.

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. La poursuite de notre travail consistera à analyser les déterminants de ces dynamiques.

Références bibliographiques

- 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, *Taylor and Francis. Spatial analytical perspectives on GIS*. 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 L., 2001, Spatial Econometrics, in Baltagi B., eds, *A Companion to Theoretical Econometrics*. Oxford, Basil Blackwell, pp 310-330
- AINGINGER K., BOEHEIM M., GUGLER K., PLAFFERMAYR M., WOLFMAYR-SCHNITZER Y., 1999, The competitiveness of European industry, Working document of the services of the European Commission. Specialization and (geographic) concentration of European manufacturing. 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
- BAILEY T., GATRELL A., 1995, *Interactive Spatial Data Analysis*, Longman Scientific and Technical, London, 413 p.
- BOCKTAEI 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 "Activités agricoles et agro-alimentaires et développement local", pp. 385-406
- CHESHIRE P., SHEPPARD S., 1995, "On the Price of Land and the Value of Amenities", *Economica*, London School of Economics and Political Science, 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
- COMBES P.P., MAYER T., THISSE J.F., 2006, *Economie géographique - L'intégration des régions et des nations*. Economica, Paris
- DUPUCH S., JENNEQUIN., 2001, "Intégration Régionale et Géographie Economique Européenne : Quelques Résultats Empiriques", Document de travail CEPN, Université Paris XIII, n° 4, pp.21
- 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., 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

- ERTUR C., KOCH W., 2005, "Une Analyse Exploratoire des Disparités Régionales dans l'Europe Elargie", *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
- JAYET H., 1993, *Analyse spatiale quantitative: une introduction*. Economica, Paris
- 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, 1427-1446
- 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
- 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 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 :

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

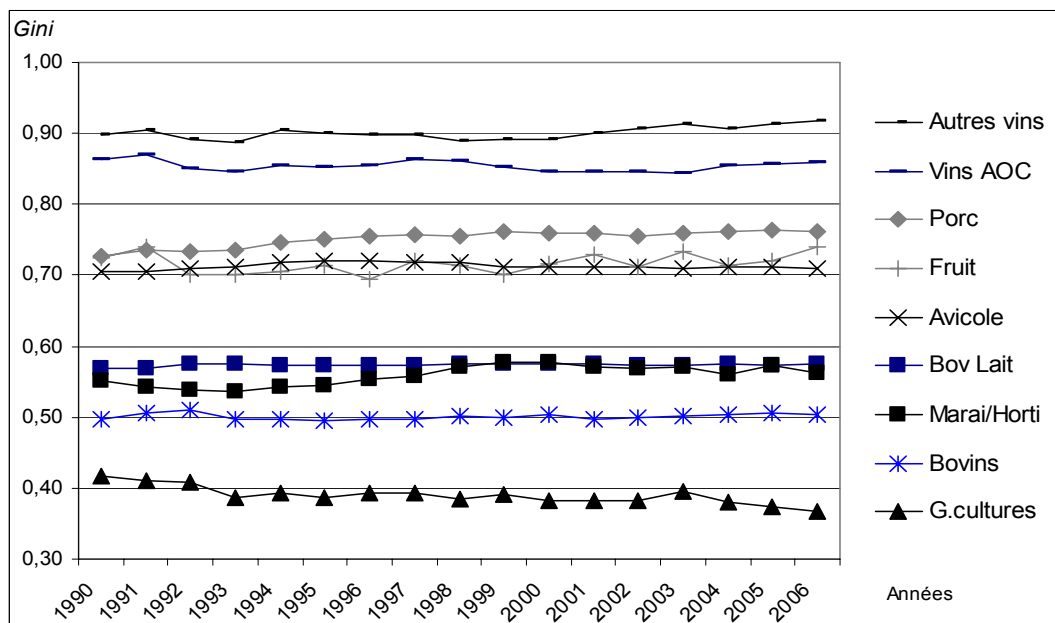
Cependant les comptes ne nous fournissent pas le prix de l'année de base (P_o). Toutefois, il est possible de calculer l'indice de Laspeyres entre périodes successives :

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

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

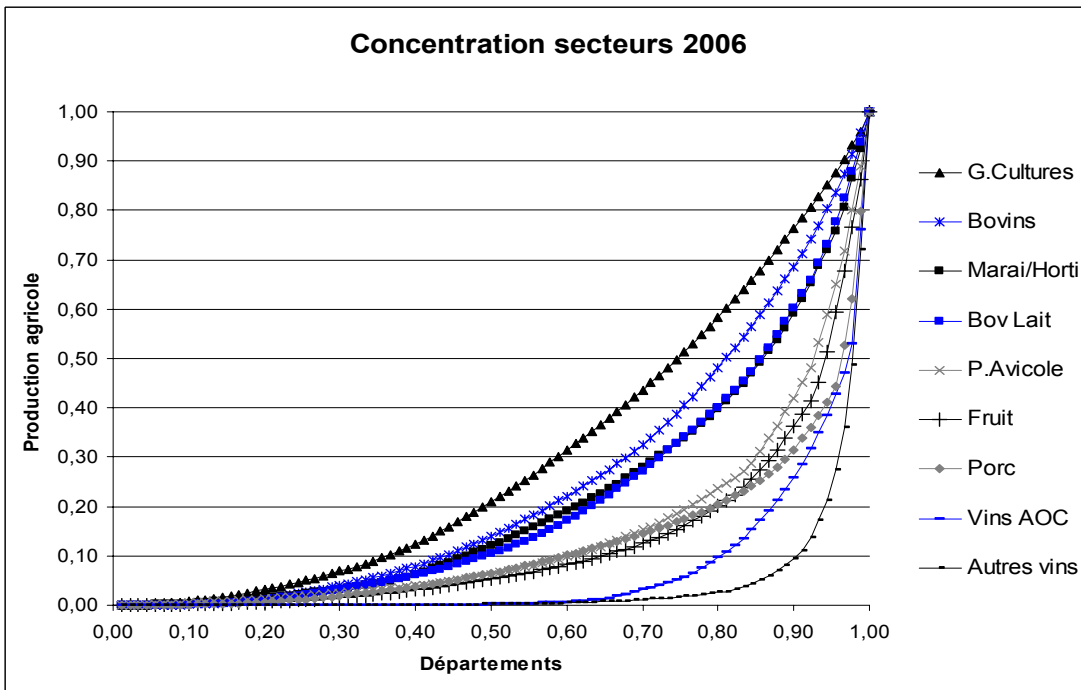
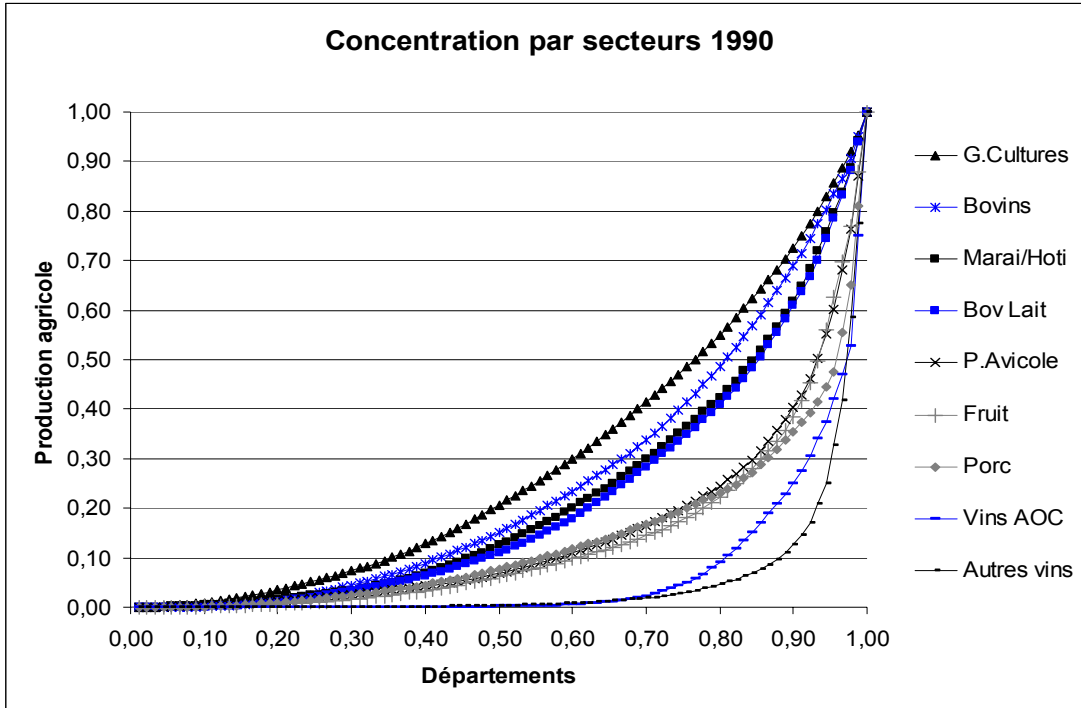
$$LQ_{t/0} = LQ_{1/0} \times LQ_{2/1} \times \dots \times LQ_{t/t-1}$$

Annexe 2 : Evolution de la concentration par secteur



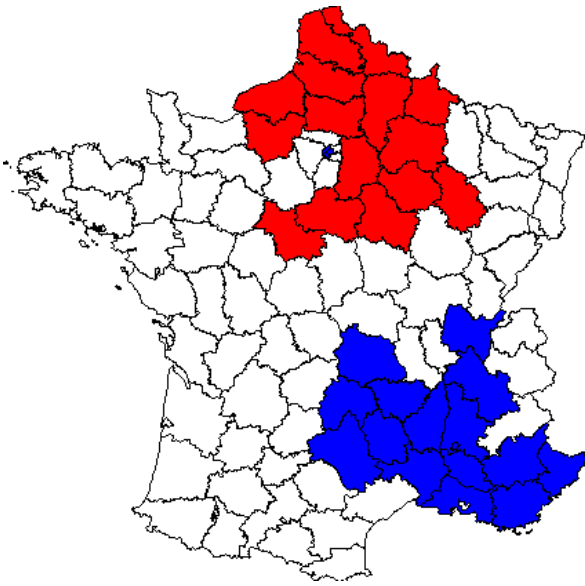
Source : Calculs d'après AGRESTE : Comptes de l'Agriculture de 1990-2006

Annexe 3 : Courbes de Lorenz

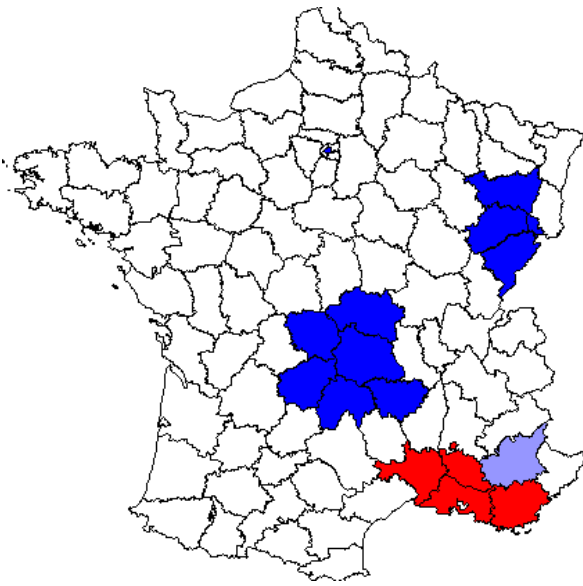


Source : Calculs d'après AGRESTE : Comptes de l'Agriculture de 1990 et 2006

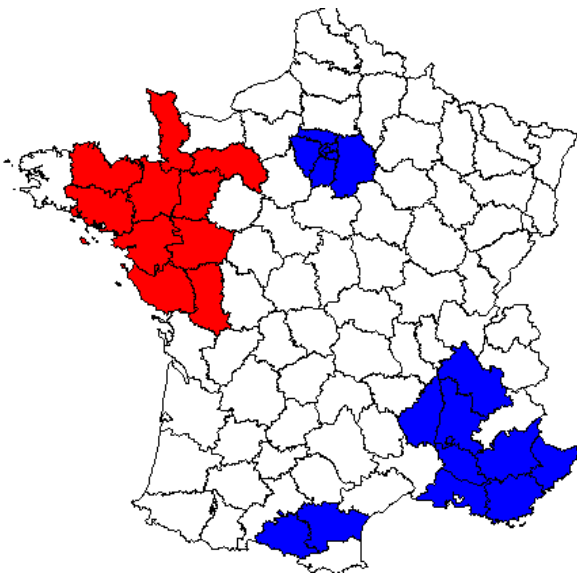
Annexe 4 : Cartes de Clusters de la production agricole par secteur d'activité en 1990



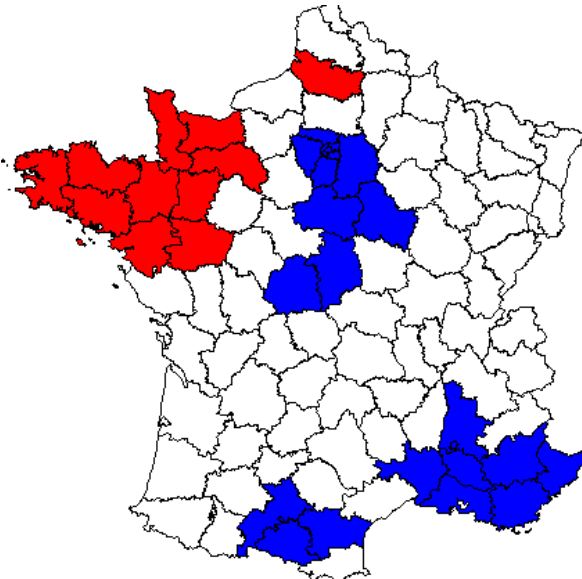
Carte (A.a). Grandes Cultures



Carte (A.b). Maraîchère/Horticulture

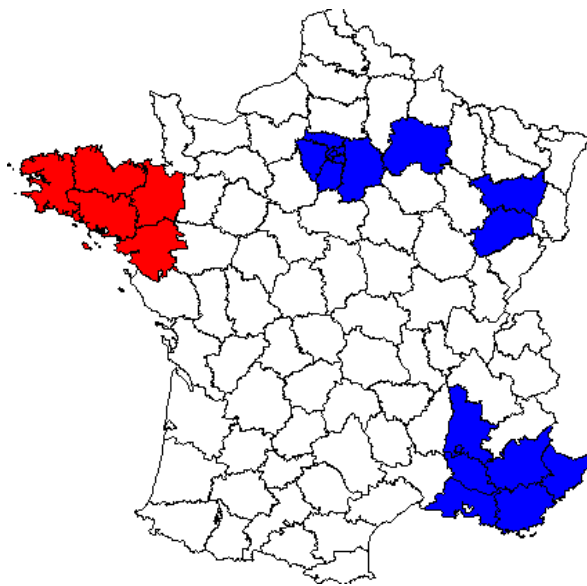


Carte (A.c). Bovins Viande

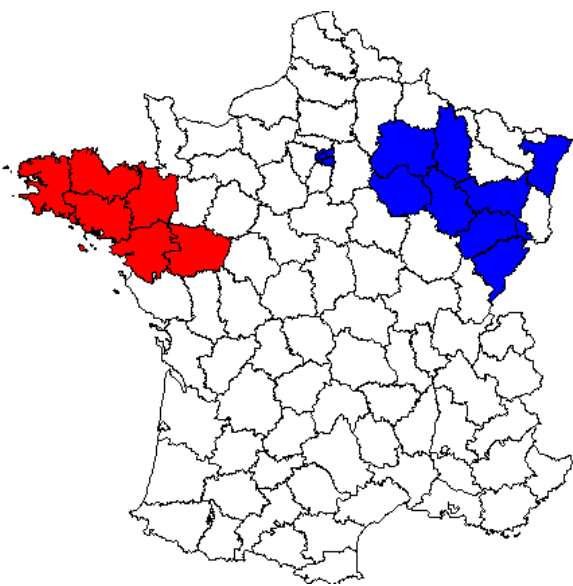


Carte (A.d). Lait et produits laitiers de vache

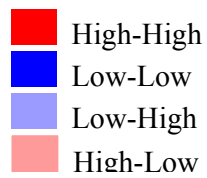
Source : Calculs d'après AGRESTE : Comptes de l'Agriculture de 1990



Carte (A.e). Production porcine



Carte (A.f). Aviculture



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