



Appel à Communication

*7^{es} Journées de recherches en sciences sociales
à Agrocampus Ouest (Centre d'Angers), les 12 et 13 décembre 2013*

**La répartition spatiale des industries agro-alimentaires dans le
secteur coopératif:**

**Apports et limites des mesures d'autocorrélation spatiale couplées à une
modélisation économétrique**

Pierre Triboulet
INRA, UMR AGIR, BP 52607, 31326 Castanet Tolosan Cedex
Pierre.Triboulet@toulouse.inra.fr

Stéphanie Pérès
Univ. Bordeaux, ISVV, USC 1320 GAIA, CS 40201, 33175 Gradignan Cedex
stephanie.peres@agro-bordeaux.fr,

Version provisoire – ne pas citer

Résumé:

L'objectif de cet article est d'expliquer l'organisation spatiale des activités industrielles (IAA) des coopératives agricoles en France métropolitaine. Nous mobilisons les outils de l'analyse exploratoire de données spatiales (ESDA) pour caractériser les structures de localisation des activités à partir d'une base de données exhaustive en 2005 sur les coopératives agricoles et les entreprises qu'elles contrôlent. Ces outils étant sensibles aux découpages sectoriels et géographiques retenus, nous testons l'impact de 3 niveaux géographiques (canton, PRA et département) sur les résultats en matière de concentration et d'auto-corrélation spatiale. La coopération agricole présente des structures de localisation différenciées, selon les filières produit et leurs liens au territoire. Puis, nous estimons au niveau cantonal plusieurs modèles logistiques pour identifier les facteurs explicatifs des structures spatiales observées. Nous mettons ainsi en lumière la localisation préférentielle des activités industrielles dans les zones à haut potentiel agricole mais aussi le plus souvent dans des zones démographiques en croissance et à proximité des aires urbaines de taille intermédiaire.

Mots-clés:

Coopérative agricole, organisation spatiale, industrie agro-alimentaire, indice de Moran

JEL:

C21, Q13, R12

Dans la lignée des travaux fondateurs de Marshall (1890) et de Krugman (1991), la littérature s'accorde sur le fait que l'industrie ne se répartit pas au hasard et tend à se concentrer spatialement. Cependant, tant les questions de mesure que de caractérisation des phénomènes d'agglomération restent d'actualité du fait des difficultés méthodologiques rencontrées, de la diversité des espaces à prendre en compte, notamment espaces ruraux versus espaces urbains, et de la multiplicité des facteurs pouvant expliquer ces regroupements d'activités et leurs dynamiques (Isserman et al., 2009 ; Puga, 2010). Ellison et Glaeser (1997) invitent ainsi à la prudence quand il s'agit d'identifier le poids respectif des dotations en ressources naturelles et des externalités positives dans les processus de regroupement d'entreprises. Dans ce contexte, quel est l'apport des mesures d'autocorrélation spatiale pour caractériser les structures de localisation des activités industrielles menées par un type particulier d'entreprises, les coopératives agricoles ? Est-ce que les caractéristiques agricoles et le gradient urbain-rural jouent comme facteur de localisation de ces activités industrielles ?

Les coopératives agricoles constituent des acteurs majeurs des filières agro-alimentaires avec un poids d'environ 40% dans l'agro-alimentaire (site internet Coop de France). Dans les Industries Agro-Alimentaires (IAA), ce poids est de l'ordre de 20 à 25% (Agrete Primeur, 2009). A priori, la localisation de l'activité industrielle des coopératives agricoles s'inscrit dans le prolongement direct de la production agricole des adhérents de la coopérative. Cependant, la coopération agricole a connu de profondes transformations au cours des 20 dernières années avec des processus de fusion de coopératives, d'alliances et de filialisation dans des sociétés à statut non coopératif. Les réorganisations industrielles permettent de bénéficier d'économies d'échelle en vue d'atteindre une taille critique. La filialisation dans des sociétés non coopératives permet de s'affranchir de la contrainte d'approvisionnement quasi-exclusive avec les adhérents de la coopérative. Dès lors, la question de la distribution spatiale des activités industrielles coopératives, et de son évolution, se pose.

L'objectif de cette communication est de décrire et d'expliquer l'organisation spatiale des activités coopératives dans le secteur des IAA, en France métropolitaine, et son évolution entre 1995 et 2005. Nous mobilisons les outils de l'analyse exploratoire de données spatiales (ESDA) pour caractériser les structures de localisation des activités. Ces outils étant sensibles aux découpages sectoriels et géographiques retenus, nous testons l'impact de ces choix sur les résultats en matière de concentration et d'auto-corrélation spatiale (Beaudry and Schiffaraueva, 2010). Puis, nous estimons plusieurs modèles logit pour identifier les facteurs explicatifs des structures de localisation observées. L'idée principale, dans la lignée des travaux sur l'analyse spatiale des coopératives agricoles (Triboulet et al., 2013), est que la coopération agricole présente des structures de localisation différenciées, selon les filières produit et leurs liens au territoire. Pour tester cette hypothèse, notre analyse se focalise sur les activités industrielles des coopératives agricoles et de leurs filiales, en opérant une segmentation des activités en 5 familles de produits.

Notre papier est organisé comme suit. Dans un premier temps, nous discutons la question de la localisation des activités des coopératives agricoles en lien avec la compréhension des mécanismes de formation des regroupements localisés d'entreprises, et avec les problèmes de mesure de ces phénomènes. Dans un deuxième temps, nous présentons les bases de données et explicitons la méthodologie retenue, avec notamment le choix de tester deux indicateurs (absolu vs relatif) et trois niveaux géographiques (canton, Petite Région Agricole et département). Enfin, une dernière partie aborde les résultats, liés aux tests des indicateurs et

niveaux géographiques puis à la modélisation au niveau cantonal des schémas de localisation mis en évidence. Ils soulignent que les schémas de localisation des salariés des industries coopératives varient selon l'indicateur et le niveau géographique retenus, ce qui s'explique notamment par les spécificités liées aux branches de produits. La modélisation réalisée au niveau cantonal en 2005 apporte un double éclairage sur les structures de localisation des activités industrielles des coopératives agricoles : elles pourraient bénéficier d'externalités de spécialisation en se développant dans les grands bassins de production agricole et d'externalités de diversification en concentrant leurs outils de manière privilégiée dans des zones urbaines.

1- La concentration géographique des activités industrielles

L'analyse de la concentration géographique des activités soulève une double question. Il s'agit d'une part d'identifier les facteurs expliquant la concentration des activités et les coopératives agricoles fournissent un cas d'étude original et pertinent pour traiter cette question. D'autre part, il faut disposer des outils de mesure permettant de repérer ces phénomènes de concentration. En complément des facteurs classiques mis en avant par les théories de la localisation, la littérature a largement mis en avant le concept d'externalités pour expliquer l'intérêt des regroupements localisés d'entreprises. Cependant, établir un lien entre les facteurs explicatifs des phénomènes de concentration et les aspects de mesure des regroupements, à partir d'indices de concentration ou d'autocorrélation, reste délicat (Guimarães et al., 2009; Alonso-Villas et Del Rio, 2012).

1.1-Les bénéfices attendus d'un regroupement localisé d'entreprises

Les choix de localisation des entreprises ont fait l'objet de nombreux travaux en économie géographique comme en économie industrielle. La baisse des coûts de transport comme l'accès à des marchés diversifiés influent de manière favorable sur la concentration industrielle des entreprises et leur localisation en milieu aggloméré (Krugman, 1991 ; Combes et al., 2011). L'accès à des ressources spécifiques, notamment liées aux facteurs naturels, constitue également un critère majeur dans la concentration géographique des activités industrielles. A côté de ces facteurs classiques, la littérature met l'accent sur les externalités comme élément majeur dans les choix de localisation des entreprises. La question de la localisation des activités des coopératives, peu abordée dans la littérature, revêt un fort intérêt du fait du poids économique des coopératives agricoles au sein des filières agro-alimentaires et de leur rôle majeur dans le maillage territorial des espaces ruraux. Cette question peut être abordée selon 3 entrées complémentaires. En premier lieu, les coopératives agricoles sont par nature dépendante des bassins agricoles dans lesquels elles s'inscrivent et qui constituent la base territoriale de leurs activités. Il convient ensuite de s'interroger sur l'impact des mouvements de concentration et de filialisation sur l'organisation spatiale des coopératives. Enfin, les coopératives peuvent bénéficier d'effets de réseau et d'externalités, en lien avec les interdépendances qu'elles nouent entre elles et les espaces dans lesquels elles s'inscrivent.

Les coopératives agricoles sont des sociétés de personnes qui ont pour objet de valoriser l'activité de leurs adhérents, les associés-coopérateurs et ce sur un périmètre spatial défini juridiquement¹. Cette obligation de collecter les produits des adhérents situés dans le

¹ En Europe, seule la législation en France et au Portugal impose aux coopératives agricoles une contrainte de territorialité.

périmètre statutaire, quel que soit le coût de collecte, influence donc directement l'organisation spatiale des coopératives agricoles. Celle-ci dépendra également des spécificités des productions agricoles aux différentes étapes de production, de collecte, de transformation et/ou de commercialisation. Les activités céréalières concernent de larges bassins de production mais les silos doivent être localisés à proximité des adhérents pour leur éviter de supporter des coûts élevés de transport. Par contre, les outils de transformation peuvent être plus ou moins distants, notamment si les céréales sont exportées ou si elles intègrent une filière à l'échelle nationale. Pour la vigne, il est d'usage en France d'avoir une forte proximité entre la production et la transformation. Dans les productions animales, l'organisation spatiale des activités des coopératives dépendra du produit final mis sur le marché (lait, beurre, fromage, viande, animaux vivants, ...). Le lien produit et origine géographique peut aussi influencer l'organisation spatiale des activités au travers des Indications Géographiques visant à protéger et valoriser des produits dans des aires géographiques spécifiques. Ces Indications Géographiques, fortement présentes dans les secteurs du vin et du fromage, peuvent imposer que la transformation soit effectuée dans la zone protégée. Ainsi, même si l'organisation spatiale des coopératives agricoles diffère selon les filières « produits », nous pouvons faire l'hypothèse qu'il existe un lien fort entre la production agricole d'une zone et la présence d'activités industrielles de coopératives visant à valoriser les productions de leurs adhérents.

Les coopératives agricoles, confrontées aux questions de performance et de taille critique comme toute entreprise, investissent notamment dans des outils de transformation à l'aval des filières pour garantir des débouchés aux produits que leur livrent leurs adhérents et rechercher de la valeur ajoutée. Pour faire face à ces défis, les coopératives se sont profondément transformées au cours des 20 dernières années (Cook, 1995 ; Royer, 1999). En France, l'affirmation de grands groupes coopératifs leaders et le développement de la filialisation dans des sociétés à statut non coopératif constituent deux faits majeurs (Gaignette et Nieddu, 2000). Parallèlement, le nombre de petites coopératives agricoles décroît régulièrement (Agreste Primeur, 2007). Aussi, il est important de s'interroger sur les conséquences spatiales de ces réorganisations. Les processus de concentration des coopératives agricoles s'exercent sous forme d'intégration horizontale par regroupement de coopératives et d'intégration verticale, notamment via les filiales de transformation à statut non coopératif. On pourrait s'attendre à ce que ces processus se traduisent par un affaiblissement de l'ancrage spatial des coopératives mais plusieurs travaux montrent que la proximité géographique reste fortement présente dans ces processus (Filippi et al., 2008 ; Filippi et Triboulet, 2011). L'intégration verticale dans les coopératives s'inscrit le plus souvent dans un couplage fort entre l'activité agricole et l'activité de transformation, ce qui se traduit par un comportement spécifique des coopératives par rapport à ce qui est classiquement observé dans les industries agro-alimentaires (Nefussi, 1990). Ainsi, même si le développement des outils industriels dans les groupes coopératifs passe maintenant le plus souvent par des filiales à statut non coopératif et donc non contraintes par le périmètre statutaire de la coopérative mère, ces filiales restent souvent localisées dans le périmètre d'action de la coopérative, confortant ainsi l'objectif social de la coopérative de valoriser l'activité de ces adhérents².

² Statutairement, une coopérative ne peut développer des activités avec des non adhérents qu'à hauteur maximale de 20 % de son chiffre d'affaires. La filialisation dans des sociétés à statut non coopératif permet de contourner cette contrainte en

Les coopératives agricoles peuvent bénéficier d'externalités liées aux échanges qu'elles développent entre elles et aux caractéristiques des espaces dans lesquels elles s'inscrivent. Classiquement, deux types d'externalités (industrielles vs diversification) sont mis en évidence en économie industrielle pour expliquer l'intérêt des regroupements localisés d'entreprises (Beaudry et Schiffauerova, 2009). Les externalités de spécialisation résultent d'avantages liés aux échanges entre entreprises d'un même secteur. L'hypothèse est que les flux d'échange et de connaissance passent de manière privilégiée entre entreprises qui partagent une même logique sectorielle. Confrontées aux mêmes enjeux et aux mêmes besoins, un regroupement localisé permet aux entreprises d'échanger directement des connaissances et de bénéficier d'économies d'échelle (marché du travail, poids sur les marchés, coûts de transport, ...). L'analyse des clusters et des districts industriels mobilise largement ce type d'externalités, dans la lignée des travaux de Marshall. Par définition, la notion de cluster renvoie à des entreprises co-localisées qui retirent des effets positifs de leur proximité, tant au niveau sectoriel qu'au niveau territorial (Porter, 2000). Les externalités de diversification s'opposent à celles de spécialisation en pointant le fait que les idées nouvelles proviennent de la complémentarité et de la diversité des ressources échangées (Jacobs). Elles résultent donc d'échanges inter-sectoriels et les villes sont considérées comme des lieux favorables à ce brassage d'idées et de compétences. Les partenariats science-industrie, les transferts de connaissance inter-industriels, la combinaison de ressources spécialisées constituent des facteurs qui favorisent la croissance et l'innovation. Ces deux types d'externalités renvoient à l'idée que l'agglomération d'activités industrielles est favorable au développement économique. Dans le cas des coopératives agricoles, il est probable qu'il y ait des externalités de connaissance liées à l'intensité des interdépendances entre coopératives. Par contre les coopératives agricoles étant plutôt dans des logiques de maillage de l'espace que de co-localisation, ces externalités ne sont pas nécessairement localisées.

L'existence d'externalités d'agglomération interroge aussi sur la configuration des espaces dans lesquels les coopératives sont implantées. De nombreux travaux soulignent que les espaces ruraux, a priori moins aptes à bénéficier d'effets liés à l'agglomération d'activités, restent cependant marqués par une présence industrielle forte et diverse (pour une synthèse, Irwing et al., 2010). Barkley & Henry (1997) mettent en évidence que l'industrie aux Etats-Unis est plus concentrée dans les comtés ruraux que dans les comtés métropolitains, ce qui suggère que les bénéfices liés au regroupement d'entreprises pourraient être plus importants pour les firmes rurales que pour les firmes urbaines. L'existence d'externalités de spécialisation dans les espaces ruraux est largement mise en évidence à travers la littérature sur les districts industriels et les Systèmes Productifs Locaux (Brenner, 2004). Ces regroupements localisés d'entreprises bénéficient de ressources spécifiques aux espaces ruraux (coût de la main d'œuvre et du foncier, accessibilité, ressources naturelles, ...). Cependant, certains travaux ont également montré la fragilité de ces systèmes, liée à une dépendance mono-sectorielle excessive. Un changement technologique peut alors entraîner une perte de compétitivité d'un espace qui disposait d'une dotation en ressources naturelles nécessaire dans la technologie précédente. Les complémentarités urbain-rural peuvent

autorisant la collecte à d'autres agriculteurs sur des espaces et avec des produits différents. Disposer d'un outil performant au service des adhérents peut en effet nécessiter d'élargir la base d'approvisionnement de cet outil au-delà des produits fournis par les seuls adhérents. Cependant, même si cette filialisation se traduit pour partie par des implantations hors du périmètre de base, en particulier en lien avec des positions à l'international, la tendance majoritaire reste à la localisation des filiales à proximité du siège social de la coopérative tête de groupe (Filippi et al., 2008).

également permettre de mieux valoriser les ressources spécifiques de chaque type d'espace. Fesser et Isserman (2009) montrent que 28 des 45 grandes filières aux Etats-Unis possèdent des clusters d'activités en zone rurale, mettant ainsi en valeur la diversité des économies rurales et leur intégration dans les systèmes nationaux de production. Même si on peut penser que les coopératives se localisent de manière privilégiée en zone rurale, il ne faut pas écarter l'hypothèse qu'une part significative de leurs activités soit localisée à proximité des villes et que les coopératives retirent de ce fait des effets positifs à cette localisation. De plus, certaines productions s'accommodent bien de la péri-urbanisation des espaces, notamment les productions légumières, fruitières ou viticoles. On pourrait donc s'attendre à ce que les externalités de connaissance et d'agglomération seront d'autant plus importantes que les territoires présenteront un fort potentiel coopératif et qu'ils seront susceptibles d'offrir des effets positifs liés à l'agglomération.

1.2- Les questions soulevées par la mesure des regroupements localisés d'entreprises

Il existe une littérature importante sur les indicateurs permettant de mesurer les phénomènes de concentration géographique et de spécialisation industrielle (Combes et al., 2006 ; Figueiredo et al., 2009). Cependant, il reste encore délicat de relier ces indicateurs de mesure aux théories permettant d'expliquer les processus d'agglomération des entreprises (Guimarães et al., 2009). Nous présentons dans un premier temps les indices de concentration, essentiellement développés à partir d'un espace discrétisé, en montrant leurs limites. Nous montrons ensuite comment les outils de l'analyse spatiale exploratoire de données, en se basant sur la mesure de l'autocorrélation spatiale, permettent de caractériser des structures de localisation en identifiant des clusters « spatiaux » et des « hot spots » (Haining, 1990; Bailey et Gatrell, 1995; Anselin, 1998).

La concentration géographique mesure la concentration d'un secteur dans une zone, tandis que la spécialisation correspond à une concentration des activités d'une zone dans un ou plusieurs secteurs. Elle peut revêtir différentes formes : absolue ou relative. La concentration absolue rend compte des grandes tendances de la localisation en décrivant la distribution des activités entre les territoires analysés, sans référence extérieure (Haaland et al., 1999). La concentration relative vise à normaliser la distribution par rapport à une distribution de référence, par exemple l'ensemble des activités économiques. Distinguer ces deux définitions est important car elles répondent à des analyses différentes du phénomène de concentration géographique. Brülhart et Traeger (2005) montrent que selon la définition considérée, les résultats de l'évaluation de la concentration spatiale peuvent être différents voire même opposés pour le secteur agricole par exemple³.

Les mesures de la concentration reposent en général sur un «espace discrétisé», c'est-à-dire basé sur un zonage administratif ou sur un zonage d'études comme le découpage en zones d'emploi. Il s'agit donc d'un découpage prédéfini du territoire pour lequel il n'existe pas de chevauchement entre les différentes unités géographiques le composant. Ce type d'espace est

³ Ces auteurs utilisent également la notion de concentration topographique, pour laquelle on normalise la distribution observée par la taille géographique de chaque unité d'observation.

largement utilisé dans les études économiques⁴. Les méthodes reposant sur un espace discrétisé décrivent l'hétérogénéité de la structure spatiale à une seule échelle géographique. Les indices les plus utilisés sont l'indice absolu d'Herfindahl, l'indice de Gini et celui d'Ellison et Glaeser, ce dernier indice ayant l'avantage de tenir compte de la concentration industrielle c'est-à-dire de la structure productive des industries. Ces méthodes sont soumises au Problème des Unités Spatiales Modifiables (MAUP) (Openshaw, 1984). Les deux caractéristiques du MAUP sont liées aux questions d'agrégation et d'échelle. Les résultats obtenus sont dès lors très sensibles aux types de zonages choisis puisque toute l'information existante sur la localisation des activités à l'intérieur des zones est agrégée par zone. Enfin, les indices de concentration calculés sur un espace discret ne tiennent pas compte de la position relative des unités et donc des effets de voisinage (Combes et al, 2006). Ces indices peuvent être qualifiés de a-spatiaux car s'ils permettent de qualifier une concentration globale, ils ne peuvent pas prendre en compte la structuration relative des unités les unes par rapport aux autres et leurs éventuelles dépendances.

Pour intégrer les effets de voisinage et détecter les dépendances spatiales entre lieux, il faut prendre en compte le phénomène d'autocorrélation spatiale (Cliff et Ord, 1973). L'autocorrélation spatiale permet de mesurer l'absence d'indépendance entre des observations géographiques proches. Sa présence est manifeste lorsque, sur un espace donné, les valeurs prises par une variable aléatoire continue ou discrète se répartissent de façon semblable pour deux entités géographiques voisines et non de manière aléatoire. La dépendance spatiale se définit donc comme résultant d'une relation fonctionnelle entre ce qui se passe en une localisation et ce qui se déroule dans des localisations voisines. L'autocorrélation spatiale positive signifie une tendance à la concentration dans l'espace de valeurs élevées ou faibles d'une variable aléatoire. Inversement, l'autocorrélation spatiale négative correspond à la situation où chaque unité géographique est entourée par des localisations voisines dont la variable aléatoire prend des valeurs différentes. Partant de ce constat, l'analyse spatiale exploratoire de données (ESDA) fournit un ensemble d'outils pour caractériser des schémas de localisation et tester leur significativité. Ces outils fournissent des mesures de l'autocorrélation spatiale globale et locale, notamment à partir de l'indice de Moran (Anselin, 2000).

De nouvelles méthodes permettant de mieux intégrer le voisinage ont été proposées récemment. van den Heuvel et al. (2012) ont développé une méthode pour identifier les zones AREC (concentration de l'emploi absolue et relative) d'un territoire à mailles fines. En divisant une province néerlandaise dans 502 entités spatiales, ils ont analysé simultanément la concentration de l'emploi absolue et relative de chaque entité et agrégées voisins entités spatiales avec des concentrations élevées. L'identification de ces zones de concentration leur a permis d'analyser la performance de ces secteurs par rapport aux différentes caractéristiques, telles que la disponibilité de l'infrastructure, du logement, marché du travail, etc. Guimarães et

⁴ Il existe une seconde approche développée récemment qui considère le territoire étudié comme un espace continu et non plus comme un espace discrétisé (Duranton et Overman, 2005 ; Combes et Overman, 2004 ; Marcon et Puech, 2003). Dans ce cas, il n'existe plus de zonage prédéfini et l'étude repose sur la localisation géographique des entités à analyser - par exemple, les agents économiques ou les établissements - où seules les distances qui séparent les différents individus comptent.

al. (2011) proposent une méthode pour intégrer dans les indices de concentration « classiques » (Gini, Ellison&Glaeser, ...) l'effet de voisinage à partir d'une matrice de poids. Ils justifient ce choix par le fait que l'indice de Moran est moins précis que les indices « classiques » pour mesurer la concentration. Si ces nouveaux indices permettent de prendre en compte le voisinage, ils laissent ouverts les questions liées au choix du niveau de découpage, du type d'indicateur (absolu ou relatif) et de l'analyse locale de la concentration.

Partant des constats de ces différents travaux, notre méthode vise à tester différents indicateurs et niveaux d'agrégation spatiale dans la mesure de la concentration à partir des indices de Gini et de Moran puis à rechercher ensuite les facteurs explicatifs des schémas spatiaux mis en évidence.

2- Présentation des données et des méthodes d'analyse

Avant de détailler les bases de données mobilisées pour cette étude, nous présentons la méthode retenue pour caractériser les schémas de localisation des activités coopératives. Nous choisissons deux indicateurs de concentration et trois niveaux de découpage. Nous calculons ensuite la concentration globale avec les indices de Gini et de Moran. Nous déterminons enfin les schémas de localisation avec l'indice de Moran local. A la vue des résultats obtenus, nous proposons alors une modélisation au niveau cantonal des structures de localisation afin de mettre en évidence les facteurs explicatifs de concentration des activités coopératives.

2.1.- Mesure de la concentration et choix des indicateurs et des niveaux de découpage

Les mesures de concentration et d'auto-corrélation spatiale sont sensibles au choix des entités géographiques et de l'indicateur utilisé. Nous proposons de tenir compte de cette sensibilité en testant plusieurs niveaux de découpage et plusieurs indicateurs.

Nous retenons 3 niveaux de découpage : Département, Petite Région Agricole et Canton. Le découpage départemental correspond au niveau 3 de la Nomenclature européenne des Unités Territoriales et Statistiques (NUTS 3). La petite région agricole a été créée en 1946 pour délimiter des zones agricoles homogènes. Ce zonage respecte le découpage administratif du département. Le canton correspond au niveau 1 des Unités Administratives Locales (LAU 1) en France. Les caractéristiques des découpages spatiaux retenus sont présentées dans le tableau 1.

Tableau 1 : Caractéristiques des 3 découpages géographiques retenus

Niveau géographique	Nombre d'entités	Moyenne surface (km ²)	Ecart-type surface (km ²)	Connectivité moyenne
Département	96	5 666.4	1 923.8	4.96
Petite Région Agricole	714	761.9	717.1	5.79
Canton	3 689	147.5	98.6	5.79

Source : Auteurs, d'après les données INSEE

Nous mobilisons deux indicateurs sectoriels pour qualifier l'intensité de la concentration géographique d'un secteur j dans une zone i . Le premier c_{ij} , qualifié d'absolu, mesure la concentration géographique d'un secteur alors que le second QL_{ij} , qualifié de relatif, mesure cette même concentration en tenant compte du poids de la zone.

La concentration géographique se mesure par la part de l'effectif du secteur j dans la zone i sur l'effectif total du secteur j : $c_{ij} = e_{ij} / e_j$ avec e_{ij} l'effectif du secteur j dans la zone i . Cette mesure apprécie une concentration géographique pour un secteur donné. Elle est le pendant d'une mesure de spécialisation sectorielle d'une zone qui est la part de l'effectif du secteur j dans la zone i sur l'effectif total de la zone i : $s_{ij} = e_{ij} / e_i$. Si l'on souhaite tenir compte de la distribution globale des effectifs, il faut calculer le Quotient de Localisation (Hoover, 1936) : $LQ_{ij} = \frac{e_{ij}/e_j}{e_i/e}$. Le LQ exprime le poids d'un secteur dans une zone en tenant compte du poids de l'ensemble des secteurs. Une valeur supérieure à 1 indique que le secteur est surreprésenté dans la zone comparé à la distribution moyenne des effectifs de ce secteur au niveau global. Cette surreprésentation traduit un double phénomène, la concentration géographique du secteur j dans la zone i associée à la spécialisation sectorielle de la zone i dans le secteur j . En effet, $\frac{e_{ij}/e_j}{e_i/e} = \frac{e_{ij}/e_i}{e_j/e}$ ce qui correspond à l'indicateur de spécialisation sectorielle divisé par le poids du secteur.

Chaque zone peut ainsi être caractérisée par deux indicateurs sectoriels. Le premier indicateur absolu mesure un pur phénomène de concentration géographique d'un secteur sans tenir compte du poids des autres secteurs. Le deuxième indicateur relatif mesure la concentration géographique en tenant compte du poids de l'ensemble des secteurs de la zone. Une fois les indicateurs et niveaux de découpage retenus, nous pouvons calculer la concentration globale sans prise en compte du voisinage (indice de Gini) ou avec (indice de Moran).

Notre analyse utilise l'indice de Gini localisé pour mesurer la structure d'une variable dans une unité spatiale par rapport à une structure similaire dans d'autres unités spatiales (Kim et al., 2000). Le poids de chaque unité spatiale est pris en compte dans le calcul de l'indice. L'indice de Gini spatial G_c s'écrit de la manière suivante:

$$G_c = \frac{\Delta}{4\bar{LQ}_c} \text{ où } \Delta = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |LQ_{i,c} - LQ_{j,c}|$$

où c est le secteur étudié, n le nombre d'unités spatiales; $LQ_{i,c}$ la valeur du LQ pour l'unité spatiale i (resp. j), \bar{LQ}_c est la moyenne des LQ pour les n unités spatiales.

La mesure de l'autocorrélation spatiale globale est calculée au moyen de la statistique I de Moran (Cliff et Ord, 1981; Upton and Fingleton, 1985; Haining, 1990) :

$$I_c = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_{i,c} - \bar{x}_c)(x_{j,c} - \bar{x}_c)}{\sum (x_{i,c} - \bar{x}_c)^2}$$

w_{ij} étant un élément de la matrice de poids spatial W .

Si le I de Moran donne une mesure de l'autocorrélation globale, il ne permet pas en revanche d'apprécier la structure locale de l'autocorrélation spatiale. Pour visualiser les schémas de localisation associés à des unités spatiales, il faut utiliser le diagramme de Moran (Anselin, 1996). En abscisse, est représentée la valeur standardisée de la variable et en ordonnée son décalage spatial standardisé. Chaque quadrant correspond à un type différent d'association spatiale locale existant entre une unité spatiale et ses voisines :

- HH : une unité associée à une valeur élevée entourée d'unités associées à des valeurs élevées.
- LL : une unité associée à une valeur faible entourée d'unités associées à des valeurs faibles.
- HL : une unité associée à une valeur élevée entourée d'unités associées à des valeurs faibles.
- LH : une unité associée à une valeur faible entourée d'unités associées à des valeurs élevées.

En outre, la distribution pour ces statistiques ne pouvant être approximée par une loi normale, l'inférence statistique est basée sur l'approche de permutation conditionnelle (Anselin, 1995) dans ce sens que la valeur de y_i pour la localisation i est maintenue fixée pendant que les valeurs restantes sont permutées sur toutes les autres unités spatiales. Dans ce cas, les probabilités critiques obtenues pour les statistiques locales de Moran sont, en fait, des pseudo-niveaux de significativité. Dans notre application, nous avons effectué 9 999 permutations pour chaque unité spatiale.

L'autocorrélation locale mise en exergue, il s'agit de déterminer les facteurs explicatifs des structures de localisation des coopératives agricoles. Pour ce faire, la modélisation logistique est ensuite utilisée.

2.2- Une base de données originale sur les établissements industriels de la coopération agricole

Nous mobilisons une base de données originale qui permet de disposer de l'intégralité des entreprises appartenant au périmètre coopératif en 1995 et en 2005 (enquêtes *Petites coopératives*, *Enquêtes Annuelles d'Entreprises*, *Enquêtes Liaisons Financières* – SSP et INSEE). Les filiales peuvent être à statut non coopératif mais doivent alors être contrôlées par une ou plusieurs entreprises à statut coopératif. La base est exhaustive pour les entreprises à statut coopératif. Les entreprises non coopératives sont identifiées à partir de l'enquête *Liaisons financières* enrichie avec la base BvDEP Diane. Nous disposons du niveau établissement pour les coopératives agricoles de 10 salariés et + et pour les entreprises non coopératives de 20 salariés et +. Les entreprises au dessous de ces seuils sont considérées comme mono-établissements. Les caractéristiques de la population d'étude sont présentées dans le tableau 2. Les établissements sont classés en fonction de l'activité principale de l'entreprise, selon un découpage en 5 familles de « produits » : viande, lait, boissons, céréales et aliments du bétail et enfin divers. Cette dernière catégorie est hétéroclite en termes de produits mais les effectifs de chaque activité élémentaire sont en règle générale trop faibles pour permettre un découpage plus fin. La classification « produits » à partir des activités élémentaires est présentée en annexe.

Tableau 2 : Répartition des établissements et des salariés en 1995 et en 2005

1995	Statut non coop		Statut coop		Total	Total
	Produit	Etab.	Salariés	Etab.		
Boisson	5	100	1 003	9 123	1 008	9 223
Céréales	109	3 590	184	4 369	293	7 959
Divers	38	3 513	85	5 138	123	8 651
Lait	90	7 655	339	7 691	429	15 346
Viande	86	9 508	92	5 839	178	15 347
Total produit	328	24 366	1 703	32 160	2 031	56 526

2005	Statut non coop		Statut coop		Total	Total
	Produit	Etab.	Salariés	Etab.		
Boisson	25	778	940	8 687	965	9 465
Céréales	152	6 042	138	2 802	290	8 844
Divers	47	3 870	117	5 866	164	9 736
Lait	129	9 832	299	5 771	428	15 603
Viande	220	27 276	102	5 590	322	32 866
Total produit	573	47 798	1 596	28 716	2 169	76 514

Source : Auteurs, d'après enquêtes petites coopératives, EAE et LIFI – SSP et INSEE

Pour expliquer les schémas de localisation des coopératives françaises, nous disposons également d'une base de données construite au niveau cantonal. Trois dimensions ont été retenues pour caractériser chaque canton :

- *Le profil agricole du canton (AP)*

La dimension économique est mesurée par le nombre d'Unités de Travail Annuel des exploitations agricoles (*Recensement Agricole*, SSP 2000). L'orientation productive dominante est prise en compte à partir des orientations technico-économiques des exploitations (OTEX) selon un regroupement en 5 catégories : élevage, grandes cultures, polyculture-Elevage, cultures spécialisées et divers.

- *Le profil démographique du canton (DP)*

Le Zonage en Aires Urbaines de 1999 et les données démographiques de 1999 et 2008 nous permettent de caractériser le profil démographique du canton (INSEE). La dominante urbaine, péri-urbaine ou rurale d'un canton est identifiée sur la base des effectifs des communes et de leur position par rapport au Zonage en Aires Urbaines de 1999 (INSEE). Un territoire à dominante urbaine pourra donc avoir des communes péri-urbaines et/ou rurales en son sein. L'évolution démographique est calculée sur la période 1999-2008 c'est-à-dire en léger décalage par rapport aux données disponibles pour les coopératives agricoles afin d'éviter tout problème d'endogénéité des variables.

- *L'environnement spatial du canton (SE)*

Pour caractériser l'environnement spatial du territoire, nous utilisons la base de données Odomatrix⁵ fournissant la distance kilométrique au pôle urbain le plus proche à partir du

⁵ Source : ODOMATRIX, INRA UMR1041 CESAER, d'après IGN Route500®, BD ALTI 500®, RGC®

Zonage en Aires Urbaines de 1999. Nous retenons la hiérarchie urbaine comme critère pour tenir compte d'effets différenciés sur les activités coopératives selon la taille des aires urbaines. Quatre classes de tailles sont retenues : > à 500 000 habitants, entre 100 et 500 000 habitants, entre 35 et 100 000 habitants et moins de 35 000 habitants. Les aires urbaines de plus de 500 000 habitants renvoient à une vingtaine de grosses métropoles régionales. Le rattachement à une aire urbaine a été réalisé sur la base de la frontière de pôle la plus proche de la commune-centre du canton⁶. On pourrait attendre un effet négatif pour les plus grosses aires urbaines, la proximité à celles-ci pouvant entraîner des effets de congestion importants pour l'agriculture tandis que le rattachement à une très petite aire urbaine pourrait être associé à un isolement peu favorable au développement des activités coopératives. Enfin, nous mobilisons, pour contrôler l'effet régional, un découpage en grandes régions sur la base du réseau régional de l'organisation professionnelle des coopératives agricoles, Coop de France. Ces 3 dimensions permettront de tester les facteurs explicatifs pour l'étape de modélisation des schémas de localisation des activités coopératives.

3-Résultats

Dans un premier temps, nous révélons la présence d'une concentration spatiale globale des activités coopératives, avec les indices de Gini et de Moran. Nous discutons les résultats obtenus selon les niveaux de découpage et l'indicateur absolu ou relatif. Dans un second temps, en retenant l'indicateur relatif et le découpage cantonal, nous estimons plusieurs modèles logistiques afin d'éclairer les déterminants de la localisation des activités coopératives françaises.

3.1. Les mesures de concentration et d'auto-corrélation

Après avoir mis en comparaison les indices de concentration et d'auto-corrélation spatiale par familles de produits pour les années 1995 et 2005, nous présentons quelques résultats marquants obtenus avec l'indice de Moran local.

Concentration globale

L'indice de Gini témoigne d'une concentration spatiale des activités coopératives dans le secteur des IAA (cf tableau 3). Cette tendance est relativement stable pour les années 1995 et 2005 pour les coopératives dans les différentes branches considérées quelle que soit l'échelle étudiée. Ceci tendrait à montrer que, malgré les importantes réorganisations et le développement des grands groupes coopératifs agricoles polyvalents sur cette période, les activités restent largement organisées selon une logique « produits » avec le maintien d'un ancrage spatial fort.

⁶ Tout canton est donc nécessairement rattaché à une aire urbaine, qu'il soit à l'intérieur ou à l'extérieur de celle-ci, et dans ce cas, il s'agit alors de l'aire urbaine dont il est le plus proche de la frontière.

Tableau 3 : Indices de Gini par produits selon les différentes échelles étudiées pour les années 1995 et 2005.

GINI	Boisson	Céréales	Divers	Lait	Viande	Boisson	Céréales	Divers	Lait	Viande
	absolu	absolu	absolu	absolu	absolu	QL	QL	QL	QL	QL
Canton 1995	0,475									
PRA 1995	0,462	0,461	0,482	0,453	0,477	0,412	0,446	0,473	0,417	0,453
Dpt 1995	0,399	0,353	0,427	0,337	0,403	0,348	0,334	0,398	0,271	0,328
Canton 2005										
PRA 2005	0,464	0,462	0,477	0,457	0,464	0,428	0,445	0,467	0,427	0,423
Dpt 2005	0,399	0,351	0,428	0,331	0,370	0,380	0,350	0,410	0,308	0,286

Source : auteurs, d'après les bases de données mobilisées

L'auto-corrélation globale

Les résultats attestent de la présence d'auto-corrélation spatiale pour les différentes familles de produit tant au niveau intra-sectoriel (concentration absolue) qu'au niveau global (QL relatif). Cependant, les résultats sont très variables selon le découpage retenu et selon la famille de produits. L'auto-corrélation spatiale se renforce entre 1995 et 2005 à l'exception du secteur des céréales et aliments pour bétail (cf. tableau 4).

Tableau 4 : Les indices de Moran par famille de produits

I de Moran ⁷	Année	Boissons		Céréales		Viande		Lait	
		1995	2005	1995	2005	1995	2005	1995	2005
Concentration absolue									
Département		0.2509	0.2517	0.2885	0.1951	0.4335	0.5451	0.3288	0.4187
Petite Région Agricole		0.2067	0.2076	0.1093	0.1011	0.1368	0.2018	0.2052	0.0796
Canton		0.3498	0.2951	0.0674	0.0743	0.0212	0.0431	0.0082	0.0095
QL relatif									
Département		0.2534	0.3267	0.0234	-0.0537	0.1663	0.3801	0.2365	0.2571
Petite Région Agricole		0.3179	0.4123	0.0818	0.0591	0.0243	0.0831	0.1757	0.2193
Canton		0.3962	0.4505	0.0804	0.0556	0.0200	0.0344	0.2039	0.2187

Source : auteurs, d'après les bases de données mobilisées

L'activité « Boissons » présente de l'auto-corrélation spatiale positive à tous les niveaux géographiques. Ceci témoigne d'un double processus de concentration géographique et de spécialisation sectorielle qui reste mesurable y compris au niveau cantonal. C'est d'ailleurs à ce niveau là que l'auto-corrélation spatiale est la plus forte ce qui montre qu'il s'agit de zones localisées avec une densité d'établissements. Entre 1995 et 2005, l'auto-corrélation positive liée à la concentration géographique est restée stable, voir en légère diminution. Par contre, celle liée au Quotient de Localisation a augmenté. Ceci tendrait à indiquer que le niveau de spécialisation des zones denses en activité « boissons » s'est renforcé entre 1995 et 2005.

L'activité « Lait » présente un profil similaire à celle des Boissons à l'exception de l'auto-corrélation liée à la concentration géographique qui est faible au niveau cantonal. L'indice de Moran lié à la concentration géographique a une valeur forte au niveau département. L'indice

⁷ Nous ne calculons pas l'auto-corrélation pour la classe « divers » car les résultats sont difficiles à interpréter du fait de l'hétérogénéité des produits concernés.

de Moran lié au QL a une valeur moyenne aux différentes échelles géographiques. On peut en déduire que le processus de concentration géographique n'apparaît que pour de grandes zones géographiques alors que le processus de spécialisation sectorielle est plutôt associé à des zones localisées avec une densité d'établissements. Entre 1995 et 2005, l'Indice de Moran se renforce pour la concentration géographique au niveau département et reste stable pour le QL aux différents niveaux géographiques.

L'activité « Viande » présente des indices de Moran élevés au niveau départemental et faible au niveau cantonal. L'influence du niveau de découpage est donc manifeste. On peut en déduire qu'il n'existe pas de zones localisées qui témoignent d'une concentration géographique ou d'une spécialisation sectorielle de ces activités. Par contre, les valeurs élevées de l'indice de Moran au niveau départemental montrent que l'activité « viande » se concentre et se spécialise à des échelles régionales. Entre 1995 et 2005, l'Indice de Moran augmente de manière significative au niveau départemental, ce qui paraît logique au vu de l'augmentation des effectifs entre 1995 et 2005. L'accroissement de l'Indice de Moran est particulièrement marqué pour le QL, ce qui tend à montrer que la spécialisation régionale de cette activité s'est renforcée entre 1995 et 2005.

Les activités « Céréales et aliments pour le bétail » présentent un profil atypique par rapport aux autres activités. Les I de Moran sont moyens pour la concentration géographique et faibles, voir négatifs pour le QL. Il n'existerait donc pas de regroupements géographiques où ces activités seraient concentrées et spécialisées. C'est le seul regroupement d'activités où les indices de Moran diminuent entre 1995 et 2005 et ce malgré une augmentation des effectifs salariés. Ces activités se répartissent donc de manière plus homogène sur le territoire français.

L'indice de Moran permet de rendre compte de la présence d'auto-corrélation de manière globale. Mais quelles sont les zones où l'on observe cette autocorrélation spatiale et comment s'exprime spatialement le différentiel entre concentration géographique absolue d'un secteur et concentration relative en tenant compte de la spécialisation ? L'utilisation d'indicateurs LISA associée à des tests de permutation et aux diagrammes de Moran permet de répondre à ces questions.

L'auto-corrélation locale

Nous faisons le choix de focaliser sur les résultats les plus marquants mis en évidence lors de l'analyse des indices de Moran. Nous retenons deux dimensions d'analyse : la comparaison selon l'indicateur retenu et la persistance des résultats aux différents niveaux de découpage. Les séries de cartes, en annexe, permettent de visualiser les principales caractéristiques mises en évidence.

Comparaison selon la concentration absolue ou relative

La comparaison de l'indicateur de concentration géographique et du Quotient de Localisation montre des résultats contrastés selon les activités « produits » au niveau département.

Pour les « Boissons », les zones à forte activité comme celles à faible activité identifiées à partir des deux indicateurs se superposent. Les zones à forte activité sont les départements du Sud-Est (régions du Languedoc-Roussillon et de PACA) et les zones où l'activité est absente

sont les départements du Nord de la France (régions de Picardie, Haute-Normandie et Ile de France) et du Massif central (Auvergne). Nous sommes donc en présence de zones qui concentrent la grosse partie des activités viticoles en France et qui sont fortement spécialisées. A l'échelle du département, plusieurs facteurs peuvent expliquer pourquoi d'autres bassins viticoles ne ressortent pas. Ceci peut être l'étendue géographique et la dimension productive de la zone qui ne permettent pas de faire ressortir d'effets de contiguïté à l'échelle départementale. Ceci peut s'expliquer aussi par une présence plus faible de la coopération agricole dans les bassins de production. Enfin, le niveau de spécialisation des bassins viticoles joue également.

Les activités « Viande » ressortent de manière forte dans le Nord-Ouest de la France (11 des 12 départements des régions Bretagne, Pays de Loire et Haute-Normandie ont une valeur HH pour l'indicateur de concentration absolue). La mesure de l'autocorrélation locale à partir de la concentration relative montre également un regroupement de départements HH dans le Nord-Ouest mais fait également ressortir 4 départements avec des valeurs significatives HH dans le Sud-Ouest du Massif Central.

Pour le « Lait », les mesures basées sur la concentration absolue et celles sur la concentration relative font apparaître des regroupements significatifs d'activités différents. Le Nord-Ouest avec les départements bretons présente une forte concentration absolue des activités. Ces regroupements forts disparaissent avec l'indicateur de concentration relative. Par contre, des regroupements de départements HH apparaissent en Rhône-Alpes (5 des 8 départements) et en Franche-Comté et Lorraine.

Comparaison par niveaux géographiques

La comparaison pour un même indicateur selon différents niveaux géographiques permet de mieux comprendre comment s'articule organisation industrielle et organisation spatiale. En effet, le niveau d'auto-corrélation spatiale est fortement dépendant du choix du découpage spatial initial. A partir des activités « Boisson » et « Viande », nous expliquons pourquoi l'activité « Boisson » est marquée par une forte auto-corrélation spatiale à des niveaux fins de découpage alors que c'est l'inverse pour la « Viande ».

Dans le secteur des boissons, l'autocorrélation globale est importante quel que soit le niveau spatial retenu et elle va en se renforçant avec la finesse du découpage. L'analyse par département fait uniquement ressortir le grand bassin viticole du Sud-Est. L'analyse par petite région agricole fait apparaître en plus le « Bordeaux » et le « Champagne ». Mais c'est au niveau cantonal que la plupart des bassins viticoles apparaissent ce qui s'explique par deux facteurs. D'une part, un maillage fin de la présence coopérative à l'échelle cantonale qui permet de faire émerger de l'auto-corrélation spatiale entre cantons voisins ; d'autre part, des cantons spécialisés en viticulture, ce qui permet d'avoir des indicateurs de concentration relative élevés localement, ce qui n'est plus le cas quand on agrège les cantons par PRA ou par département.

Au vu des résultats, nous décidons de retenir le niveau administratif le plus fin, le canton et l'indicateur relatif, le quotient de localisation pour estimer des modèles logit des schémas de localisation des activités coopératives en 2005.

3.2 Une modélisation logit des structures cantonales de localisation

Nous estimons deux types de modèles visant à expliquer les schémas de localisation selon leur structure et selon les familles de produit. Pour chaque type, les modalités n'étant pas exclusives, le choix de développer plusieurs modèles logit a été préféré à celui d'un logit multinomial⁸. De plus, la présentation des résultats d'une régression logistique peut se faire sous la forme d'Odds ratio, ce qui permet de mesurer directement l'effet du facteur sur la variable à expliquer.

Nous estimons plusieurs modèles logit sur les structures cantonales de localisation. La forme générale du modèle est la suivante

$$y_{AB} = \alpha_{AB}AP + \beta_{AB}DP + \gamma_{AB}SE + u_{AB}$$

avec AP le profil agricole du canton, DP le profil démographique du canton, SE l'environnement spatial du canton.

$A = \{C_{HH \wedge HL \wedge LH}; C_{HH}; C_{HL}; C_{LH}\}$ correspond à l'ensemble des types de cantons testés et $B = \{C_{allproducts}; C_{beverage}; C_{wheat}; C_{milk}; C_{meat}\}$ à l'ensemble des familles de produits testés.

La première série de modèles, de la forme yAb1, vise à expliquer l'appartenance à un type de cantons quelle que soit la famille de produits. La deuxième série de modèles, de la forme ya1B, analyse les facteurs explicatifs des structures cantonales, produit par produit. Dans les deux cas, le modèle complet est le même, de la forme ya1b1. Il permet de tester la probabilité qu'un canton soit de la forme HH, HL ou LH pour au moins une des familles de produit. Un canton répondant à ce critère est donc un canton ayant un potentiel coopératif pour au moins une famille de produit, soit pour lui-même et ses voisins (HH), soit pour lui-même mais pas pour ses voisins (HL), soit pour au moins un de ses voisins (LH). Il s'agit donc de cantons disposant d'un potentiel significatif de coopération en interne ou à proximité immédiate.

Les facteurs explicatifs de l'appartenance à un canton selon le type de canton

Dans cette première série de modèles, nous testons le modèle complet (A1) et les modèles (A2, A3 et A4) pour tester les facteurs explicatifs liés à l'appartenance à un canton soit de type HH, soit HL soit LH. Pour chaque modèle, nous spécifions le modèle sans, puis avec la variable de contrôle de l'effet régional.

- *Profil agricole du canton* : il ressort pour tous les modèles un impact positif du poids de l'agriculture du canton sur la probabilité d'avoir un potentiel coopératif important. Ce poids est le plus important pour les cantons HH, ce qui confirme un lien fort entre le potentiel agricole d'une zone et la présence d'industries coopératives. Ce résultat est à nuancer selon l'orientation productive dominante du canton. En prenant comme référence l'élevage, les cantons à dominante grandes cultures ou cultures spécialisées ont une propension plus élevée à avoir des cantons à potentiel coopératif. Mais ce résultat diffère selon les filières produits. Ainsi, la probabilité d'avoir des cantons de type cluster (HH) est très forte pour les cultures spécialisées alors que les cantons « grandes cultures » ont une probabilité plus forte d'être de type LH comparés aux cantons à dominante « Elevage ».

⁸ Dans cette étape de modélisation, nous choisissons un modèle non spatial pour mettre en évidence les déterminants territoriaux des schémas de localisation des activités coopératives. L'estimation économétrique des modèles de choix discrets spatialisés reste encore expérimentale (Smirnov, 2010) et pose des contraintes techniques pour leur implémentation empirique.

Tableau 5: Les différents modèles logit par type de cantons

Variable dépendante	Canton HH^HL^LH		Canton HH		Canton HL		Canton LH	
	A1	A1'	A2	A2'	A3	A3'	A4	A4'
Profil agricole du canton								
<u>Poids de l'agriculture (UTA)</u>	1.328*** (8.74)	1.290*** (7.50)	2.156*** (8.38)	2.658*** (9.34)	1.554*** (7.84)	1.517*** (7.26)	1.139*** (4.07)	1.080** (2.29)
<u>Orientation productive dominante</u>								
Elevage	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Grande cultures	1.054 (0.60)	1.318*** (2.90)	0.401*** (-3.70)	0.478*** (-2.82)	1.136 (0.94)	1.123 (0.79)	1.161* (1.69)	1.447*** (3.87)
Polyculture-élevage	0.928 (-0.69)	1.022 (0.19)	0.347*** (-3.10)	0.337*** (-3.12)	0.941 (-0.35)	0.939 (-0.35)	1.053 (0.47)	1.182 (1.47)
Cultures spécialisées	2.264*** (6.34)	2.373*** (6.51)	7.646*** (12.28)	5.312*** (9.00)	0.925 (-0.44)	1.068 (0.36)	0.608*** (-4.03)	0.682*** (-3.00)
Autres cultures	1.422** (2.12)	1.540** (2.55)	1.830 (1.31)	1.338 (0.59)	1.491 (1.57)	1.554* (1.72)	1.055 (0.32)	1.131 (0.72)
Profil démographique du canton								
<u>Type d'espace : rural dominant</u>								
Péri-urbain dominant	0.904 (-1.11)	0.909 (-1.01)	0.523*** (-3.70)	0.490*** (-3.89)	1.046 (0.31)	1.034 (0.23)	1.113 (1.18)	1.140 (1.40)
Urbain dominant	1.088 (0.84)	1.052 (0.50)	0.632** (-2.22)	0.600** (-2.38)	2.079*** (5.12)	2.084*** (5.04)	1.084 (0.81)	1.049 (0.47)
<u>Taux de croissance de la population</u>	1.021*** (4.56)	1.015*** (3.03)	1.053*** (5.91)	1.049*** (4.93)	0.985* (-1.96)	0.987 (-1.64)	1.017*** (3.69)	1.010** (2.04)
Environnement spatial								
<u>Taille de l'aire urbaine de proximité</u>								
Petite AU : < 35 000 hab.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Moyenne AU : 35 à 100 000 hab.	1.300*** (2.73)	1.292*** (2.62)	0.763 (-1.39)	0.703* (-1.78)	1.241 (1.48)	1.306* (1.80)	1.441*** (3.77)	1.481*** (3.98)
Grosse AU : 100 à 500 000 hab.	1.284*** (2.58)	1.343*** (3.00)	1.418* (1.89)	1.365 (1.62)	1.129 (0.82)	1.159 (0.98)	1.172 (1.62)	1.243** (2.18)
Très grosse AU : > 500 000 hab.	0.715*** (-2.65)	0.812 (-1.58)	0.540** (-2.34)	0.655 (-1.56)	0.850 (-0.79)	0.836 (-0.85)	0.758** (-2.14)	0.899 (-0.79)
<u>Regroupement régional</u>								
Ouest		ref.		ref.		ref.		ref.
Nord – Bassin Parisien		0.450*** (-5.57)		0.583 (-0.85)		0.831 (-0.86)		0.349*** (-7.10)
Nord-Est		0.783** (-1.98)		3.545*** (4.68)		0.729* (-1.68)		0.607*** (-4.04)
Centre – Atlantique – Limousin		0.524*** (-4.76)		0.510* (-1.78)		0.888 (-0.61)		0.578*** (-4.03)
Sud-Ouest		0.688*** (-2.92)		1.508 (1.50)		0.851 (-0.87)		0.624*** (-3.69)
Sud-Est		0.881 (-1.10)		3.340*** (5.11)		0.601*** (-2.90)		0.704*** (-3.09)
r2_p	0.062	0.072	0.309	0.344	0.036	0.040	0.023	0.034
ll	-2394.648	-2370.883	-744.759	-707.491	-1250.270	-1245.363	-2380.571	-2353.602
chi2	317.868	365.398	667.304	741.841	93.852	103.665	113.507	167.444
p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
aic	4813.295	4775.765	1513.518	1448.981	2524.539	2524.725	4785.142	4741.205
N	3687	3687	3687	3687	3687	3687	3687	3687

Odds Ratio - * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$ - (zvalue)

Lecture : un canton à dominante « cultures spécialisées » a 7,65 fois plus de chance d'être de type cluster coopératif (HH) qu'un canton à dominante « Elevage » (modèle A2). Par contre, il y a 0,61 canton à dominante « cultures spécialisées » pour 1 canton à dominante « Elevage » qui est de type LH (modèle A4).

- *Profil démographique du canton* : Un taux de croissance de la population positif joue favorablement sur la probabilité d'avoir des cantons à fort potentiel coopératif. Ceci s'observe pour les cantons de type cluster (HH) et pour ceux entourés de cantons à fort potentiel (LH). Le type d'espace joue de manière forte dans deux configurations. Les cantons urbains et péri-urbains ont une propension plus faible à avoir des cantons de type cluster coopératif. A l'inverse, les cantons urbains ont une plus forte propension à être de

type « hot spot ». Ceci pourrait traduire une localisation d'outils industriels de grande taille de manière privilégiée dans des pôles ruraux desservant les alentours de ce pôle rural.

- *Environnement spatial du canton* : globalement, en prenant les petites aires d'emploi en référence, on observe un effet positif des aires urbaines de taille intermédiaire sur la probabilité d'avoir des activités coopératives. Ce résultat est surtout marqué pour les cantons de type LH. Les très grosses aires urbaines jouent défavorablement sur l'activité coopérative. C'est notamment le cas pour les cantons de type HH et LH mais le résultat est significatif uniquement quand on ne contrôle pas l'effet régional.

Les facteurs explicatifs de l'appartenance à un canton selon la famille de produits (cf Tableau A2 de l'annexe)

Dans cette deuxième série de modèles, nous testons le modèle complet (B1) puis des modèles (B2, B3, B4 et B5) pour tester les facteurs explicatifs liés à l'appartenance à un canton de type HH ou HL ou LH selon le type de produits des IAA coopératives. Comme précédemment, nous spécifions les modèles sans puis avec la variable de contrôle de l'effet régional.

- *Profil agricole du canton* : tous les modèles présentent un impact positif du poids de l'agriculture du canton sur la probabilité d'avoir un potentiel coopératif important, à l'exception des industries laitières coopératives. Il n'est pas surprenant ensuite de retrouver un lien fort entre l'orientation productive dominante du canton et une présence industrielle coopérative forte par type de produits. En prenant comme référence l'élevage, on note ainsi une probabilité très forte de trouver les établissements viticoles dans les zones dominées par la viticulture. On retrouve le même type d'association positive entre les grandes cultures et les industries céréalières. De même, il y a une plus forte probabilité de trouver les industries laitières et animales dans les zones d'élevage. Ceci traduit tout simplement la forte connexion qu'il existe entre la production agricole et sa transformation, connexion renforcée dans le cas des coopératives agricoles puisqu'elles doivent assurer la valorisation de la production de leurs adhérents.
- *Profil démographique du canton* : Si le modèle global montre qu'un taux de croissance de la population positif joue favorablement sur la probabilité d'avoir des cantons à fort potentiel coopératif, ce résultat est significatif uniquement dans les modèles Boisson et Lait. Le type d'espace joue de manière différenciée selon le type d'industries coopératives. Comparé aux cantons ruraux, les cantons urbains jouent défavorablement pour les industries viticoles et favorablement pour les industries animales. Ce résultat est assez surprenant car on pourrait penser que la vigne s'accommode bien de la ville alors que ce serait plutôt l'inverse pour la viande. Mais il y a beaucoup d'abattoirs dans les industries animales coopératives et ils sont localisés de manière préférentielle à proximité des villes. Pour les cantons péri-urbains, on note un léger effet négatif significatif pour les industries céréalières.
- *Environnement spatial du canton* : Les effets de l'environnement spatial sont très différenciés selon le type de produit industriel. Avec les petites aires urbaines en référence, on note ainsi un effet négatif des très grosses aires urbaines sur la présence industrielle coopérative dans le secteur des boissons et du lait et un effet positif pour les céréales. Ceci peut s'expliquer par la localisation préférentielle des grandes villes dans des grandes plaines céréalières. Les aires urbaines de taille intermédiaire ont un effet positif sur le potentiel coopératif dans les secteurs de la viande, du lait et des céréales. Ceci montre que l'activité coopérative n'est pas nécessairement associée aux espaces ruraux les plus isolés.

Tableau 6: Les différents modèles logit par type de produits

var. dep. : canton HH\HL\HL	Tous produits		Boisson		Céréale		Lait		Viande	
	B1 (A1)	B1' (A1')	B2	B2'	B3	B3'	B4	B3'	B4	B4'
Profil agricole du canton										
<u>Poids de l'agriculture (UTA)</u>	1.328*** (8.74)	1.290*** (7.50)	1.447*** (5.58)	1.547*** (5.87)	1.303*** (6.06)	1.241*** (4.74)	0.991 (-0.21)	1.055 (1.12)	1.390*** (6.10)	1.206*** (3.38)
<u>Orientation productive dominante</u>										
Elevage	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Grande cultures	1.054 (0.60)	1.318*** (2.90)	2.113*** (3.57)	2.725*** (4.45)	2.006*** (6.57)	2.761*** (8.55)	0.274*** (-9.34)	0.272*** (-8.87)	0.566*** (-4.22)	0.605*** (-3.44)
Polyculture-élevage	0.928 (-0.69)	1.022 (0.19)	1.870** (2.46)	2.007*** (2.63)	1.119 (0.79)	1.392** (2.22)	0.495*** (-4.76)	0.482*** (-4.75)	0.762* (-1.76)	0.715** (-2.05)
Cultures spécialisées	2.264*** (6.34)	2.373*** (6.51)	29.356*** (17.74)	21.478*** (15.20)	0.703** (-2.18)	1.065 (0.37)	0.286*** (-6.65)	0.231*** (-7.53)	0.236*** (-6.44)	0.343*** (-4.58)
Autres cultures	1.422** (2.12)	1.540** (2.55)	10.725*** (7.27)	10.493*** (6.92)	1.262 (1.04)	1.495* (1.76)	0.553** (-2.42)	0.562** (-2.34)	0.485** (-2.53)	0.536** (-2.15)
Profil démographique du canton										
<u>Type d'espace</u> : rural dominant	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Péri-urbain dominant	0.904 (-1.11)	0.909 (-1.01)	0.663** (-2.52)	0.800 (-1.28)	0.996 (-0.04)	0.823* (-1.67)	1.146 (1.10)	1.085 (0.64)	0.943 (-0.41)	1.078 (0.50)
Urbain dominant	1.088 (0.84)	1.052 (0.50)	0.696* (-1.93)	0.652** (-2.20)	1.045 (0.35)	0.948 (-0.41)	0.963 (-0.27)	1.062 (0.42)	2.023*** (4.98)	2.000*** (4.68)
<u>Taux de croissance de la population</u>	1.021*** (4.56)	1.015*** (3.03)	1.045*** (5.40)	1.019** (2.02)	1.002 (0.30)	1.007 (1.14)	1.017*** (2.67)	1.023*** (3.39)	1.005 (0.77)	0.995 (-0.66)
Environnement spatial										
<u>Taille de l'aire urbaine de proximité</u>										
Petite AU : < 35 000 hab.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Moyenne AU : 35 à 100 000 hab.	1.300*** (2.73)	1.292*** (2.62)	1.072 (0.37)	0.921 (-0.43)	0.877 (-1.05)	1.050 (0.38)	1.508*** (3.20)	1.404*** (2.60)	1.466*** (2.73)	1.631*** (3.35)
Grosse AU : 100 à 500 000 hab.	1.284*** (2.58)	1.343*** (3.00)	1.097 (0.49)	1.107 (0.51)	1.224* (1.70)	1.284** (2.03)	1.351** (2.30)	1.229 (1.55)	1.181 (1.15)	1.444** (2.46)
Très grosse AU : > 500 000 hab.	0.715*** (-2.65)	0.812 (-1.58)	0.572** (-2.35)	0.643* (-1.76)	1.154 (0.93)	1.316* (1.69)	0.401*** (-4.11)	0.497*** (-3.04)	0.836 (-0.84)	0.893 (-0.52)
<u>Regroupement régional</u>										
Ouest		ref.		ref.		ref.		ref.		ref.
Nord – Bassin Parisien		0.450*** (-5.57)		1.137 (0.24)		0.331*** (-6.48)		1.061 (0.25)		0.267*** (-5.37)
Nord-Est		0.783** (-1.98)		3.864*** (3.55)		0.531*** (-4.45)		2.528*** (5.59)		0.289*** (-6.33)
Centre – Atlantique – Limousin		0.524*** (-4.76)		2.923*** (2.69)		0.357*** (-6.36)		1.495** (2.10)		0.568*** (-3.01)
Sud-Ouest		0.688*** (-2.92)		6.196*** (4.97)		0.179*** (-9.64)		0.906 (-0.50)		1.206 (1.20)
Sud-Est		0.881 (-1.10)		12.416*** (7.22)		0.286*** (-8.64)		1.706*** (3.45)		0.276*** (-7.23)
r2_p	0.062	0.072	0.308	0.358	0.036	0.075	0.070	0.086	0.046	0.093
ll	-2394.648	-2370.883	-852.925	-790.372	-1723.123	-1652.635	-1450.093	-1423.904	-1276.802	-1213.259
chi2	317.868	365.398	757.850	882.956	128.902	269.878	216.697	269.075	122.310	249.397
p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
aic	4813.295	4775.765	1729.850	1614.744	3470.247	3339.271	2924.186	2881.808	2577.605	2460.517
N	3687	3687	3687	3687	3687	3687	3687	3687	3687	3687

Odds Ratio - * $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$ - (zvalue)

Lecture : Dans le modèle B3, un canton à dominante « Grandes cultures » a 2 fois plus de chance d'être un canton HH, HL ou LH pour les céréales qu'un canton à dominante « Elevage ». Par contre, il y a 0,7 canton à dominante « cultures spécialisées » pour 1 canton à dominante « Elevage » qui est de type HH, HL ou LH pour les céréales.

Synthèse des résultats

Les activités de transformation agro-alimentaire des coopératives agricoles restent liées étroitement à l'activité agricole présente à proximité, avec des nuances selon les familles de produit et en fonction du degré de concentration industrielle des activités. Trois enseignements découlent de ce résultat. En premier lieu, les coopératives agricoles sont

présentes là où l'agriculture est forte, ce qui témoigne de leur potentiel à occuper une place importante dans l'agriculture française alors même qu'elles ont pu être présentées comme des entreprises peu performantes et occupant les espaces laissés pour compte. Ceci s'inscrit dans la lignée des travaux montrant une évolution du rôle de la coopération d'une position défensive à une position offensive visant à chercher de la valeur ajoutée à l'activité agricole (Cook and Chaddad, 2004). En second lieu, alors même que les processus de globalisation ont tendance à déconnecter les activités de transformation et de production, cette déconnexion n'est pas avérée pour les coopératives agricoles, qui localisent leurs activités industrielles à proximité de leurs bassins de production le plus souvent dans des filiales à statut non coopératif. Cet ancrage au territoire reste un enjeu important de leurs stratégies, y compris pour les plus grands groupes coopératifs comme le montre plusieurs fusions récentes de coopératives agricoles. Enfin, la variété de réponses des modèles estimés montre qu'il faut affiner l'analyse des processus de localisation des activités des coopératives en tenant compte des spécificités des filières selon le type de produit.

Le dynamisme démographique des cantons influe en règle générale favorablement sur la présence d'activités coopératives soit dans le canton (pour les cantons de type HH), soit à proximité de celui-ci (pour les cantons de type LH). Ce résultat montre que les coopératives se localisent de manière préférentielle dans des zones dynamiques, y compris dans les zones où des clusters de cantons à forte activité coopérative sont présents. Le degré d'urbanisation du canton joue de manière contradictoire selon le type de canton et la filière produit. On retiendra que les clusters de canton à forte activité coopérative ont une probabilité plus grande d'être dans les zones rurales alors que les cantons urbains peuvent avoir un effet favorable sur la localisation d'industries desservant des zones plus vastes que le canton. Ceci s'observe notamment dans les industries de la viande ce qui peut s'expliquer par une localisation privilégiée des abattoirs dans des cantons urbains.

La taille de l'aire urbaine la plus proche influence de manière contrastée la présence d'activités coopératives. C'est la proximité aux aires urbaines de taille intermédiaire qui joue le plus favorablement sur la présence d'activités coopératives. Les contraintes posées par l'extension urbaine dans les grosses aires urbaines d'une part et l'éloignement d'un bassin de population conséquent d'autre part, pourraient expliquer ces résultats. Il faut également nuancer ces résultats en fonction de la filière produit, les industries céréalières étant influencées favorablement par la proximité aux aires urbaines de grande taille alors que les activités coopératives lait et viande vont être favorisées par la proximité à une aire urbaine de taille moyenne.

Conclusion

Ce papier avait un double objectif. Dans un premier temps, nous avons testé l'effet du choix des indicateurs (absolus et relatifs) et du niveau de découpage (canton, PRA et département) sur les mesures de concentration spatiale associées à l'auto-corrélation spatiale. Dans un deuxième temps, nous avons modélisé les facteurs explicatifs de schémas de localisation mis en évidence dans l'étape précédente. L'étude empirique mobilise une base de données originale sur les industries agro-alimentaires des coopératives agricoles, disponible pour deux dates (1995 et 2005). Un premier résultat de ce travail porte sur la mise en évidence de

l'influence des choix d'indicateurs et de niveaux géographiques sur les mesures de concentration et d'autocorrélation spatiale. La comparaison des différentes mesures permet de fournir des pistes d'interprétation et invite à la prudence quant à l'interprétation des structures de localisation observées. Un deuxième résultat est lié à la modélisation des facteurs explicatifs des structures cantonales de localisation des industries coopératives. Il met en évidence la localisation préférentielle des industries coopératives dans des zones à fort potentiel agricole mais aussi le plus souvent dans des zones en croissance de population et à proximité d'aires urbaines de taille intermédiaire. Ce résultat est cependant fortement nuancé selon le type de produit industriel. De même, les « clusters » de cantons (HH) ou les « hot spot » (HL) relèvent de logiques différentes de l'organisation industrielle coopérative.

Un certain nombre de limites et d'approfondissements peuvent être notés pour ce travail exploratoire. Tout d'abord, nous n'apportons pas de réponse permettant de trancher *à priori* sur le choix d'un niveau de découpage ou sur un type d'indicateurs à retenir. Nous avons cependant montré qu'une analyse à un niveau spatial fin permettait de mieux mettre en évidence des clusters spatiaux d'activités. Dans le cas des coopératives, la difficulté est liée au fait que les mouvements de concentration dans le secteur coopératif vont plus dans le sens d'une diminution que d'un renforcement des regroupements localisés d'activités. Dès lors, les mesures de concentration spatiale intégrant l'autocorrélation vont être dépendantes du maillage plus ou moins fin des industries dans le territoire, comme les résultats obtenus selon les différentes filières « produits » l'attestent. Ensuite, nous pouvons évoquer des pistes d'investigation futures à ces travaux exploratoires. Il s'agirait notamment de développer directement des modèles spatiaux, dans la lignée des modèles de choix de localisation des entreprises (Guimarães et al., 2004 ; Lambert et al., 2010). La difficulté principale est que ces modèles s'intéressent au choix de localisation des entreprises, ce qui pourra se révéler difficile à mettre en œuvre à cause du faible nombre d'entreprises du secteur coopératif à l'échelle de la France.

Références

- Agreste Primeur (2007) *Fusions et disparitions se poursuivent. La petite coopération agricole poursuit sa réorganisation*, 201, octobre, 4 pages.
- Agreste Primeur (2009) *Les groupes coopératifs poursuivent leur développement, Plus d'un salarié sur deux dans des entreprises à statut non coopératif*, 235, décembre, 4 pages.
- Alonso-Villar, O., Del Rio, C. (2012) Concentration of Economic Activity: Inequality-Based Measures, *Spatial Economic Analysis*, 7:2, 223-246.
- Anselin, L. (1996) The Moran Scatterplot as an Esda Tool to Assess Local Instability in Spatial Association, in *Spatial Analytical Perspectives on GIS (Eds.) M. Fisher, H.J. Scholten and D. Unwin*, Taylor and Francis, London, 111-125.
- Anselin, L. (1998) GIS research infrastructure for spatial analysis of real estate markets, *Journal of Housing Research*, 9, 113-33.
- Anselin, L. (2000) Computing environments for spatial data analysis, *Journal of Geographical Systems*, 2, 201-225.
- Bailey, T.C., Gatrell, A.C. (1995) *Interactive spatial data analysis* New York: Longman Scientific & Technical, J. Wiley.
- Barkley, D. L., Henry, M. S. (1997) Rural Industrial Development: To Cluster or Not to Cluster? *Review of Agricultural Economics*, 19(2), 308.
- Beaudry, C., Schiffauerova, A. (2009) Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate. *Research Policy*, 38(2), 318-337.
- Beaudry, C., Schiffauerova, A. (2010) Biotechnology and Nanotechnology Innovation Networks in Canadian Clusters, in *Innovation Networks and Clusters: The knowledge backbone*, (Eds.) B. Laperche, P. Sommers, D. Uzunidis, Peter Lang, New York, 159-199.
- Brenner, T. (2004) *Local industrial clusters - Existence, emergence and evolution*. Routledge, London.
- Brühlhart, M., Traeger, R. (2005) An Account of Geographic Concentration Patterns in Europe. *Regional Science and Urban Economics*, 35, 597-624.
- Cliff, A.D., Ord, J.K. (1973) *Spatial autocorrelation*, Pion, London. 1-178.
- Cliff, A.D., Ord, J.K. (1981) *Spatial Processes: Models as Applications*, Pion, London.
- Combes, P.-P., Mayer, T., Thisse, J.-F. (2006) Chapitre 10. Mesurer la concentration spatiale. *document Université Paris* (Vol. 1).
- Combes, P.-P., Overman, H. (2004) The spatial distribution of economic activities in the European Union. In J.V. Henderson, and J.-F. Thisse (Eds.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, Elsevier, Amsterdam.
- Combes, P.-P., Lafourcade, M., Thisse, J.-F., Toutain, J.-C. (2011) The Rise and Fall of Spatial Inequalities in France: A Long-Run Perspective. *Explorations in Economic History*, 48, 243-271.
- Cook, M.L. (1995). The future of U.S. agricultural co-operatives: a neo-institutional approach, *American Journal of Agricultural Economics*, 77, 1153-1159.
- Cook M.L., Chaddad F.R. (2004), Redesigning Cooperative Boundaries: The Emergence of New Models. *American Journal of Agricultural Economic*, 86(5), 1249-53.
- Duranton, G., Overman, H. (2005) Testing for Localisation Using Micro-Geographic Data. *Review of Economic Studies*, 72, 1077-1106.
- Ellison, G., Glaeser, E. L. (1997) Geographic concentration in US manufacturing industries: a dartboard approach. *The journal of political economy*, 105(5), 889-927.
- Feser, E., Isserman, A.M. (2009) The rural role in national chain values. *Regional studies*, 43(1), 89-109.
- Figueiredo, O., Guimarães, P., Woodward, D. (2009) Localization economies and establishment size: was Marshall right after all? *Journal of Economic Geography*, 9(6),
- Filippi, M., Frey, O., Triboulet, P. (2008) Mesure de l'ancrage des groupes d'entreprises. Une application aux groupes coopératifs agricoles français, in Foltête J.-C. (dir.), *Actes des Huitièmes Rencontres de Théo Quant*, Besançon, 13p.

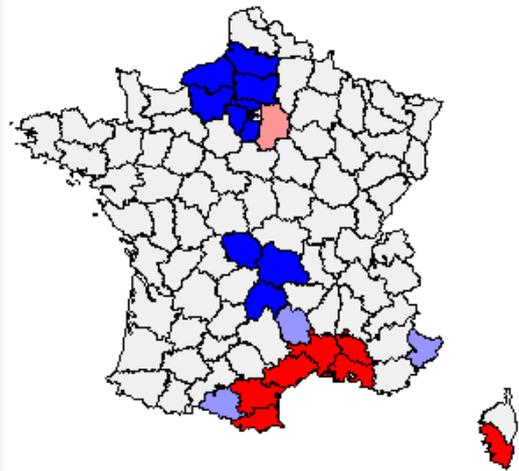
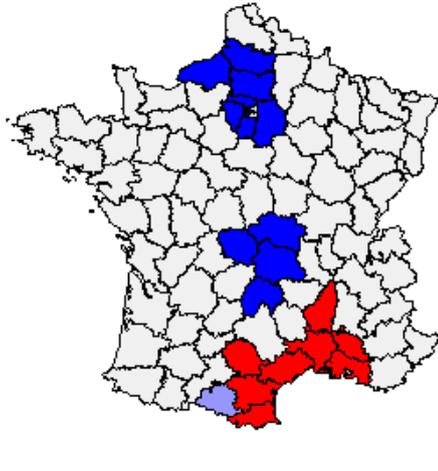
- Filippi, M., Triboulet, P. (2011) Alliances et formes de contrôle dans la coopération agricole, *Revue d'Economie Industrielle*, 133, 57-78.
- Gaignette, A., Nieddu, M. (2000) Coopératives: la fin d'une forme institutionnelle?, *Économie rurale*, 260, 110-125.
- Guillain, R., Le Gallo, J. (2010) Agglomeration and dispersion of economic activities in Paris and its surroundings: An exploratory spatial data analysis, *Environment and Planning B*, 37(6), 961-981.
- Guimarães, P., Figueiredo, O., Woodward D. (2004) Industrial location modeling: extending the random utility framework. *Journal of Regional Science*, 44(1), 1-20.
- Guimarães, P., Figueiredo, O., Woodward D. (2009) Dartboard tests for the location quotient. *Regional Science and Urban Economics*, 39(3), 360-364.
- Guimarães, P., Figueiredo, O., Woodward D. (2011) Accounting for neighboring effects in measures of spatial concentration. *Journal of Regional Science*, 51(4), 678-693.
- Haaland, J.I., Kind, H.J., Midelfart-Knarvik, K.H., Torstensson, J. (1999) *What determines the economic geography of Europe?* Centre for Economic Policy Research. Discussion paper, 2072.
- Haining, R. (1990) *Spatial data analysis in the social and environmental sciences*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Houdebine, M. (1999) Concentration géographique des activités et spécialisation des départements français. *Economie et Statistique*, 326-327, 189-209.
- Irwing, E.G., Isserman, A.M., Kilkenny, M., Partridge, M.D. (2010) A Century of research on rural development and regional issues. *American Journal of Agricultural Economics*, 92(2), 522-553.
- Kim, Y., Barkley, D.L., Henry, M.S. (2000) Industry characteristics linked to establishment concentration in nonmetropolitan areas, *Journal of Regional Science*, 40(2), 231-259.
- Krugman, P. (1991) Increasing returns and economic geography. *The journal of political economy*, 3, 483-499.
- Lambert, D.M., Brown, J.P., Florax R.J.G.M (2010) A two-step estimator for spatial lag model of counts: Theory, small sample performance and an application. *Regional science and urban economics*, 40, 241-252.
- Marshall, A. (1890) *Principles of economics*. Macmillan and Co.
- Marcon, E., Puech, F. (2003) Evaluating the Geographic Concentration of Industries Using Distance-Based Methods. *Journal of Economic Geography*, 3, 409-428.
- Nefussi, J. (1990) The French food industry since the 1950s, *Food Policy*, 15(2), 145-151.
- Openshaw, S. (1984) *The Modifiable Areal Unit Problem*, Geo Books, Norwich.
- Palpacuer, F., Tozanli, S. (2010) Changing governance patterns in European food chains: the rise of a new divide between global players and regional producers. *Transnational corporations*, 17(1), 70-97.
- Porter, M.E. (2000) Location, competition, and economic development: Local clusters in a global economy, *Economic Development Quarterly*, 14(1), 15-34.
- Puga, D. (2010) The magnitude and causes of agglomeration economies. *Journal of Regional Science*, 50(1), 203-219.
- Royer, J.S. (1999) Cooperative organizational strategies: a neo-institutional digest. *Journal of cooperatives*, 14, 44-67.
- Smirnov, O.A. (2010) Modeling Spatial Discrete Choice. *Regional Science and Urban Economics*, 40(5), 292-298.
- Triboulet P., Pérès S., Filippi M., Chantelot S. (2013), Empreinte spatiale de la coopération agricole française : un éclairage par l'analyse des structures de localisation, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 2 :363-390.
- Van den Heuvel, F.P., de Langen, P.W., van Donselaar, K.H., Fransoo, J.C. (2012) Identification of Employment Concentration and Specialization Areas: Theory and Application, *European Planning Studies*, DOI: 10.1080/09654313.2012.741573

Annexes

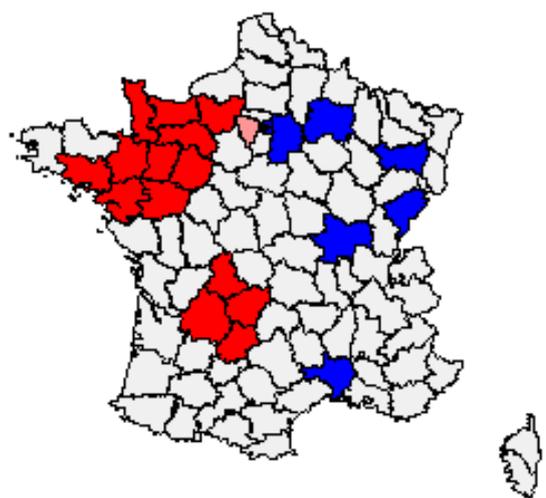
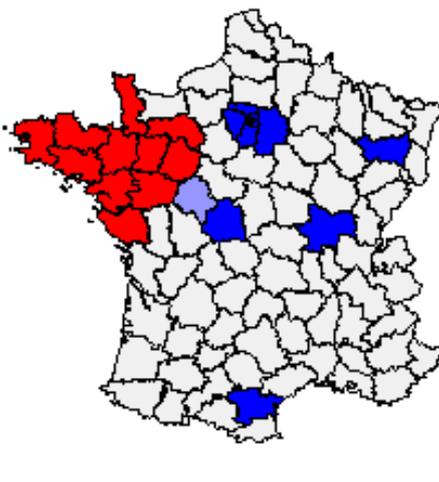
COMPARAISON des deux indicateurs pour trois activités « produits »

Boissons DEP2005 : concentration absolue – I Moran = 0. 2517 QL relatif – I Moran = 0. 3267

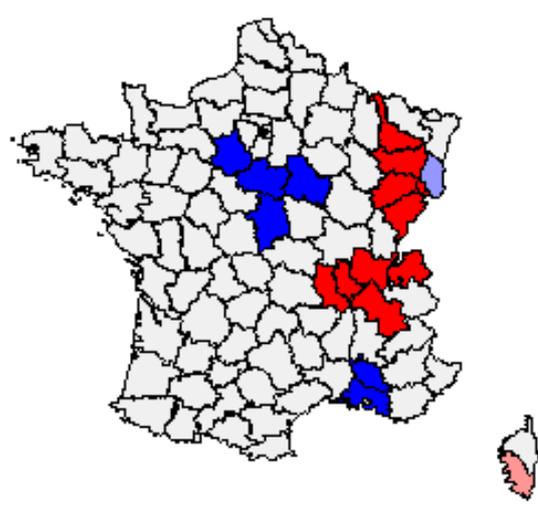
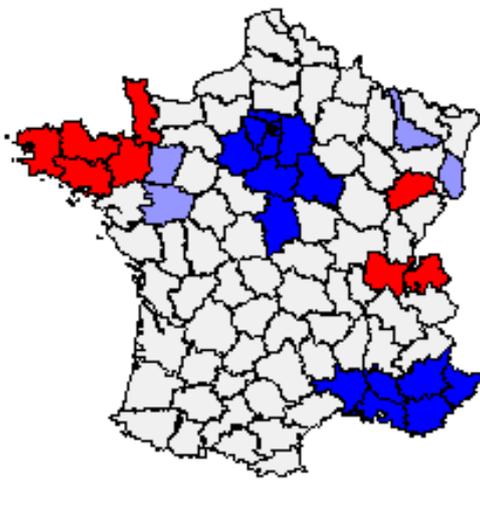
(1) LISA Cluster
Not Signif
High-High
Low-Low
Low-High
High-Low



Viande DEP2005 : concentration absolue - I Moran = 0.5451 QL relatif - I Moran = 0.3801



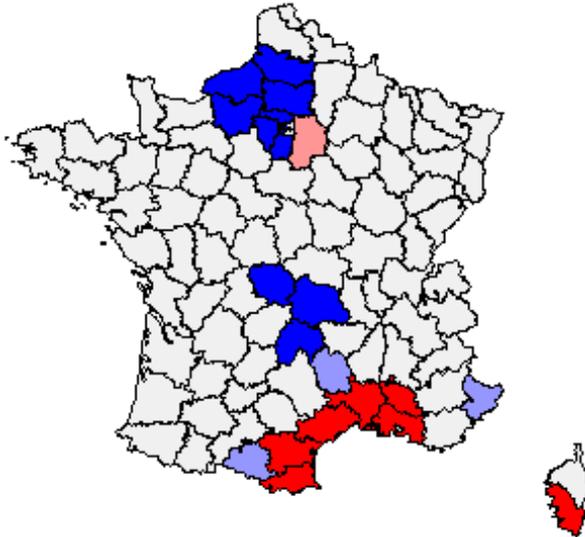
Lait DEP2005 : concentration absolue - I Moran = 0.4187 QL relatif - I Moran = 0.2571



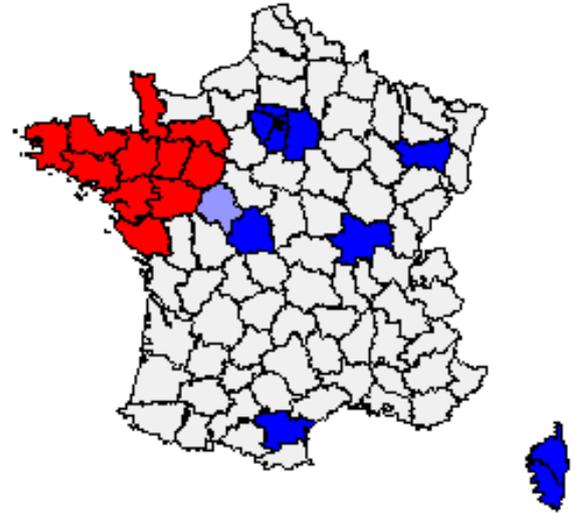
COMPARAISON pour les trois niveaux géographiques

Boissons – QL relatif en 2005 Viande – concentration absolue en 2005

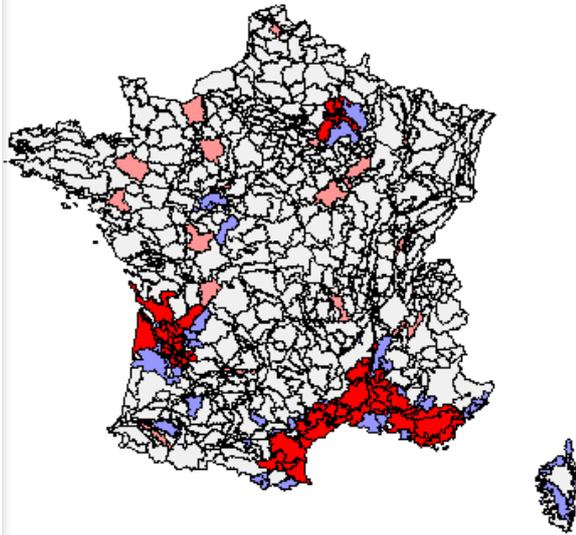
DEP Boisson - I Moran = 0. 3267



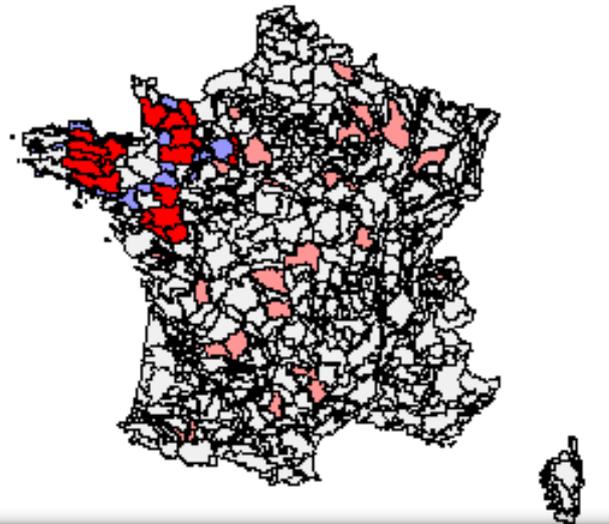
DEP Viande - I Moran = 0.5451



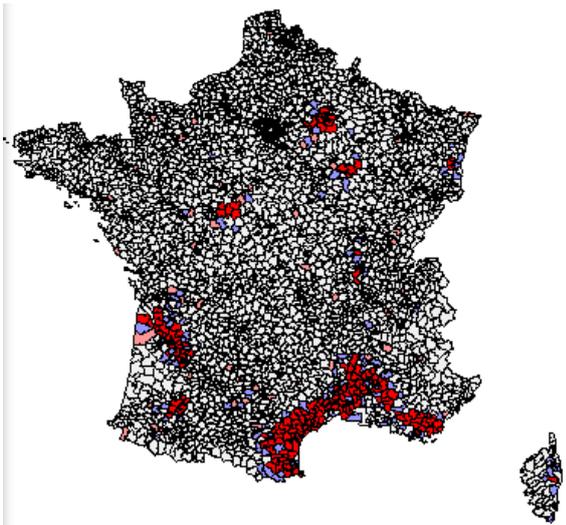
PRA Boisson - I Moran = 0. 4123



PRA Viande - I Moran = 0.2018



Canton Boisson - I Moran = 0. 4505



Canton Viande - I Moran = 0.0431

