La répartition spatiale des industries agroalimentaires dans le secteur coopératif français

The spatial distribution of the food industry in the French co-operative sector

Pierre Triboulet et Stéphanie Pérès

Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/economierurale/4619>

DOI : 10.4000/economierurale.4619

ISSN : 2105-2581

Éditeur

Société Française d'Économie Rurale (SFER)

Édition imprimée

Date de publication : 15 mars 2015

Pagination : 49-69

ISSN : 0013-0559

Référence électronique

Pierre Triboulet et Stéphanie Pérès, « La répartition spatiale des industries agroalimentaires dans le secteur coopératif français », *Économie rurale* [En ligne], 346 | Mars-avril 2015, mis en ligne le 15 mars 2017, consulté le 30 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/economierurale/4619> ; DOI : 10.4000/economierurale.4619

La répartition spatiale des industries agroalimentaires dans le secteur coopératif français

Pierre TRIBOULET • INRA, UMR AGIR, Castanet Tolosan

pierre.triboulet@toulouse.inra.fr

Stéphanie PÉRÈS • Université Bordeaux, ISVV, USC 1320 GAIA, Gradignan

stephanie.peres@agro-bordeaux.fr

Cet article vise à expliquer l'organisation spatiale des activités industrielles des coopératives agricoles françaises en 2005. Les auteurs mobilisent les outils de l'analyse exploratoire de données spatiales pour caractériser les structures de localisation des activités au niveau établissement à partir d'un découpage en cinq familles de produits. Ces outils étant sensibles aux découpages spatiaux retenus, ils testent l'impact de deux niveaux géographiques (canton et département) puis estiment au niveau cantonal plusieurs modèles logistiques pour identifier les facteurs explicatifs des structures spatiales observées. Les résultats, différenciés selon les familles de produit, mettent en lumière la localisation préférentielle des activités industrielles dans les zones à haut potentiel agricole mais aussi dans des zones démographiques en croissance et à proximité d'aires urbaines de taille intermédiaire.

MOTS-CLÉS : coopérative agricole, organisation spatiale, industrie agroalimentaire, indice de Moran

The spatial distribution of the food industry in the French co-operative sector

The aim of this article is to explain the spatial organization of French industrial cooperative activities for the year 2005. First, we use Explanatory Spatial Data Analysis tools to characterize the spatial pattern of these activities. We test the impact of different sectoral and geographical divisions on the results in terms of concentration and spatial autocorrelation. Then we estimate several logit models to identify the explanatory factors of the spatial patterns observed. Agricultural cooperation presents differentiated spatial patterns, according to product sector and their links to the territories. (JEL : C21, Q13, R12).

KEYWORDS: agricultural co-operatives, spatial organization, agri-food industries, Moran's indice

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 et de la multiplicité des facteurs pouvant expliquer ces regroupements d'activités et leurs dynamiques (Feser et Isserman, 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 d'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 leurs activités industrielles ?

Les coopératives agricoles et leurs filiales constituent des acteurs majeurs des filières agroalimentaires avec un poids économique d'environ 40 % dans le commerce et les industries agroalimentaires (site internet Coop de France). Dans les Industries agroalimentaires (IAA), ce poids est de 21,4 % en 2005 (Agreste Primeur, 2009) mais il est très variable selon le produit agricole concerné. *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 connaît de profondes transformations avec des processus de fusion de coopératives, d'alliances et de filialisation dans des sociétés à statut non coopératif. Dès lors, la question de la distribution spatiale des activités industrielles coopératives, et de son évolution, se pose.

L'objectif de cet article est de décrire et d'expliquer l'organisation spatiale des activités coopératives dans le secteur des IAA en France. Nous mobilisons les outils de l'analyse exploratoire de données spatiales (ESDA) pour caractériser les structures de localisation des activités (Guillain et Le Gallo, 2010). Ces outils étant sensibles aux découpages sectoriels et géographiques retenus, nous testons l'impact de ces choix sur les structures spatiales observées (Beaudry et Schiffauerova, 2009). Puis, nous estimons plusieurs modèles logit pour identifier les facteurs explicatifs des structures de localisation. 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 produits 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 en 5 familles de produits. Elle mobilise une base de

données permettant d'appréhender l'activité industrielle au niveau établissement pour l'ensemble des entreprises appartenant au périmètre coopératif¹ en 2005, mais également en 1995 pour un point de comparaison.

L'article est organisé comme suit. Dans un premier temps, nous discutons la question de la localisation des activités des coopératives agricoles et nous évoquons les difficultés liées à la mesure de la concentration spatiale des activités. Dans un deuxième temps, nous présentons les bases de données et explicitons la méthodologie retenue. La dernière partie présente les résultats sur les structures de localisation observés et propose une modélisation des déterminants de ces structures de localisation au niveau cantonal en 2005.

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.

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

1. Le périmètre coopératif regroupe les entreprises à statut coopératif et celles à statut non coopératif qu'elles contrôlent, seules ou à plusieurs (Agreste Primeur, 2009).

sur la concentration industrielle des entreprises et leur localisation en milieu aggloméré (Krugman, 1991). L'accès à des ressources spécifiques, notamment liées aux facteurs naturels, constitue également un critère majeur dans la concentration géographique des activités industrielles. À 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 agricoles, peu abordée dans la littérature, revêt un fort intérêt du fait de leur poids économique au sein des filières agroalimentaires et de leur rôle majeur dans le maillage territorial des espaces ruraux. Cette question peut être abordée selon trois entrées complémentaires. En premier lieu, les coopératives agricoles sont par nature dépendantes 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.

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 juridiquement (Chomel *et al.*, 2013)². Cette obligation de collecter les produits des adhérents situés dans le périmètre statutaire influence donc directement l'organisation spatiale des coopératives. Celle-ci dépendra également des spécificités des productions agricoles aux différentes étapes de production, de collecte, de transformation et/ou de commercialisation. Pour les activités céréalières,

les silos doivent être localisés à proximité des adhérents pour limiter les coûts de transport mais par contre, les outils de transformation peuvent être plus ou moins distants. Pour le vin, il est d'usage en France d'avoir une forte proximité entre la production et la transformation. Dans les productions animales, l'organisation spatiale dépendra du produit final mis sur le marché (lait, fromage, viande, etc.). Enfin, les Indications géographiques (IG), fortement présentes dans les secteurs du vin et du fromage, peuvent imposer que la production et la transformation soient effectuées au sein de 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 valoriser les produits de leurs adhérents. Pour faire face à ce défi, les coopératives se sont profondément transformées (Cook, 1995 ; Royer, 1999). En France, l'affirmation de grands groupes coopératifs leaders constitue un fait majeur (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 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 groupes

2. En Europe, seule la législation en France impose aux coopératives agricoles une contrainte de territorialité.

coopératifs mais la littérature montre que la proximité géographique continue à jouer un rôle important (Filippi *et al.*, 2008 ; Triboulet et Filippi, 2013). L'intégration verticale repose, en effet, souvent sur un couplage local entre la production agricole et sa transformation, ce qui traduit un comportement spécifique des coopératives par rapport à ce qui est classiquement observé dans les industries agroalimentaires (Nefussi, 1990). Ainsi, les filiales industrielles des groupes coopératifs restent le plus souvent localisées dans le périmètre d'action de la coopérative mère, confortant ainsi son objectif social de valoriser l'activité de ces adhérents.

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 (spécialisation vs diversification) sont mis en avant en économie industrielle pour expliquer l'intérêt des regroupements localisés d'entreprises (Beaudry et Schiffauerova, 2009). Les externalités de spécialisation résultent davantage aux échanges entre entreprises d'un même secteur (circulation de connaissances tacites, économies d'échelle, marché du travail, poids sur les marchés, etc.). L'analyse des *clusters* et des districts industriels mobilise largement ce type d'externalités, dans la lignée des travaux de Marshall. 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, 1969). Elles résultent donc d'échanges intersectoriels et les villes sont considérées comme des lieux favorables à ce brassage d'idées et de compétences. Ces deux types d'externalités renvoient à l'idée que l'agglomération d'activités industrielles est favorable au développement économique.

L'existence d'externalités d'agglomération interroge aussi sur la localisation des établissements industriels coopératifs. Les espaces ruraux, *a priori* moins aptes à bénéficier d'effets d'agglomération, restent cependant marqués par une présence industrielle forte et diverse (Irwing *et al.*, 2010). Barkley et Henry (1997) mettent en évidence que l'industrie aux États-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 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, etc.). Enfin, les interconnexions entre espaces urbains et ruraux peuvent permettre de valoriser au mieux les ressources spécifiques de chaque type d'espace. Feser et Isserman (2009) montrent que 28 des 45 grandes filières aux États-Unis possèdent des *clusters* d'activités en zone rurale, mettant ainsi en valeur leur intégration dans les systèmes nationaux de production. Même si on peut penser que les coopératives sont implantées principalement 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 des effets positifs à cette localisation, notamment en termes de débouchés et d'accès à des ressources. 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.

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.*, 2008). Nous présentons dans un premier temps les indices de concentration en pointant 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* (Anselin, 1996).

La concentration géographique fait référence à la concentration d'un secteur dans une zone, tandis que la spécialisation sectorielle correspond à une concentration des activités d'une zone dans un ou plusieurs secteurs. La concentration absolue rend compte des grandes tendances de la localisation en décrivant la distribution des activités entre les territoires analysés, sans référence extérieure. La concentration relative vise à normaliser la distribution par rapport à une distribution de référence. Distinguer ces deux définitions est important car elles peuvent produire des résultats différents, voire opposés, comme cela a été montré dans le secteur agricole par exemple (Brühlhart et Traeger, 2005).

Les mesures de la concentration dans les études économiques reposent en général sur un « espace discrétisé », basé sur un zonage administratif ou d'études comme le découpage en zones d'emploi³. 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), avec pour conséquence une sensibilité des résultats aux caractéristiques du zonage choisi puisque l'information est agrégée par zone (Openshaw, 1984). Enfin, ces indices de concentration peuvent être qualifiés de a-spatiaux car ils ne tiennent pas compte de la position relative des unités et donc des effets de voisinage (Combes *et al.*, 2008).

Pour intégrer les effets de voisinage et détecter les dépendances spatiales entre lieux, il faut prendre en compte l'autocorrélation spatiale qui permet de mesurer l'absence d'indépendance entre des observations géographiques proches (Cliff et Ord, 1973). Sa présence est manifeste lorsque, sur un espace donné, les valeurs prises par une variable aléatoire se répartissent de façon semblable pour deux entités géographiques voisines. La dépendance spatiale se définit donc comme résultant d'une relation fonctionnelle entre ce qui se passe dans une localisation et dans les localisations qui l'entourent. L'autocorrélation spatiale est positive quand il y a concentration dans l'espace de valeurs élevées ou faibles d'une variable aléatoire. Inversement, elle est négative quand 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, à partir des mesures de l'autocorrélation spatiale globale et locale (Cliff et Ord, 1981).

3. Il existe une seconde approche plus récente qui considère le territoire étudié comme un espace continu (Duranton et Overman, 2005). 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.

De nouvelles méthodes permettant de mieux intégrer le voisinage ont été proposées récemment. Van den Heuvel *et al.* (2014) proposent d'identifier des zones concentrées à partir d'un territoire découpé en mailles fines. Ils analysent simultanément la concentration de l'emploi absolue et relative de chaque entité et agrègent les entités spatiales voisines avec des concentrations élevées. Guimarães *et 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. Si ces nouveaux indices permettent de prendre en compte le voisinage, ils laissent ouvertes 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.

Présentation des données et des méthodes d'analyse

Avant de détailler les bases de données, nous présentons la méthode retenue pour caractériser les schémas de localisation des activités coopératives. Nous testons deux indicateurs d'activités (absolu et relatif) et deux niveaux de découpage. Nous calculons ensuite la concentration et

l'autocorrélation globale avec les indices de Gini et de Moran. Nous déterminons enfin les schémas de localisation avec l'indice de Moran local. Nous proposons alors une modélisation au niveau cantonal des structures de localisation afin de mettre en évidence les facteurs explicatifs de la répartition spatiale des activités coopératives.

1. Mesure de la concentration et choix des indicateurs et des niveaux de découpage

Nous retenons deux niveaux de découpage (département et canton) et deux indicateurs d'activités (absolu et relatif) pour tester la sensibilité des mesures de concentration et d'autocorrélation spatiale. Les caractéristiques des découpages spatiaux retenus sont présentées dans le *tableau 1*.

Nous mobilisons deux indicateurs sectoriels (absolu et relatif) pour qualifier l'intensité de la concentration géographique d'un secteur k dans une zone i . La concentration géographique absolue se mesure par la part de l'effectif du secteur k dans la zone i sur l'effectif total du secteur k : $c_{ik} = e_{ik} / e_k$. Si l'on souhaite tenir compte de la distribution globale des effectifs, il faut calculer le Quotient de localisation

(Hoover, 1936) : $QL_{ik} = \frac{e_{ik} / e_k}{e_i / e}$. Le QL

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.

Tableau 1. Caractéristiques des deux 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
Canton	3 689	147.5	98.6	5.79

Source : Auteurs, d'après les données INSEE.

Note : La connectivité moyenne correspond au nombre moyen de voisins selon un critère de contiguïté d'ordre 1.

Pour chaque zone i , nous disposons ainsi de deux indicateurs sectoriels de forme x_{ik} avec $x_{ik} = c_{ik}$ pour une mesure absolue et $x_{ik} = QL_{ik}$ pour une mesure relative. Munis des deux découpages et des deux indicateurs, nous pouvons alors calculer la concentration globale *i.e.* sur l'ensemble des zones sans prise en compte du voisinage (indice de Gini) ou avec (indice de Moran).

L'indice de Gini spatial permet de mesurer la structure d'une variable dans une unité spatiale par rapport à une structure similaire dans d'autres unités spatiales (Guillain et Le Gallo, 2010). Le poids de chaque unité spatiale est pris en compte dans le calcul de l'indice. L'indice de Gini spatial G_k s'écrit de la manière suivante :

$$G_k = \frac{\Delta}{4\bar{x}_k} \quad \text{où} \quad \Delta = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_{i,k} - x_{j,k}|$$

où k est le secteur étudié, n le nombre d'unités spatiales ; $x_{i,k}$ la valeur de l'indicateur d'activité pour l'unité spatiale i (resp. j), $\bar{x}_k$ est la moyenne de l'indicateur d'activité pour les n unités spatiales. Cet indice varie entre 0 et 0,5, d'une répartition homogène des activités dans les n unités à une concentration de l'activité dans une seule entité⁴.

La mesure de l'autocorrélation spatiale globale est calculée au moyen de l'indice de Moran (Cliff et Ord, 1981) :

$$I_k = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_{i,k} - \bar{x}_k)(x_{j,k} - \bar{x}_k)}{\sum (x_{i,k} - \bar{x}_k)^2}$$

w_{ij} étant un élément de la matrice de poids spatial W ⁵.

Le I (ou indice) de Moran ne permet pas cependant d'apprécier la structure locale

de l'autocorrélation spatiale et il faut utiliser les statistiques LISA et le diagramme de Moran pour visualiser les schémas de localisation associés à des unités spatiales (Anselin, 1995, 1996).

Un indicateur local d'association spatiale ou « LISA » est défini comme toute statistique satisfaisant deux critères. Premièrement, il donne une indication sur le regroupement spatial significatif de valeurs similaires autour de chaque observation. Deuxièmement, la somme des LISA, associée à toutes les observations, est proportionnelle à un indicateur global d'association spatiale.

Le diagramme de Moran permet de visualiser les formes de l'autocorrélation spatiale locale. Les variables sont exprimées en forme standardisée, ce qui permet d'estimer à la fois l'association spatiale globale, car la pente de la droite à l'intérieur du diagramme est équivalente au I de Moran, et l'association spatiale locale, définie par les I de Moran locaux.

Pour chaque unité i , la version standardisée locale du I de Moran s'écrit de la façon suivante :

$$I_{i,k} = \frac{(x_{i,k} - \bar{x}_k)}{\sum_j (x_{j,k} - \bar{x}_k)^2 / n} \sum_j w_{ij} (x_{j,k} - \bar{x}_k)$$

Les quatre quadrants du diagramme de Moran correspondent alors à quatre différents types d'association spatiale locale :

- 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.

4. En règle générale, l'indice de Gini varie entre 0 et 1. Nous avons ici gardé la formulation proposée par Kim *et al.* (2000) et reprise par Guillain et Le Gallo (2010).

5. Nous retenons comme matrice de voisinage la matrice standardisée des 5 plus proches voisins, qui correspond à la connectivité moyenne des départements français.

En outre, la distribution pour les statistiques de Moran ne pouvant être approximée par une loi normale, l'inférence statistique est basée sur une approche de permutation aléatoire (Anselin, 1995), *i.e.* la valeur de x_i pour la localisation i est fixée pendant que les valeurs restantes sont permutées sur toutes les autres localisations, ce qui permet de calculer des pseudo-niveaux de significativité. Les outils LISA permettent alors de cartographier les associations spatiales locales significatives sur la base d'un seuil de significativité fixé en vue d'identifier notamment la localisation des unités de type HH (correspondant à des *clusters* d'unités spatiales à valeurs élevées) ou de type HL (correspondant à des *hots spots*)⁶.

L'autocorrélation locale est 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. Une base de données originale sur les établissements industriels des coopératives

Nous mobilisons une base de données recensant l'intégralité des entreprises appartenant au périmètre coopératif en 1995 et en 2005 (enquêtes *Petites coopératives*, *Enquêtes Annuelles d'Entreprises*, *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. Les entreprises non coopératives sont identifiées à partir de l'enquête *Liaisons financières* enrichie avec la base BvDEP Diane. Les données sont disponibles au 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 établissements sont classés en fonction de l'activité principale de l'entreprise, selon un découpage en 5 familles de « produits » : boisson, céréales et aliments du bétail, lait, viande et une dernière famille plus hétéroclite nommée « divers » (tableau 2).

Nous pouvons pour chaque famille de produits préciser le poids économique des IAA du périmètre coopératif en 2005 en % du chiffre d'affaires (CA) total des IAA. Dans la famille « boisson », ce poids est globalement de 15 % mais il est dominant dans la vinification avec plus de 75 % du CA. Le poids des IAA « périmètre coopératif » est important pour les activités « lait » et « viande » (respectivement 31 % et 34 % du CA). Dans l'activité « céréales et aliments du bétail », le secteur coopératif est présent dans la meunerie et la fabrication d'aliments pour animaux de ferme (respectivement 39 et 37 % du CA) mais moins bien représenté dans la fabrication industrielle de pain et de pâtisserie. Par contre, le secteur coopératif est absent dans certaines activités, comme la chocolaterie-confiserie, le thé et café, ce qui explique le faible poids du secteur coopératif (10 % du CA) dans la famille « divers ».

Pour expliquer les schémas de localisation des coopératives, nous mobilisons 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 (UTA) des exploitations agricoles dans le Recensement agricole de 2000 (SSP). L'orientation productive dominante est prise en compte à partir des orientations technico-économiques des exploitations (OTEX) selon un regroupement en cinq catégories : élevage, grandes cultures, polyculture-élevage, cultures spécialisées et autres cultures.

6. Les analyses d'autocorrélation spatiale ont été réalisées sous OpenGeoda v1.2.0 (Anselin *et al.* 2006).

Tableau 2. Répartition des établissements et des salariés (1995 et 2005)

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

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

Source : Les auteurs, d'après les enquêtes petites coopératives, EAE et LIFI – SSP et INSEE.

• *Le profil démographique du canton (DP).*

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 (INSEE).

• *L'environnement spatial du canton (SE).*

La base de données Odomatrix⁷ fournit la distance kilométrique du canton au pôle urbain le plus proche⁸. Nous utilisons la

hiérarchie urbaine comme critère pour tenir compte d'effets différenciés sur les activités coopératives. Quatre classes de tailles sont retenues : > à 500 000 habitants, entre 100 et 500 000, entre 35 000 et 100 000 et moins de 35 000. Les aires urbaines les plus grosses renvoient à une vingtaine de métropoles régionales. On pourrait attendre un effet négatif d'une localisation près d'une grosse aire urbaine, du fait des effets possibles de congestion pour l'agriculture tandis que la proximité à une très petite aire urbaine pourrait être associée 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 Coop de France.

Ces trois dimensions permettront de tester les facteurs explicatifs pour l'étape de modélisation des schémas de localisation des activités coopératives.

7. Source : ODOMATRIX, INRA UMR1041 CESAER, d'après IGN Route500®, BD ALTI 500®, RGC®, ZAU1999.

8. 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 canton. 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 produit selon les différentes échelles (1995 et 2005)

Indices de Gini	Boissons		Céréales		Lait		Viande		Divers		
	Année	1995	2005	1995	2005	1995	2005	1995	2005	1995	2005
Indicateur absolu											
Département		0.399	0.400	0.353	0.351	0.337	0.332	0.404	0.371	0.428	0.428
Canton		0.476	0.478	0.487	0.488	0.489	0.490	0.494	0.490	0.495	0.494
QL relatif											
Département		0.348	0.381	0.334	0.350	0.272	0.307	0.328	0.286	0.399	0.410
Canton		0.452	0.457	0.476	0.477	0.470	0.475	0.485	0.474	0.490	0.488

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

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, puis nous présentons une série de cartes caractérisant les associations spatiales locales (LISA) des activités coopératives. Dans un second temps, en retenant l'indicateur relatif et le découpage cantonal en 2005, nous estimons plusieurs modèles logistiques afin d'éclairer les déterminants de la localisation des activités coopératives françaises.

1. Les mesures de concentration et d'autocorrélation

Après avoir présenté les indices de concentration et d'autocorrélation spatiale par famille de produits en 1995 et 2005, nous mettons en comparaison quelques résultats marquants obtenus avec les outils LISA en 2005.

Concentration globale

L'indice de Gini témoigne d'une concentration spatiale des activités coopératives dans le secteur des IAA (tableau 3). Cette tendance est relativement stable entre 1995 et 2005 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.

L'autocorrélation globale

Les résultats attestent de la présence d'autocorrélation spatiale positive pour la grande majorité des produits quel que soit l'indicateur d'activités retenu (absolu ou relatif)⁹. Cependant, les résultats sont très variables selon le découpage retenu et selon la famille de produits. L'autocorrélation spatiale se renforce entre 1995 et 2005 à l'exception du secteur des céréales et aliments du bétail (tableau 4).

L'activité « boissons » présente une autocorrélation spatiale positive aux deux niveaux géographiques, avec des valeurs maximales pour l'indice au niveau cantonal. Entre 1995 et 2005, l'autocorrélation positive 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 « céréales et aliments pour le bétail » présente un profil atypique par rapport aux autres activités. Les indices sont moyens pour la concentration absolue mais faibles et non significatifs pour

9. Nous ne calculons pas l'autocorrélation pour la classe « divers » du fait de l'hétérogénéité des produits concernés.

Tableau 4. Les indices de Moran par famille de produits

I de Moran	Boissons		Céréales		Lait		Viande	
Année	1995	2005	1995	2005	1995	2005	1995	2005
Indicateur absolu								
Département	0.2509	0.2517	0.2885	0.1951	0.3288	0.4187	0.4335	0.5451
Canton	0.3498	0.2951	0.0674	0.0743	0.0082 [#]	0.0095 [#]	0.0212	0.0431
QL relatif								
Département	0.2534	0.3267	0.0234 [#]	-0.0537 [#]	0.2365	0.2571	0.1663	0.3801
Canton	0.3962	0.4505	0.0804	0.0556	0.2039	0.2187	0.0200	0.0344

Source : les auteurs.

Note : [#] Résultats non significatifs. La pseudo-significativité est calculée à partir de 499 permutations avec un seuil fixé à 0.05.

le QL. Il n'existerait donc pas de regroupements géographiques où cette activité serait concentrée et spécialisée. C'est la seule activité où les I de Moran diminuent entre 1995 et 2005 et ce malgré une augmentation des effectifs salariés. Cette activité se répartit donc de manière plus homogène sur le territoire français.

L'activité « lait » présente un profil similaire à celle des boissons à l'exception de l'autocorrélation liée à la concentration absolue qui est faible au niveau cantonal. L'indice rattaché à la concentration absolue a une valeur forte au niveau département. L'indice lié au QL a une valeur moyenne aux deux 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, le I de Moran se renforce pour la concentration absolue au niveau département et reste stable pour le QL aux deux niveaux géographiques.

L'activité « viande » présente des indices élevés au niveau départemental et faible au niveau cantonal. L'influence du niveau de découpage est donc manifeste. On peut en déduire que les établissements sont espacés entre eux, ce qui ne conduit donc pas à des regroupements localisés à l'échelle de

plusieurs cantons. Par contre, les valeurs élevées du I de Moran au niveau départemental montrent que l'activité « viande » se concentre et se spécialise à des échelles régionales. Entre 1995 et 2005, le I de Moran augmente de manière significative au niveau départemental, ce qui paraît logique au vu de l'augmentation des effectifs sur cette période. L'accroissement est particulièrement marqué pour le QL, ce qui tend à montrer que la spécialisation régionale de cette activité s'est renforcée.

Si le I de Moran atteste d'une autocorrélation globale, quelles sont les zones où l'on observe cette autocorrélation et comment s'exprime spatialement le différentiel entre concentrations absolue et relative d'un secteur ? L'utilisation des outils LISA permet de répondre à ces questions.

L'autocorrélation locale

Nous faisons le choix de nous focaliser sur les résultats les plus marquants en retenant deux dimensions d'analyse : la comparaison selon l'indicateur retenu et la persistance des résultats aux différents niveaux de découpage. Les séries de cartes présentées sont basées sur les LISA significatifs au seuil de 5 %.

- Comparaison des cartes LISA selon l'indicateur absolu ou relatif.

La comparaison des cartes LISA montre des résultats contrastés selon les activités

« produits » au niveau département (*figure 1* en annexe).

Pour les « boissons », les résultats pour les deux indicateurs sont similaires. 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 Île-de-France) et du Massif Central (Auvergne). On peut s'interroger sur le fait que seules les activités viticoles du grand Sud-Est ressortent à l'échelle du département. Plusieurs facteurs peuvent expliquer pourquoi d'autres bassins viticoles n'apparaissent 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 sur 12 départements ont une valeur HH pour l'indicateur de concentration absolu). 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 ressortir en plus 4 départements avec des valeurs significatives HH dans le Sud-Ouest du Massif central.

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

- Comparaison des cartes LISA selon les niveaux géographiques.

La comparaison pour un même indicateur aux deux niveaux géographiques permet de mieux comprendre comment s'articule l'organisation industrielle et spatiale. En effet, le niveau d'autocorrélation spatiale est fortement dépendant du découpage spatial retenu. Les cartes présentées montrent que l'activité « boisson » est marquée par une forte autocorrélation 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. Au niveau cantonal, la plupart des bassins viticoles apparaissent, ce qui s'explique par : d'une part, un maillage fin de la présence coopérative se traduisant par de l'autocorrélation spatiale entre cantons voisins ; d'autre part, des cantons spécialisés en viticulture, entraînant des indicateurs de concentration relative élevés localement, ce qui est moins le cas quand on agrège les cantons par département.

Au vu des résultats, nous retenons 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. L'accent est mis sur une comparaison des schémas de localisation obtenus à partir des LISA significatifs selon les familles de produits, sans prise en compte de la dimension temporelle.

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 multinomial¹⁰. 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 $B = \{C_{tousproduits}; C_{boisson}; C_{céréale}; C_{lait}; C_{viande}\}$ à l'ensemble des familles de produits testés.

La première série de modèles, de la forme $yAbI$, 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 $yaIB$, analyse les facteurs explicatifs des structures cantonales, produit par produit. Dans les deux cas, le modèle complet est le même, de la forme $yaIbI$. 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 (tableau 5), nous développons le modèle complet (A1) et les modèles (A2-A4) pour tester les facteurs explicatifs liés à l'appartenance à un canton de type HH, HL ou LH. Pour chaque modèle, nous spécifions le modèle sans, puis avec la variable de contrôle de l'effet régional¹¹.

- 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. C'est dans les cantons HH que ce poids est le plus important, 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 être des cantons à fort potentiel coopératif. Les cantons « cultures spécialisées » ont notamment une probabilité plus forte d'avoir des cantons de type *cluster* (HH) alors que les cantons « grandes cultures » ont une probabilité plus forte d'être de type LH comparés aux cantons à dominante « élevage ».
- Profil démographique du canton : un taux de croissance de la population positif joue favorablement sur la probabilité d'avoir des cantons à fort potentiel

10. Nous retenons un modèle non spatial pour mettre en évidence les déterminants territoriaux des schémas de localisation des activités coopératives car l'estimation économétrique des modèles de choix discrets spatialisés reste encore expérimentale et pose des contraintes techniques (Smirnov, 2010).

11. Les résultats des modèles avec contrôle de l'effet régional sont disponibles sur demande à l'auteur référent. Ils modifient peu les résultats présentés, introduisant juste un effet statistique significatif pour les cantons « grandes cultures » dans le modèle général et avec un seul effet dont le sens change pour l'ensemble des modèles, pour les cantons « cultures spécialisées » dans le modèle B3 (céréales).

Tableau 5. Les différents modèles logit par type de cantons

var. dép. : canton de type	HH^HL^LH	HH	HL	LH
	A1	A2	A3	A4
Profil agricole du canton				
Poids de l'agriculture (UTA)	1.362***	2.158***	1.574***	1.144***
<u>Orientation productive dominante</u>				
Elevage	ref.	ref.	ref.	ref.
Grande cultures	1.091	0.401***	1.162	1.168*
Polyculture-élevage	0.952	0.347***	0.958	1.058
Cultures spécialisées	2.303***	7.639***	0.934	0.609***
Autres cultures	1.699***	1.811	1.662**	1.089
Profil démographique du canton				
<u>Type d'espace : rural dominant</u>	ref.	ref.	ref.	ref.
Péri-urbain dominant	0.909	0.523***	1.049	1.114
Urbain dominant	1.079	0.633**	2.062***	1.083
<u>Taux de croissance de la population</u>	1.021***	1.053***	0.985**	1.017***
Environnement spatial				
<u>Taille de l'aire urbaine de proximité</u>				
Petite AU : < 35 000 hab.	ref.	ref.	ref.	ref.
Moyenne AU : 35 à 100 000 hab.	1.294***	0.763	1.236	1.440***
Grosse AU : 100 à 500 000 hab.	1.274**	1.419*	1.121	1.171
Très grosse AU : > 500 000 hab.	0.684***	0.540**	0.826	0.752**
Pseudo R2	0.063	0.309	0.037	0.023
Log likelihood	-2392.23	-744.78	-1249.53	-2380.50
Chi2	322.69	667.25	95.33	113.64
P > Chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
Nombre de cantons	3687	3687	3687	3687

Source : les auteurs.

Notes : Odds Ratio et significativité (* $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$) ; lecture : un canton à dominante « cultures spécialisées » a 7,639 fois plus de chance d'être de type cluster coopératif (HH) qu'un canton à dominante « élevage » (modèle A2).

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 être des cantons de type *cluster* coopératif. À 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 dans des pôles desservant une aire géographique élargie.

– Environnement spatial du canton : en prenant les petites aires d'emploi en référence, on observe que les aires urbaines de taille intermédiaire ont une

probabilité plus élevée 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. Dans cette deuxième série de modèles (tableau 6), nous développons le modèle complet (B1) puis des modèles (B2-B5) pour tester les facteurs explicatifs liés à l'appartenance à un canton de type HH ou HL ou LH selon la famille « produits ».

Tableau 6. Les différents modèles logit par type de produits

var. dep. : canton HH^HL^HL	Tous produits	Boisson	Céréale	Lait	Viande
	B1 (A1)	B2	B3	B4	B5
Profil agricole du canton					
<u>Poids de l'agriculture (UTA)</u>	1.362***	1.475***	1.342***	0.963	1.370***
<u>Orientation productive dominante</u>					
Élevage	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Grande cultures	1.091	2.110***	2.135***	0.268***	0.565***
Polyculture-élevage	0.952	1.864**	1.177	0.487***	0.762*
Cultures spécialisées	2.303***	29.004***	0.726**	0.287***	0.239***
Autres cultures	1.699***	10.191***	1.795***	0.491***	0.516**
Profil démographique du canton					
<u>Type d'espace : rural dominant</u>	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Péri-urbain dominant	0.909	0.665**	1.001	1.137	0.938
Urbain dominant	1.079	0.709*	1.010	0.963	1.992***
<u>Taux de croissance de la population</u>	1.021***	1.045***	1.002	1.017***	1.006
Environnement spatial					
<u>Taille de l'aire urbaine de proximité</u>					
Petite AU : < 35 000 hab.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
Moyenne AU : 35 à 100 000 hab.	1.294***	1.078	0.865	1.511***	1.460***
Grosse AU : 100 à 500 000 hab.	1.274**	1.104	1.202	1.358**	1.176
Très grosse AU : > 500 000 hab.	0.684***	0.567**	1.082	0.433***	0.843
Pseudo R2	0.063	0.307	0.038	0.070	0.045
Log likelihood	-2392.23	-854.22	-1720.24	-1449.19	-1277.35
Chi2	322.69	755.26	134.67	218.51	121.21
P > Chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Nombre de cantons	3687	3687	3687	3687	3687

Source : les auteurs.

Notes : Odds Ratio et significativité (* $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$) ; Lecture : dans le modèle B3, il y a 0,726 canton à dominante « cultures spécialisées » pour 1 canton à dominante « élevage » qui est de type HH, HL ou LH pour les céréales.

– 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. On retrouve ensuite sans surprise un lien fort entre l'orientation productive dominante du canton et une présence industrielle coopérative en lien avec cette orientation productive. 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. Le même type d'association positive existe 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 qui existe entre la production agricole et sa transformation, et qui répond pour les coopératives agricoles à l'enjeu de 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 pour les activités boisson et lait. Le type d'espace joue de manière différenciée selon le type d'industries coopératives.

Comparés aux cantons ruraux, les cantons urbains ont une probabilité plus faible d'avoir des industries viticoles et plus forte d'avoir des 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 et ils sont localisés de manière préférentielle à proximité des villes.

- 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 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.

Synthèse des résultats

Les activités de transformation agroalimentaire 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 confirme une évolution du rôle de la coopération d'une

position défensive à une position offensive d'une recherche de valeur ajoutée à l'activité agricole (Cook et 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 collecte. Cet ancrage au territoire reste un enjeu important de leurs stratégies, y compris pour les plus grands groupes coopératifs, comme le montrent plusieurs fusions récentes de coopératives agricoles proches géographiquement¹². 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 (type HH), soit à proximité de celui-ci (type LH). Ce résultat montre que des zones dynamiques sur le plan démographique peuvent être associées à des *clusters* de cantons à forte activité coopérative. 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.

12. En 2011, *Champagne Céréales* a fusionné avec *Nouricia*, une coopérative voisine, pour créer *Vivescia* devenant le 6^e groupe coopératif français.

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 produits, les industries céréalières étant influencées favorablement par la proximité aux aires urbaines de grande taille alors que les activités lait et viande vont être favorisées par la proximité à une aire urbaine de taille moyenne.

*

* *

Ce papier avait pour double objectif de tester l'effet du choix des indicateurs (absolu et relatif) et du niveau de découpage (canton et département) sur les mesures de concentration spatiale associées à l'autocorrélation spatiale, puis de modéliser les facteurs explicatifs de schémas de localisation mis en évidence. L'étude empirique a mobilisé une base de données originale sur les industries agroalimentaires des coopératives agricoles. Un premier résultat porte sur la confirmation 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.

Les limites de cette étude ainsi que le besoin d'approfondissements peuvent être notés. Tout d'abord, nous n'apportons pas de réponse permettant de trancher *a 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 processus de concentration industrielle sont à des stades différents selon les familles de produits. 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. Une piste d'investigation future pour ce travail serait notamment de développer directement des modèles spatiaux, dans la lignée des modèles de choix de localisation des entreprises (Lambert *et al.*, 2010). Une autre piste concerne la prise en compte de la dimension temporelle à partir d'indices de Moran spatio-temporels (Wartenberg, 1985), ce qui permettrait de caractériser les dynamiques industrielles locales (renforcement de la concentration, extension vers de nouveaux territoires, etc.). ■

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Agreste Primeur (2007). *Fusions et disparitions se poursuivent. La petite coopération agricole poursuit sa réorganisation*, n° 201, 4 p.
- Agreste Primeur (2009). *Les groupes coopératifs poursuivent leur développement. Plus d'un salarié sur deux dans des entreprises à statut non coopératif*, n° 235, 4 p.
- Anselin L. (1995). Local Indicators of Spatial Association-LISA. *Geographical analysis*, vol. 27, n° 2, p. 93-115.
- Anselin L. (1996). The Moran Scatterplot as an Esda Tool to Assess Local Instability in Spatial Association. In Fisher M., Scholten H. J., Unwin D., *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, London, Taylor and Francis, p. 111-125.
- Anselin L., Syabri I., Kho Y. (2006). GeoDa: An introduction to spatial data analysis. *Geographical analysis*, n° 38, p. 5-22.
- Barkley D. L., Henry M. S. (1997). Rural industrial development: to cluster or not to cluster? *Review of Agricultural Economics*, vol. 19, n° 2, p. 308-325.
- Beaudry C., Schifffauerova A. (2009). Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate. *Research Policy*, vol. 38, n° 2, p. 318-337.
- Brenner T. (2004). *Local industrial clusters. Existence, emergence and evolution*. London, Routledge.
- Brühlhart M., Traeger R. (2005). An Account of Geographic Concentration Patterns in Europe. *Regional Science and Urban Economics*, vol. 35, p. 597-624.
- Chomel C., Declerck F., Filippi M., Frey O., Mauget R. (2013). *Les coopératives agricoles. Identités, gouvernance et stratégies*. Paris, Larcier.
- Cliff A. D., Ord J. K. (1973). *Spatial autocorrelation*. London, Pion.
- Cliff A. D., Ord J. K. (1981). *Spatial Processes: Models as Applications*, London, Pion.
- Combes P.-P., Mayer T., Thisse J.-F. (2008). *Economic geography. The integration of regions and nations*. Princeton, Princeton University Press.
- Cook M. L. (1995). The future of U.S. agricultural co-operatives: a neo-institutional approach, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 77, p. 1153-1159.
- Cook M. L., Chaddad F. R. (2004). Redesigning Cooperative Boundaries: The Emergence of New Models. *American Journal of Agricultural Economic*, vol. 86, n° 5, p. 1249-1253.
- Duranton G., Overman H. (2005). Testing for Localisation Using Micro-Geographic Data. *Review of Economic Studies*, vol. 72, p. 1077-1106.
- Ellison G., Glaeser E. L. (1997). Geographic concentration in US manufacturing industries : a dartboard approach. *The Journal of Political Economy*, vol. 105, n° 5, p. 889-927.
- Feser E., Isserman A. M. (2009). The rural role in national chain values. *Regional studies*, vol. 43, n° 1, p. 89-109.
- 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, 13 p.
- Gaignette A., Nieddu M. (2000). Coopératives : la fin d'une forme institutionnelle ? *Économie rurale*, n° 260, p. 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*, vol. 37, n° 6, p. 961-981.
- Guimarães P., Figueiredo O., Woodward D. (2011). Accounting for neighboring effects in measures of spatial concentration. *Journal of Regional Science*, vol. 51, n° 4, p. 678-693.
- Hoover E. M. (1936). *Location Theory and the shoe and leather industries*. Cambridge, Harvard University Press.
- 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*, vol. 92, n° 2, p. 522-553.

- Jacobs J. (1969). *The Economies of Cities*, New York, Random House.
- Kim Y., Barkley D. L., Henry M. S. (2000). Industry characteristics linked to establishment concentration in nonmetropolitan areas. *Journal of Regional Science*, vol. 40, n° 2, p. 231-259.
- Krugman P. (1991). Increasing returns and economic geography. *The Journal of Political Economy*, n° 3, p. 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*, vol. 40, p. 241-252.
- Marshall A. (1890). *Principles of economics*. London, Macmillan and Co.
- Nefussi J. (1990). The French food industry since the 1950s. *Food Policy*, vol. 15, n° 2, p. 145-151.
- Openshaw S. (1984). *The Modifiable Areal Unit Problem*. Norwich, Geo Books.
- Puga D. (2010). The magnitude and causes of agglomeration economies. *Journal of Regional Science*, vol. 50, n° 1, p. 203-219.
- Royer J. S. (1999). Cooperative organizational strategies: a neo-institutional digest. *Journal of cooperatives*, vol. 14, p. 44-67.
- Smirnov O. A. (2010). Modeling Spatial Discrete Choice. *Regional Science and Urban Economics*, vol. 40, n° 5, p. 292-298.
- Triboulet P., Filippi M. (2013). Les déterminants de l'intensité des alliances capitalistiques entre groupes coopératifs agricoles. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, n° 5, p. 927-949.
- 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'Économie Régionale et Urbaine*, n° 2, p. 363-390.
- Van den Heuvel F. P., de Langen P. W., van Donselaar K. H., Fransoo J. C. (2014). Identification of Employment Concentration Areas. *European Planning Studies*, vol. 22, n° 1, p. 204-226.
- Wartenberg D. (1985). Multivariate spatial correlation: a method for exploratory geographical analysis. *Geographical Analysis*, n° 17, p. 263-283.

ANNEXES

Figure 1. Comparaison des LISA selon les indicateurs absolu et relatif

Note : Cartes réalisées sous Geoda 1.2.0 avec 499 permutations et seuil de significativité à 0.05

Figure 2. Comparaison des LISA selon les niveaux géographiques

Boisson – QL relatif en 2005

Département - I de Moran : 0.3267

LISA Cluster Map: dep15K5

Not Significant (74)
 High-High (7)
 Low-Low (12)
 Low-High (2)
 High-Low (1)

Viande – Indicateur absolu en 2005

Département - I de Moran : 0.5451

LISA Cluster Map: dep15K5

Not Significant (70)
 High-High (11)
 Low-Low (14)
 Low-High (1)
 High-Low (0)

Canton - I de Moran : 0.4505

LISA Cluster Map: ca15K5

Not Significant (3302)
 High-High (189)
 Low-Low (0)
 Low-High (143)
 High-Low (55)

Canton - I de Moran : 0.0431

LISA Cluster Map: ca15K5

Not Significant (3415)
 High-High (20)
 Low-Low (0)
 Low-High (147)
 High-Low (107)

Note : Cartes réalisées sous Geoda 1.2.0 avec 499 permutations et seuil de significativité à 0.05.