

LES CHANGEMENTS DANS LA LOCALISATION DE L'INDUSTRIE FRANÇAISE DE 1990 A 1995

UNE APPROCHE PAR UN MODÈLE DE COMPTAGE

Zaninetti Jean-Marc : (maître de conférence) laboratoire CEDETE, Université d'Orléans, UFR lettres, 10 rue de Tours 45072 Orléans cedex 2
Email : jean-marc.zaninetti@univ-orleans.fr

RÉSUMÉ. La géographie industrielle évolue principalement du fait des créations et des cessations d'établissements. La répartition de ces événements dépend de facteurs structurels ; appartenance de l'entreprise ou non à un groupe, branches d'activité de la firme. Elle dépend aussi d'effets purement spatiaux ; force d'agglomération et effet régional. C'est ce dernier que l'on cherche à isoler au moyen d'un modèle de comptage. Le nombre d'événements suit un processus de Poisson hétérogène. Le modèle calcule les probabilités différentielles associées aux diverses combinaisons locales de facteurs. La répartition spatiale de l'effet régional oppose le Nord-Est du pays, où les évolutions sont faibles, au Sud-Ouest et à la région Parisienne, où l'organisation industrielle évolue rapidement. Les régions du Nord-Ouest réalisent les principaux bénéfices, tandis que le Sud-Est se situe dans la moyenne nationale.

ABSTRACT : Industrial Geography shifts mainly through creations and cessations of factories. The location of these events depends on structural factors : the firm's belonging to a group or not, the firm's activity in specific branches. It depends on purely spatial effects too : agglomeration strength and regional effect. We tried to isolate the latter effect by means of a count data model. The number of events obeyed to an heterogeneous Poisson process. The model calculated the differential probabilities associated to the various local combinations of factors. The distribution of the regional effect emphasises the opposition between the North-eastern part of the country, where changes are rare, and the South-West, along with the Parisian region, where the industrial patterns evolve swiftly. The North-western regions gain the biggest benefits while the South-East remains on the national average.

MOTS CLEFS : modèle de comptage, localisation industrielle, attractivité régionale

KEY WORDS : industrial location model based on count data, regional attractivity.

Introduction

Depuis plus d'un siècle, la localisation des activités industrielles est l'un des principaux sujets d'étude en géographie économique. La théorie l'explique soit par l'hétérogénéité de l'espace, soit par l'opacité de l'espace. Dans cette seconde famille d'explications, les modèles dérivés de Weber sont tombés en désuétude en raison du déclin continu de la part du transport dans les coûts de production. Les enquêtes behavioristes ont surtout mis en évidence l'extrême diversité des facteurs de localisation appliqués à chaque entreprise en particulier. Doit-on pour autant en conclure que toute généralisation est inutile ?

Lorsqu'un processus spatial résulte de l'addition d'un grand nombre de décisions individuelles et indépendantes, le résultat a les propriétés d'un mélange et prend une apparence aléatoire. Comparer la distribution observée à une répartition aléatoire théorique constitue donc une approche pragmatique du problème. Notre objectif est méthodologique et exploratoire. L'analyse repose sur des hypothèses simplificatrices contraignantes afin d'expérimenter un modèle descriptif simple à petite échelle. Le modèle recherche une description globale de la démographie des grands établissements industriels français entre 1990 et 1995 au niveau régional, approchant symétriquement les créations et les cessations d'établissement. Cette contribution obéit à un objectif principalement méthodologique. Peut-on modéliser efficacement les disparités régionales par un modèle de comptage ? ce modèle est-il pertinent au regard de la problématique de la démographie des grands établissements industriels ? Deux questions préalables se posent : définir précisément l'objet de la mesure et choisir le modèle approprié.

1. Dynamique spatiale des grands établissements industriels

1.1 La démographie des grands établissements

Généralement, quand une entreprise ouvre un établissement¹, c'est pour longtemps. La répartition spatiale observée résulte donc de conditions très différentes de celles qui prévalent aujourd'hui. Toutefois, la géographie industrielle évolue. L'activité économique se déroule entre deux événements principaux, la création de l'établissement et sa cessation d'activité. Les répertoires de l'INSEE permettent de distinguer les créations pures des transferts, des acquisitions et des réactivations. De la même manière, les cessations d'activité doivent être distinguées des cessions et des transferts. Les plus grands établissements sont mieux connus que les autres. La concentration relativement forte de l'activité industrielle permet de limiter l'investigation aux seuls établissements qui ont eu au moins 50 salariés dans les dix dernières années. Le fichier des grands établissements² de l'INSEE constitue une base de données très complète pour l'analyse longitudinale de l'appareil productif.

Selon cette source, on observe une mobilité assez importante du tissu des établissements industriels entre le 31 décembre 1990 et le 31 décembre 1995.

Tableau 1 : Bilan démographique des grands établissements industriels.

Situation des établissements 1990 - 1995	Nombre d'établissements
Établissements pérennes	8 465
Établissements cessés	2 059
Établissements créés	1 826

source : INSEE Bridge.

¹La distinction entre établissement et entreprise est celle de l'INSEE. L'entreprise est une entité juridique qui organise l'activité économique. Cette activité se déploie sur la base matérielle d'un ou de plusieurs établissements. Un même établissement durable peut aussi passer aux mains de plusieurs entreprises. L'étude de la localisation industrielle s'intéresse donc aux établissements, et non aux entreprises.

²Le fichier des grands établissements de l'INSEE a été créé en 1975. Rénové en 1991 et enrichi de nouvelles variables issues d'enquêtes auprès des entreprises, il a pris le nom de BRIDGE (base relationnelle inter-régionale de données sur les grands établissements).

Si on exprime ce bilan en nombre d'emplois, on mesure l'importance du phénomène dans la recomposition de la géographie industrielle du territoire, compte tenu du fait que localement, les créations et les cessations ne se compensent presque jamais.

Tableau 2 : Évolution des établissements industriels de 50 salariés ou plus entre 1990 et 1995.

Catégorie	Établissements pérennes qui perdent des emplois entre 1990 et 1995	Établissements cessés entre 1990 et 1995	Établissements pérennes gagnent des emplois entre 1990 et 1995	Établissements créés entre 1990 et 1995
Nombre d'établissements	5 011	2 059	3 453	1 826
Pertes d'emploi	299 329	258 116	0	0
Gains d'emploi*	0	0	206 093	144 989

Source : INSEE Bridge.

* Le nombre d'emplois perdus correspond au solde d'emploi des établissements pérennes entre 1990 et 1995 quand il est négatif, et à l'emploi total en 1990 pour les établissements cessés. Le nombre d'emplois créés correspond au solde d'emploi des établissements pérennes entre 1990 et 1995 quand il est positif, et à l'emploi total en 1995 pour les établissements créés.

Le fichier BRIDGE compte 12 350 établissements industriels actifs entre 1990 et 1995. Ces établissements offraient 2 339 000 emplois en 1990, et un peu moins de 2 133 000 emplois en 1995. Les créations d'établissements représentent plus de 41 % des gains d'emploi sur la période, un gain de près de 6,2 % de l'emploi 1990. Les cessations représentent un peu moins de la moitié des licenciements entre 1990 et 1995, soit 11 % de l'emploi 1990.

Toutefois, seul le nombre d'établissements est pris en considération dans les modèles, et non le nombre d'emplois induits. La création ou la fermeture d'un très grand établissement pèse lourdement sur une seule zone d'emploi, surtout quand il s'agit d'une zone d'emploi rurale.

Dans le domaine industriel, la conjoncture économique pèse lourdement sur le bilan démographique. La transparence accrue de l'espace, résultat de la construction du grand marché européen et de la mondialisation a conduit à d'importantes restructurations depuis fin des années 80. Dans un contexte de concentration du capital, le mécanisme des économies d'échelles pousse les nouveaux groupes à concentrer les investissements sur quelques sites, et à réduire le nombre de leurs établissements. C'est l'exemple de l'industrie sucrière dans les années 90. Par ailleurs, les politiques monétaires déflationnistes menées en vue du lancement de la monnaie unique par les gouvernements européens dans la première moitié de la décennie ont été plus propices aux fermetures qu'aux créations. La période d'observation étant assez courte, il ne faut jamais perdre de vue l'effet de la conjoncture sur le phénomène étudié.

Quand on s'intéresse aux fermetures des grands établissements, on pense d'abord à l'effet des branches d'activité industrielle. Lorsque l'entreprise opère dans une branche d'activité en crise, où il y a surcapacité productive sur un marché étroit, stable ou éventuellement déclinant, et de plus en plus concurrentiel à l'échelle mondiale, le risque de fermeture est aggravé. C'est le cas par exemple de l'industrie textile. L'effet « branche d'activité » est susceptible de capturer l'essentiel de l'effet de la conjoncture. On redoute également l'effet de la mondialisation des firmes et de la concentration du capital au sein des groupes. Dans un contexte de baisse générale de l'emploi industriel, les groupes apparaissent comme des acteurs particuliers. Leur puissance financière favorise les investissements, mais les opportunités d'économies d'échelle sont considérées comme une menace pour l'activité locale. D'autres facteurs peuvent être pris en considération, comme la santé financière de l'entreprise, l'obsolescence de l'outil de production et les problèmes de rentabilité au niveau de l'établissement. Mais contrairement à l'effet « branche d'activité » et à l'effet « groupes », ces facteurs ne sont pas identifiables dans la source BRIDGE.

Une fermeture d'établissement peut être abordée au niveau micro-économique au travers d'un modèle de survie. Mais une telle approche ne répond pas à la question qui nous préoccupe : *Pourquoi les fermetures d'établissement sont-elles plus nombreuses dans une région que dans une autre ?* Lorsque l'on s'intéresse à une question de localisation collective, il faut se garder de l'erreur écologique, qui consiste à expliquer un phénomène régional avec des causes individuelles. Rien ne permet de considérer que les facteurs de localisation sont semblables pour toutes les entreprises au sein d'un même territoire. Chaque firme a sa propre logique, car elle ne mobilise pas les mêmes facteurs de production que sa voisine, qui n'est pas sa concurrente directe. La répartition spatiale résultante a donc les propriétés d'un mélange, une moindre variance et une apparence aléatoire. C'est pourquoi il faut suivre une démarche probabiliste. Des divers facteurs structurels susceptible d'affecter les fermetures d'établissement, on ne retient que « l'effet branche » et « l'effet groupe ». L'inégale distribution des branches industrielles d'une part, et l'inégale pénétration des appareils productifs locaux par les groupes d'autre part créent une hétérogénéité spatiale. Cette hétérogénéité introduit une perturbation locale dans les probabilités de fermeture. En effet, si l'on considère le cas théorique d'un espace homogène, la localisation des fermetures d'établissement doit se répartir proportionnellement à l'ensemble des grands établissements dans l'hypothèse nulle où il n'existe aucun effet géographique qui influence les fermetures. Toute modélisation doit conserver cet « effet taille » en vue. Toutefois, une déviation de la probabilité peut être introduite éventuellement par les effets de structure comme la répartition inégale des branches d'activité en crise ou des groupes.

Le cas des fermetures est le plus simple. Mais il faut introduire les créations d'établissement dans le modèle pour boucler l'analyse de la dynamique spatiale de l'appareil productif. La question est : *Pourquoi les créations d'établissement sont-elles plus nombreuses dans une région que dans une autre ?* La localisation des créations d'établissement est *a priori* plus souple. Mais l'existence d'économies d'agglomération ne saurait être ignorée. Le travail est le principal facteur d'hétérogénéité spatiale. L'entreprise ne peut créer son établissement dans un bassin d'emploi où l'on ne trouve pas la main-d'œuvre qualifiée requise. Celle-ci se trouve dans les bassins d'emploi où des entreprises concurrentes de la même branche sont déjà établies. Il est donc naturel que les nouvelles implantations se localisent de préférence dans les régions déjà industrialisées. On pose l'hypothèse nulle qu'il n'existe pas d'effet régional significatif. Dans cette hypothèse, la localisation des créations d'établissement est assimilée à un processus stochastique dont la loi de probabilité dépend d'un unique paramètre de densité, avec des déviations locales introduites par « l'effet taille » du bassin d'emploi et par les mêmes facteurs structurels que dans le modèle précédent : « effet groupe » et « effet branche ».

Doit-on enfin étudier des taux ou des dénombrements ? Il faut renoncer à l'étude de taux, en raison du second effet de taille. L'instabilité de la variance des taux est bien connue quand l'effectif de la population de référence est petit. Or le nombre moyen de grands établissements par zone d'emploi est de 29, et la taille médiane n'est que de 22 en raison du poids des plus grandes zones d'emploi. Les zones rurales ont souvent des taux de création et de cessation aberrants. Rien ne permet donc de dire que les taux de création ou de cessation de grands établissements par zone d'emploi sont distribués normalement. Il est préférable d'effectuer un comptage direct, à condition d'introduire explicitement l'effet de taille dans le modèle.

1.2 Construction du modèle de comptage

Compte tenu de la structure et de la répartition des grands établissements, existe-t-il une composante proprement régionale dans la dynamique de ces acteurs économiques essentiels pour le devenir des systèmes productifs localisés ?

Deux modèles similaires permettent de répondre à cette question.

On analyse un phénomène de nature discrète. Dans une zone d'emploi donnée, il s'implante 0, 1, 2, 3 établissements ou plus de chaque type de croisement des diverses modalités des caractères « groupe » et « branche ». Le modèle théorique aléatoire suit une loi de Poisson. Supposons que l'on subdivise un espace homogène en K unités spatiales sur lesquelles on répartit aléatoirement un caractère endogène Y discret constitué d'un nombre total de N événements. Le nombre n d'événements localisés dans une zone i quelconque suit une loi de probabilité telle que :

$$p_i \{y_i = n\} = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!}$$

Cette loi ne dépend que d'un seul paramètre λ , c'est à dire la densité moyenne d'événements par unité spatiale.

$$\lambda = \frac{N}{K}$$

En réalité, l'espace est hétérogène, et la probabilité varie en tout point. On désigne par processus de Poisson hétérogène une loi de probabilité qui dépend d'un paramètre λ_i qui est une fonction d'un vecteur de p caractères indépendants X_i . L'expression de la loi de probabilité devient :

$$p_i \{y_i = n\} = e^{-\lambda_i} \frac{\lambda_i^n}{n!}$$

$$\lambda_i = f(X_i)$$

La fonction λ_i est la multiplication de facteurs indépendants en probabilité. En fonction des variables indépendantes que nous avons retenu, on écrit :

$$\lambda_i = k \cdot \delta G_r \cdot \beta S_j \cdot \gamma S_k \cdot \mu T_i \cdot u_i$$

λ_i est le paramètre déterminant la densité de probabilité d'implantation dans la zone i d'établissements de type jk , croisement des deux caractères structurels retenus.

S_j est le vecteur des paramètres liés à la structure des j branches d'activité industrielle.

S_k est le vecteur des paramètres liés à la structure des k types de groupes.

G_r est le vecteur des paramètres régionaux liés à l'appartenance de la zone d'emploi étudiée à la région r .

T_i est le vecteur des poids représentatifs de l'hétérogénéité spatiale. On retient ici une fonction de la densité industrielle de la zone d'emploi en début de période.

$$t_i = \text{ent} \left[\ln(N_i + 1) \right]$$

N_i est le nombre de grands établissements de toutes catégories implantés dans la zone en 1990.

Le terme constant k est un facteur d'échelle associé à une situation de référence.

Les u_i sont les coefficients d'écart entre le nombre d'implantations observées et le nombre d'implantations prévues dans la zone considérée pour un type d'établissement donné.

Les vecteurs de coefficients β, γ, μ , et la constante k sont calculés par une méthode d'ajustement statistique.

On introduit à ce stade un facteur régional G_r dont on entend tester l'effet. Si la localisation industrielle se conforme à l'hypothèse nulle, l'effet du facteur G_r sera nul, ce qui se vérifie par les tests statistiques. Dans le cas où le modèle d'ajustement conclut à la non-nullité de l'effet géographique, on rejette l'hypothèse nulle d'une répartition aléatoire et on doit admettre l'existence d'un effet proprement régional qu'il convient d'analyser.

$$\ln \lambda_i = \ln k + \delta G_r + \beta S_j + \gamma S_k + \mu T_i + \ln u_i$$

Exprimé sous forme linéaire grâce à une fonction de liaison logarithme, le modèle ressemble à une égalité structurelle géographique, avec deux effets de structure croisés (effet « groupe » et effet « branche ») et deux effets géographiques contrôlés à deux échelles distinctes, effet « taille » de la zone d'emploi et effet « régional ».

L'équation est résolue par la *méthode du maximum de vraisemblance*².

Le modèle est construit de manière ascendante pour tester l'effet discriminant global des caractères sur le modèle et l'efficacité de la déviation introduite par chaque modalité du caractère par rapport à une situation de référence.

En effet, le modèle calcule des probabilités différentielles. Donc, à partir des coefficients calculés, on connaît les probabilités d'un nombre entier d'implantations associées à une modalité quelconque du modèle. Si l'on nomme c l'ordonnée du modèle à l'origine

($\ln k=c$), et d_p le coefficient associé à une modalité quelconque d'un des p caractères indépendants du modèle, différente de la situation de référence, la probabilité d'un nombre n d'implantations dans une zone d'emploi quelconque est de :

$$P(y_i = n) p_i = \frac{\left(e^{c + \sum d_p} \right)^n \cdot e^{-\left(c + \sum d_p \right)}}{n!}$$

Les modèles de comptage ont été développés par les statisticiens dans les années 80 (Cameron et Trivedi 1986), ils ont reçu très peu d'applications jusqu'à présent en analyse spatiale (Flowerdew, 1982 et 1989).

²On trouvera un exposé de la méthode du maximum de vraisemblance appliquée aux modèles de comptages dans Thomas *Économétrie des variables qualitatives*, Dunod 2000, chapitre 2 page 35.

2 Une France en cinq régions industrielles

Par manque de place, l'exposé des résultats du modèle a été limité au seul effet régional. Dans les deux modèles, on démontre l'existence d'une composante proprement régionale, indépendamment des effets de taille et de structure introduits dans le modèle. De plus cette composante spatiale témoigne d'une forte structuration territoriale.

2.1 Modèle des cessations d'établissement

Tableau 3 : Modèle des cessations, test de tous les effets

Composantes du modèle	Degrés de liberté	Statistique de Wald
coordonnées à l'origine	1	85,41
Région	20	86,91
Groupe	3	281,72
Branche	19	310,73
Densité industrielle	5	536,31

Tous les effets sont significatifs. L'effet de taille est le facteur le plus influent. Cela signifie que le nombre de fermetures est principalement proportionnel au stock de grands établissements de la zone. Les effets de structure sont également très sensibles, autant l'effet des types de groupe que l'effet des branches d'activité. On démontre l'existence d'un effet régional « toutes choses étant égales par ailleurs ». Cet effet est modeste, mais suffisant³ pour que l'on rejette l'hypothèse nulle d'une répartition aléatoire.

Le nombre de fermetures prévu par zone d'emploi est très proche de la réalité des observations. Le coefficient de détermination multivarié R^2 est de 82,93 %.

Le modèle choisit arbitrairement une situation de référence. Il s'agit ici d'un établissement de la branche des matériels de transport et appartenant à un groupe étranger. Cet établissement est implanté en région Provence-Alpes-Côte-d'Azur (PACA) et dans une zone de très forte densité industrielle. La zone d'emploi de référence compte plus de 148 grands établissements en 1990. Cette situation est théorique, et ne correspond à aucune zone d'emploi en particulier. Pour connaître la densité de probabilité théorique attachée à une zone d'emploi donnée, il suffit d'additionner les déviations des coefficients des modalités qui divergent de la situation de référence.

les probabilités associées à la situation de référence sont exprimées par les coordonnées à l'origine (coefficient \exists_0 du modèle(- 1,62)). L'espérance mathématique associée est égale à :

$$E(x) = e^{\beta_0}$$

soit 0,2 fermetures : 1 pour 5 zones d'emploi similaires.

³La statistique de Wald est le principal test associé à la méthode du maximum de vraisemblance. Elle mesure le degré d'association entre les probabilités, et suit asymptotiquement une loi du χ^2 . Une statistique de Wald de 0 représente une indépendance totale. Plus la valeur est forte, plus la probabilité d'accepter l'hypothèse nulle d'indépendance diminue, en fonction du nombre de degrés de liberté. Cette probabilité se lit sur une table du χ^2 .

Tableau 4 : Effet proprement régional sur les cessations

Caractère	Modalités	Coeff. \exists	Aucune fermeture	1 fermeture	2 fermetures	Test de Wald de nullité du coefficient, probabilité associée
Déviaton	Situation de référence	-1.62	82.01 %	16.26 %	1.61 %	0.00 %
Région	Île-de-France	0.29	-5.29 %	4.07 %	1.08 %	0.00 %
Région	Champagne-Ardenne	0.06	-0.97 %	0.78 %	0.18 %	61.96 %
Région	Picardie	-0.25	3.68 %	-3.03 %	-0.59 %	2.98 %
Région	Haute-Normandie	-0.07	1.04 %	-0.84 %	-0.18 %	52.24 %
Région	Centre	-0.06	1.02 %	-0.82 %	-0.18 %	48.60 %
Région	Basse-Normandie	-0.39	5.44 %	-4.54 %	-0.83 %	1.06 %
Région	Bourgogne	-0.34	4.77 %	-3.96 %	-0.74 %	0.87 %
Région	Nord-Pas-de-Calais	-0.1	1.59 %	-1.29 %	-0.27 %	22.78 %
Région	Lorraine	-0.01	0.17 %	-0.14 %	-0.03 %	91.19 %
Région	Alsace	-0.17	2.58 %	-2.11 %	-0.43 %	11.63 %
Région	Franche-Comté	0.05	-0.90 %	0.72 %	0.17 %	67.38 %
Région	Pays-de-la-Loire	-0.07	1.10 %	-0.89 %	-0.19 %	45.36 %
Région	Bretagne	-0.16	2.47 %	-2.02 %	-0.41 %	17.81 %
Région	Poitou-Charente	-0.18	2.73 %	-2.23 %	-0.45 %	17.75 %
Région	Aquitaine	0.17	-2.87 %	2.25 %	0.55 %	12.99 %
Région	Midi-Pyrénées	0.36	-6.65 %	5.05 %	1.40 %	0.08 %
Région	Limousin	0.21	-3.71 %	2.89 %	0.73 %	31.05 %
Région	Rhône-Alpes	-0.17	2.54 %	-2.07 %	-0.42 %	1.92 %
Région	Auvergne	0.22	-3.98 %	3.09 %	0.79 %	10.68 %
Région	Languedoc-Roussillon	0.52	-10.29 %	7.58 %	2.35 %	0.04 %

L'effet régional est assez limité. Cela se traduit par une dispersion moyenne assez faible des coefficients régionaux. La région de référence, Provence-Alpes-Côte-d'Azur, se situe très près de la moyenne. La distribution des effets régionaux est fortement autocorrélée. La France est grossièrement coupée en deux. Toutes choses étant égales par ailleurs, compte tenu des effets de taille et de structure, les grands établissements industriels sont beaucoup plus stables dans les régions de province du nord de la France que dans les régions du Sud. Quatre régions sont particulièrement bien placées, la Basse Normandie, la Bourgogne, la Picardie et Rhône-Alpes.

Au contraire, le risque de fermeture est sensiblement plus élevé dans les régions du sud de la France, ainsi qu'en Île-de-France. Le risque le plus élevé s'observe en Languedoc-Roussillon et en Midi-Pyrénées. On retrouve en Île-de-France, un effet répulsif que l'on suspectait, du fait de la congestion urbaine. Mais le caractère nettement plus « répulsif » des régions du midi est un résultat inattendu.

2.2 Modèle des créations d'établissement

Tableau 5 : Modèle des créations, test de tous les effets

Composantes du modèle	Degrés de liberté	Statistique de Wald
coordonnées à l'origine	1	259,18
Région	20	278,6
Groupe	3	115,66
Branche	19	251,42
Densité industrielle	5	211,57

Tous les effets sont significatifs. Comparé au modèle de fermetures, l'effet de taille est moins sensible. Cela signifie que le nombre d'implantations est associé au nombre de grands établissements déjà établis dans la zone, mais que d'autres facteurs jouent au moins autant. Les effets de structure sont très sensibles, en particulier l'effet des branches d'activité, tandis que l'effet des types de groupe est moindre. On démontre l'existence d'un effet régional « toutes choses étant égales par ailleurs ». Cet effet est important, ce qui doit retenir toute notre attention.

Le nombre d'implantations prévu par zone d'emploi est très proche de la réalité des observations. Le coefficient de détermination multivarié R^2 est de 80,1 %.

La situation de référence est la même que dans le modèle de localisation des cessations. L'espérance associée (coefficient $-1,63$) est de 0,2 créations, soit 1 pour 5 zones d'emploi comparables. Elle est très légèrement inférieure à l'espérance des cessations, ce qui peut s'interpréter comme un indicateur de la stabilité globale de l'appareil productif, avec une érosion très lente du nombre de grands établissements.

Tableau 6 : Effet proprement régional sur les créations

Caractère	Modalités	Coeff. \exists	Aucune création	1 création	2 créations	Test de Wald de nullité du coefficient, probabilité associée
Déviation	Situation de référence	-1.63	82.17 %	16.14 %	1.58 %	0.00 %
Région	Île-de-France	0.77	-16.84 %	11.68 %	4.34 %	0.00 %
Région	Champagne-Ardenne	-0.37	5.12 %	-4.27 %	-0.78 %	2.01 %
Région	Picardie	-0.29	4.19 %	-3.47 %	-0.66 %	2.21 %
Région	Haute-Normandie	-0.75	8.94 %	-7.66 %	-1.19 %	0.00 %
Région	Centre	-0.25	3.61 %	-2.98 %	-0.58 %	2.24 %
Région	Basse-Normandie	0.06	-1.07 %	0.85 %	0.19 %	62.76 %
Région	Bourgogne	-0.27	3.89 %	-3.22 %	-0.62 %	4.13 %
Région	Nord-Pas-de-Calais	-0.39	5.39 %	-4.50 %	-0.81 %	0.06 %
Région	Lorraine	-0.27	3.87 %	-3.20 %	-0.61 %	2.68 %
Région	Alsace	-0.17	2.50 %	-2.05 %	-0.41 %	17.57 %
Région	Franche-Comté	0.09	-1.53 %	1.22 %	0.28 %	49.14 %
Région	Pays-de-la-Loire	0.4	-7.51 %	5.68 %	1.60 %	0.00 %
Région	Bretagne	0.39	-7.26 %	5.50 %	1.54 %	0.01 %
Région	Poitou-Charente	-0.16	2.38 %	-1.95 %	-0.39 %	27.91 %
Région	Aquitaine	0.13	-2.28 %	1.80 %	0.43 %	24.46 %
Région	Midi-Pyrénées	0.3	-5.54 %	4.26 %	1.13 %	0.89 %
Région	Limousin	0.29	-5.30 %	4.09 %	1.08 %	13.14 %
Région	Rhône-Alpes	0.05	-0.87 %	0.69 %	0.16 %	49.03 %
Région	Auvergne	0.04	-0.62 %	0.49 %	0.11 %	79.82 %
Région	Languedoc-Roussillon	0.41	-7.83 %	5.91 %	1.68 %	0.87 %

Contrairement au modèle de fermeture, l'effet régional est très net sur les créations d'établissement. Cela se traduit par une dispersion moyenne plus élevée des coefficients régionaux. De nouveau, la région de référence se situe à proximité de la moyenne. La distribution des effets régionaux est également fortement autocorrélée. La carte montre à nouveau une France coupée en deux. Toutes choses étant égales par ailleurs, compte tenu des effets de taille et de structure que nous avons déjà présentés, les créations de grands établissements industriels sont beaucoup plus fréquentes dans les régions du sud et de l'ouest de la France que dans les régions de province du Nord-Est. Quatre régions sont particulièrement bien placées, le Languedoc-Roussillon, les Pays-de-la-Loire, la Bretagne et Midi-Pyrénées. Mais la palme du dynamisme régional revient à l'Île-de-France.

Au contraire, les créations d'établissement sont faibles dans le Bassin Parisien hors Île-de-France : Champagne-Ardenne, Picardie, Haute-Normandie, Centre, Bourgogne. La même situation défavorable s'observe en Nord-Pas-de-Calais et en Lorraine.

Conclusion

Il existe un « effet régional » statistiquement significatif sur la démographie des grands établissements qui ne s'explique pas par la différence de taille des zones d'emploi, par l'inégale distribution spatiale des branches industrielles ni par l'effet de l'appartenance ou non des entreprises à des groupes. Ces disparités régionales sont plus sensibles pour les créations que pour les cessations d'établissement.

La comparaison des coefficients régionaux dans les deux modèles de démographie des grands établissements industriels reflète la dynamique spatiale de l'industrie française. Les régions du Grand Ouest ont été particulièrement avantagées dans la période 1990 - 1995. La Bretagne, les Pays de la Loire et la Basse-Normandie se distinguent par un faible nombre de fermetures et un nombre important de créations. Après le Grand Ouest, les régions les mieux placées sont au Sud-Est, en particulier Rhône-Alpes. La région Île-de-France se caractérise par la rotation importante de ses grands établissements industriels, ce qui témoigne d'un certain dynamisme métropolitain, accompagné par une certaine vulnérabilité de l'appareil productif existant. La situation des régions du Nord-Est et du Bassin parisien est juste l'inverse de celle de la région capitale. Si l'on y enregistre peu de fermetures, les créations y manquent cruellement. Enfin, les régions du Sud-Ouest, les plus « attractives » en créations, souffrent d'un risque important de fermeture.

Toutefois, ces modèles de comptage sont plus descriptifs que réellement explicatifs. Pour aller plus loin, il faut changer d'échelle, en prenant en considération directement les établissements. L'effet géographique introduit dans le modèle serait alors la zone d'emploi, et non plus la région. On peut affiner « l'effet taille » des zones d'emploi et introduire l'effet taille des établissements. Reste à déterminer si l'information disponible dans BRIDGE est suffisante pour un tel approfondissement, et s'il est toujours possible d'analyser symétriquement les créations et les cessations de grands établissements industriels.

BIBLIOGRAPHIE

- BOCCARA F. (1997), *Groupes français, étrangers, entreprises indépendantes : les contrastes se renforcent*, INSEE Synthèses n°12-13, pp. 143-153 novembre
- CAMERON A., TRIVEDI P. (1986), *Econometric models based on count data : Comparisons and Applications of some Estimators and Test*, Journal of Applied Econometrics n°1 pp. 29 - 54
- DAMETTE F., SCHEIBLING J. (1995), *La France, permanences et mutations*, Paris, Hachette 255 p.
- FLOWERDEW R., AMRHEIM C. (1989), *Poisson regression models on Canadian Census division flows*, Papers of the Regional Science Association, vol. 67, pp. 89-102
- JAYET H. (1993), *Analyse spatiale quantitative : une introduction*, Paris, Economica 202p.
- HECQUET V., LAINE F. (1997), *Inscription territoriale des groupes et identité des systèmes productifs locaux*. INSEE Document de travail n° E9705/H9701 51 p.
- HECQUET V., LAINE F. (1999 6/7), *Structures industrielles locales et formes d'organisation économique*. INSEE Economie et Statistiques n°326-327 pp. 205-223.
- INSEE (1998), *Atlas des zones d'emploi*. Cédérom
- SAINT-JULIEN T. (1998), *“Les spécialisations régionales”*.in *Atlas de France vol.9*, Paris, La Documentation Française pp.56-57
- THOMAS A. (2000), *Économétrie des variables qualitatives*, Paris, Dunod 179 p.