

Territoire industrialisé et croissance de l'emploi :  
Une approche en panel dynamique appliquée à la région Haute-Normandie

**Mohamed AMARA<sup>1</sup> & Dimitri LAROUTIS<sup>2</sup>**

<sup>1</sup>UAQUAP, 41 rue de la liberté, Bardo 2000 Tunis  
UMR 8504 Géographie-cités 13 rue de Four Paris France

<sup>2</sup>Laboratoire d'économie rurale (LECOR) et CARE EA-2260  
ESITPA, rue Grande BP607 27106 Val de Reuil Cedex  
Tél : 02 35 07 78 11 / Fax : 02 35 07 48 97  
[dlaroutis@esitpa.org](mailto:dlaroutis@esitpa.org)

Résumé :

Notre étude analyse l'impact de la structure industrielle locale (taille de la région, spécialisation, diversité, taille de la firme) sur la croissance de l'emploi de la Haute-Normandie (constituée de 13 zones d'emplois) pour les 15 secteurs de l'industrie manufacturière et pour la période 1993-2001. L'estimateur adopté est le LSDV corrigé (Bruno, 2005). Les estimateurs LSDV et LSDVC sont comparés à travers le RMSE. LSDVC a été préféré à l'estimateur LSDV en raison des meilleurs résultats économétriques. La diversité, la densité et la taille des établissements ont un effet positif sur la croissance de l'emploi alors que la spécialisation a peu d'effet. Enfin, nos résultats soulignent l'influence significativement négative de la taille de la région pour certains secteurs.

Abstract :

For 15 manufacturing sectors, this paper studies the impact of local structure (total regional size, specialisation, diversity and firm size) on the employment growth of 13 *Haute-Normandie* "Employment Areas" over the period 1993 to 2001. The estimator adopted is the least squares dummy variable estimator corrected for the finite-sample bias (LSDVC) using the approximations derived in Bruno (2005a, b). LSDV and LSDVC estimators are compared according to the root mean square error (RMSE). Holding this criterion, the LSDVC estimator is more preferred to the original LSDV estimator and gives a better approximation of the employment growth. Diversity, density, and plant size have a positive effect on the employment growth. Specialisation has a less significant effect. Our result shows also that the impact of total regional size, for some sectors, is significantly negative.

*Classification JEL : R11, R12, L60*

*Mots clés : croissance de l'emploi local, estimation en panel dynamique, effets d'urbanisation et de localisation*  
*Keywords : local employment growth, dynamic panel estimation, urbanisation and localisation effects*

## Introduction

Les travaux concernant l'impact de la structure industrielle locale sur la croissance de l'emploi se sont principalement développés au début des années 90 à partir des recherches effectuées par Glaeser *et al.* (1992) et Henderson *et al.* (1995) et plus récemment en France par Combes (2000, 2004). Cette littérature s'intéresse essentiellement à des pays comme les États-Unis, la France, l'Allemagne et fournit des résultats pertinents dans la mise en place de politiques économiques nationales à travers l'analyse des différentes formes d'externalités telles les externalités de type Marshall-Arrow-Romer (MAR) et les externalités de type Jacobs. Les premières soulignent les bienfaits de la spécialisation sur la croissance *via* l'innovation (*cf.* économies de localisation). Pour les secondes, la diversité du tissu industriel local favorise la croissance des établissements (*cf.* économie d'urbanisation). Un débat s'est d'ailleurs engagé concernant l'impact réel sur le territoire de la spécialisation ou de la diversité avec des résultats parfois divergents. Un grand nombre de ces papiers n'a cependant pas pris en considération l'effet du temps. Est-ce que la seule structure industrielle du territoire peut expliquer la croissance de l'emploi ou y-a-t-il également des éléments historiques qui l'influencent ?

Comme l'ont déjà mis en avant Combes (2000, 2004) ou encore Blien *et al.* (2006), la compréhension de l'impact de la structure économique locale est à l'heure actuelle l'un des problèmes fondamentaux pour les acteurs politiques qui tentent de définir des programmes de développement régional spécifique. L'une des questions récurrentes concerne donc le type de politique à mettre en place par les autorités locales afin de rendre leur territoire attractif et de faire croître l'emploi local. Les décisions économiques telles que l'application de politiques de développement régional ou encore le choix d'investissements exigent fréquemment l'utilisation de modèles incluant des variables dépendantes retardées et des effets fixes afin de tenir compte de l'hétérogénéité non observée. Cette obligation explique l'utilisation exponentielle des données de panel dynamique dans les travaux récents sur la croissance d'emploi.

L'estimation des modèles en panel dynamique nécessite des méthodes d'estimation assez complexes en raison de la présence d'une corrélation entre les effets fixes et la variable dépendante retardée (Nickell (1981), Baltagi (2005)). Pour surmonter ce problème de corrélation, les techniques économétriques proposées dans la littérature mettent généralement en œuvre les variables instrumentales (IV) et la méthode des moments généralisées (GMM). Ces méthodes ont été confirmées avec des études de Monte Carlo (Arellano et Bond 1991). Notons cependant que les travaux sur la croissance de l'emploi portent généralement sur des échantillons de petites tailles (nombre des unités géographiques faible) et les méthodes traditionnelles d'estimation (GMM, IV) ne donnent pas d'estimateurs fiables (Kiviet, 1995). L'originalité de notre travail consiste donc à utiliser, pour un échantillon de petite taille, la procédure d'estimation développée récemment par Bruno (2005a, b) pour déterminer les principaux facteurs de croissance de l'emploi dans l'une des régions les plus industrialisées de France : la Haute-Normandie. Bruno (2005a, b) a en effet montré qu'un estimateur least square dummy variable (LSDV) corrigé (LSDVC) est plus efficace que l'estimateur GMM lorsque l'échantillon est restreint (Everaerta et Pozzi, 2007).

Ainsi, notre étude s'intéresse aux 13 zones d'emplois constituant le territoire haut-normand. Cet espace représente 12 300 km<sup>2</sup> avec une taille moyenne des zones d'emplois d'environ 950 km<sup>2</sup>. Les données utilisées proviennent du Service des Études et Statistiques Industrielles (Sessi). Pour les 13 zones d'emplois, nous disposons d'informations pour les années allant de

1993 à 2001 portant sur 15 secteurs de l'industrie manufacturière (nomenclature INSEE NES 36) : l'agro-alimentaire, l'habillement, l'édition, la construction navale, les équipements mécaniques, les équipements électriques, les produits minéraux, le textile, le bois et le papier, la chimie, la métallurgie et les composants électriques. Pour chaque zone d'emplois, chaque année et chaque secteur industriel, nous connaissons le niveau d'emploi dans l'industrie manufacturière et la part des petites, moyennes et grandes entreprises.

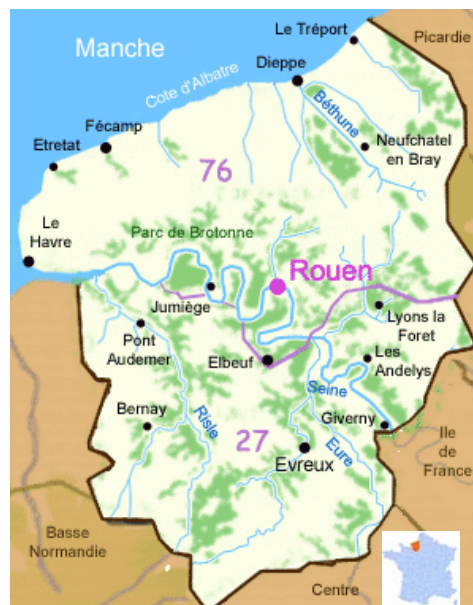
Dans la première section, nous présentons de façon synthétique les caractéristiques du territoire étudié en soulignant l'importance des industries manufacturières toujours au cœur de l'activité économique régionale. La deuxième section nous permettra d'exposer le modèle économétrique et la méthodologie adoptée. La section 3 présente les variables explicatives du modèle. Les résultats des régressions sectorielles sont analysés dans la section 4.

## 1. La région Haute-Normandie

### Présentation

La Haute-Normandie se situe au Nord-Ouest de la France (figure 1), s'étend sur plus de 12 km<sup>2</sup> (2,3% du territoire métropolitain) et comprend une population active de plus de 600 000 personnes (2,9% des actifs nationaux). Les emplois dans l'industrie représentent à eux seuls près de 24% de l'emploi régional (contre une moyenne de 18.4% sur le plan national) soulignant ainsi l'importance économique du secteur secondaire pour la région (tableau 1).

Figure 1: La région Haute-Normandie



**Tableau 1: Caractéristiques territoriales**

	Haute-Normandie	France
Superficie (km2)	12 300	543 800
Population totale (2001)	1 792 200	59 038 500
Emplois salariés	645 200	22 091 000
Part de l'emploi dans l'industrie	23,8%	18,4%
PIB de l'industrie dans le PIB régional (2001)	31,5%	20,3%
PIB par habitant en euros (2001)	22 322	24407
PIB par emploi en 2001	62 006	65227

Source : Sessi

La région Haute-Normandie, créée en 1956, comprend deux départements : la Seine-Maritime et l'Eure. Les principaux traits caractéristiques de ces deux départements sont regroupés dans le tableau 2 et montrent notamment le poids de la Seine-Maritime au sein de cette région à travers une population largement supérieure à l'Eure (1,2 million contre 540000). Ce déséquilibre s'explique en partie par la présence de deux grandes agglomérations en Seine-Maritime (l'agglomération de Rouen avec plus de 410 000 habitants et l'agglomération du Havre avec 240 000 habitants) et par l'implantation en bord de Seine<sup>1</sup> des industries qui cherchent à bénéficier d'un certain nombre d'avantages naturels tels que l'accès direct à de grandes quantités d'eau (Beaumais et Laroutis, 2007).

**Tableau 2 : Les départements de la Haute-Normandie**

Départements	Haute-Normandie (2006)	
	Seine-Maritime	Eure
Nombre de communes	745	675
Superficie en km2	6278	6040
Population	1239138	541054
Densité de population	197	90
Taux de chômage	9,7%	8,7%

Source : [www.insee.fr](http://www.insee.fr)

La structure économique et notamment industrielle actuelle de la Haute-Normandie trouve ses origines au début des années 1950. La Haute-Normandie, proche de Paris et bénéficiant ainsi des grandes vagues d'industrialisation<sup>2</sup>, s'est révélée être une terre d'accueil privilégiée pour les industries. La construction navale a pris un essor tout particulier avec la construction de navires à coque de fer. L'industrie pétrochimique s'est développée à son tour à partir de 1928, après la loi pétrolière, qui a favorisé l'implantation de trois raffineries sur le territoire estuarien. La vague de décentralisation, initiée dans le début des années 1950, a apporté les activités orientées vers les biens de consommation durables tels que l'automobile, celles orientées vers la chimie (dans les années 1960) puis vers la haute technologie (dans les années 1970) avec l'électronique, l'aéronautique... En outre, les ports estuariens constituent l'un des tout premiers complexes portuaires français<sup>3</sup> impliquant non seulement des facilités d'importations d'énergie et de matières premières mais aussi des conditions propices à l'exportation grâce à la multiplicité des lignes régulières de navigation.

<sup>1</sup> L'estuaire de la Seine se situe à 90% en Seine-Maritime.

<sup>2</sup> La proximité de Paris a eu un impact significatif sur l'industrialisation du territoire lors de la déconcentration industrielle des années 1950 où l'État cherchait à réduire le poids industriel de la capitale française. L'implantation de Renault à Sandouville par exemple (qui représente aujourd'hui 6000 emplois directs) est l'une des conséquences de cette volonté de déconcentration.

<sup>3</sup> Le complexe portuaire haut-normand regroupe deux ports (Le Havre et Rouen) représentant un trafic annuel de plus de 90 millions de tonnes de marchandises.

Les années 1970 sont synonymes d'un retournement de conjoncture brutal<sup>4</sup>. Les régions, caractérisées par un passé industriel omniprésent, sont encore actuellement en perte de vitesse ou confrontées aux restructurations face au phénomène de désindustrialisation. La Haute-Normandie<sup>5</sup>, qui fait partie des espaces les plus industrialisés de France, a subi de « plein fouet » la désindustrialisation. Sur la période 1993-2001, elle constitue même le territoire qui a connu les plus lourdes pertes d'effectifs industriels avec une baisse de l'ordre de 7.5% sur la période contre une baisse de 5.2% pour l'Île-de-France, 5.1% pour la Picardie, 4.5% pour le Nord-Pas-de-Calais, 2.8% pour la Franche-Comté, 1.9% pour la Basse Normandie, 1.8% pour la Lorraine et 1.3% pour le Centre (Sessi, 2003). L'industrie, essentiellement manufacturière, reste cependant l'un des piliers économiques de la Haute-Normandie avec plus de 100 000 emplois directs.

Le secteur industriel, autrefois source majeure du développement économique, demeure aujourd'hui un gros pourvoyeur d'emplois et un acteur du développement économique régional *via* les relations qu'il peut entretenir avec les activités primaire et tertiaire du territoire. Le paysage industriel haut-normand est aujourd'hui encore fortement marqué par son histoire et par les politiques de développement menées après la deuxième guerre mondiale.

#### L'industrie en Haute-Normandie

Quatre secteurs possèdent un poids considérable en matière d'emplois. Ils regroupent respectivement plus de 10% des salariés de l'industrie manufacturière haut-normande : la chimie (16,8%), l'automobile (12,3%), les équipements mécaniques (11,0%) et la métallurgie (10,9%). L'ensemble de ces secteurs génère 60000 emplois directs soit 50,8% des emplois régionaux de l'industrie manufacturière. Notons que, parmi eux, l'automobile et la chimie paraissent surreprésentées par rapport au niveau national ( $QL^6 > 1$ ) et caractérisent ainsi les spécificités industrielles du territoire haut-normand (tableau 3). Trois autres secteurs sont également spécifiques à cet espace ; la pharmacie, les produits minéraux et le bois et papier employant 6000 à 8000 salariés.

<sup>4</sup> Alors que le taux de croissance annuel moyen en France sur la période 1950-1973 était de 5%, celui-ci est descendu à 2,3% entre 1973 et 1989. Parallèlement, le taux de chômage d'environ 2,4% de 1950-1973 est monté à 4,6% pour la période 1974-1979, à 8,4% pour 1980-1985 et à 9,4% pour 1986-1990.

<sup>5</sup> La Haute-Normandie fait partie des dix régions les plus industrialisées de France et constitue près de 4% des effectifs industriels métropolitains.

<sup>6</sup> L'un des outils de mesure de la spécialisation industrielle est le quotient de localisation de l'emploi qui constitue un indicateur simple mesurant la plus ou moins grande concentration d'une activité par le biais de l'emploi par rapport à un territoire donné (Holmes et Stevens, 2002 ; Lall et Chakravorty, 2005).

Nous appelons  $E_{i,r}$ , la population active dans la branche  $i$  et dans la région  $r$  ( $E_r = \sum_i E_{i,r}$ ),  $E_r$  étant la population active de la région  $r$ .

$E_i$  est l'ensemble de la population active nationale dans la branche  $i$ . Le quotient de localisation est  $QL = \frac{(E_{i,r}/E_r)}{(E_i/E)}$ . Si  $QL=1$ , il existe une répartition identique de l'activité dans la région et dans la nation.

Si  $QL > 1$ , le poids relatif dans la région est supérieur à celui de la nation ce qui correspond à la concentration de l'activité  $i$  dans la région. Si  $QL < 1$ , l'industrie est faiblement présente dans la région  $r$  par rapport à la nation.

**Tableau 3: Part de l'emploi industriel manufacturier et spécialisation territoriale (%)**

Secteurs	Région	France	QL
Agro-alimentaire	7,1	12,2	0,58
Habillement	1,7	3,3	0,52
Édition, imprimerie	3,1	4,6	0,67
Pharmacie, parfumerie, entretien	6,3	3,9	1,62
Équipement du foyer	2,9	5,2	0,56
Automobile	12,3	8,2	1,50
Construction navale, aéronautique	3,3	3,8	0,87
Équipements mécaniques	11,0	11,1	0,99
Équipements électriques	5,3	6,6	0,80
Produits minéraux	5,5	4,4	1,25
Textile	1,6	3,2	0,50
Bois et papier	4,9	4,7	1,04
Chimie, caoutchouc	16,8	10,7	1,57
Métallurgie	10,9	11,9	0,92
Composants électriques	7,2	6,3	1,14

Source : Sessi

Rappelons la forte présence de grandes entreprises internationales avec notamment dans l'automobile Renault<sup>7</sup>, et dans la verrerie Saint-Gobain. Renault attire un nombre important de PME sous-traitantes et d'équipementier qui s'agglomère autour de ces unités de production. De plus, un pôle logistique s'est développé au Havre et représente le premier site français pour les entrées et les sorties de véhicules.

La chimie/caoutchouc est également bien implantée grâce à l'existence de trois raffineries de pétrole<sup>8</sup> qui constituent l'un des fournisseurs privilégiés de matières premières pour la chimie de base ; nous trouvons ainsi des entreprises de taille mondiale telles qu'Aventis, Glaxo, Atofina, Chevron, Procter et Gamble... De même d'importants établissements figurent dans la métallurgie avec par exemple Oxford automotive (560 salariés). S'il apparaît que les grands établissements jouent un rôle indéniable, le tissu industriel se compose également de très nombreuses PME.

Le poids de l'industrie manufacturière dans l'économie régionale s'avère donc incontestable conduisant ce territoire à être fortement dépendant de ces activités et donc à le fragiliser. Près de 10 000 emplois ont disparu dans l'industrie manufacturière sur la période 1993-2001 soit plus de 7,5% des effectifs (tableaux 4, 5 et 6). Les secteurs les plus touchés par cette baisse sont l'habillement (-53,9%), l'équipement du foyer (-28,4%), la construction navale (-25,5%), le textile (-25,2%), et les composants électroniques (-23,6%). Le textile doit affronter des crises successives inhérentes à l'entrée massive d'articles en provenance des pays à faibles coûts. La filature se trouve particulièrement concernée par les fibres synthétiques, moins chères et plus performantes qui remplacent les fibres naturelles. La construction navale, quant à elle, a subi la disparition des Ateliers et Chantiers navals du Havre (ACH) provoquant le licenciement de 700 salariés sans compter ceux des entreprises sous-traitantes. Le tableau 4 montre cependant que cet espace reste attractif pour les établissements industriels puisque sur la période considérée le nombre d'unités industrielles a augmenté de plus de 5% (+69) avec malgré tout de fortes disparités : l'habillement a perdu plus de 58% de ses établissements alors que l'édition ou les équipements électriques ont cru de 41%.

<sup>7</sup> Premier employeur industriel régional avec ses sites de Sandouville, Cléon, Grand-Couronne et Dieppe.

<sup>8</sup> Elles produisent à elles-seules 35% du pétrole raffiné de France.

**Tableau 4: Secteurs régionaux « industries manufacturières »**

Secteurs	Emplois			Etablissements		
	1993	2001	% (taux de croissance)	1993	2001	% (taux de croissance)
Agro-alimentaire	8624	8355	-3,12%	119	122	2,52%
Habillement	4384	2021	-53,90%	89	37	-58,43%
Édition, imprimerie	4160	3618	-13,03%	73	103	41,10%
Pharmacie, parfumerie, entretien	7874	7463	-5,22%	48	45	-6,25%
Équipement du foyer	4793	3431	-28,42%	55	39	-29,09%
Automobile	16619	14570	-12,33%	37	41	10,81%
Construction navale, aéronautique	5270	3929	-25,45%	24	15	-37,50%
Équipements mécaniques	12687	13009	2,54%	209	247	18,18%
Équipements électriques	5809	6204	6,80%	54	76	40,74%
Produits minéraux	6212	6522	4,99%	111	127	14,41%
Textile	2476	1853	-25,16%	45	33	-26,67%
Bois et papier	6021	5820	-3,34%	70	68	-2,86%
Chimie, caoutchouc	20718	19880	-4,04%	147	168	14,29%
Métallurgie	10888	12868	18,19%	161	208	29,19%
Composants électriques	11168	8534	-23,59%	68	50	-26,47%
<b>Total</b>	<b>127703</b>	<b>118077</b>	<b>-7,54%</b>	<b>1310</b>	<b>1379</b>	<b>5,27%</b>

Source : Sessi Régions

Ces constats nous permettent de prendre conscience de l'importance de l'industrie pour le territoire haut-normand, activité qui constitue toujours l'un des piliers de l'économie eu égard aux dizaines de milliers d'emplois directs générés. Les acteurs locaux doivent néanmoins (i) faire face à la baisse tendancielle de l'emploi industriel qui touche particulièrement les territoires de tradition industrielle et (ii) mettre en œuvre des stratégies adaptées de développement malgré une attractivité constante. Dans la section suivante, nous présentons l'approche en panel dynamique que nous avons adoptée afin d'éclairer les déterminants de la croissance de l'emploi industriel en Haute-Normandie.

## 2. Modèle et méthodologie adoptés

### Le modèle

Le modèle développé est de la forme suivante :

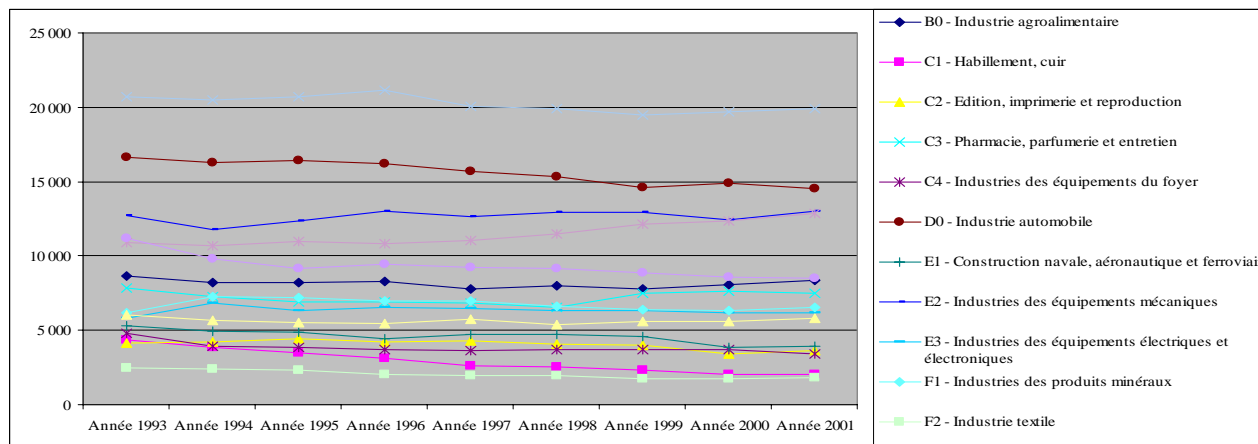
$$emp_{z,s,t} = \alpha + \gamma emp_{z,s,t-1} + x'_{z,s,t} \beta + \eta_{z,s} + d_t + \varepsilon_{z,s,t} ; \quad (1)$$

$$|\gamma| < 1; \quad i = 1, \dots, N \quad \text{et} \quad t = 1, \dots, T$$

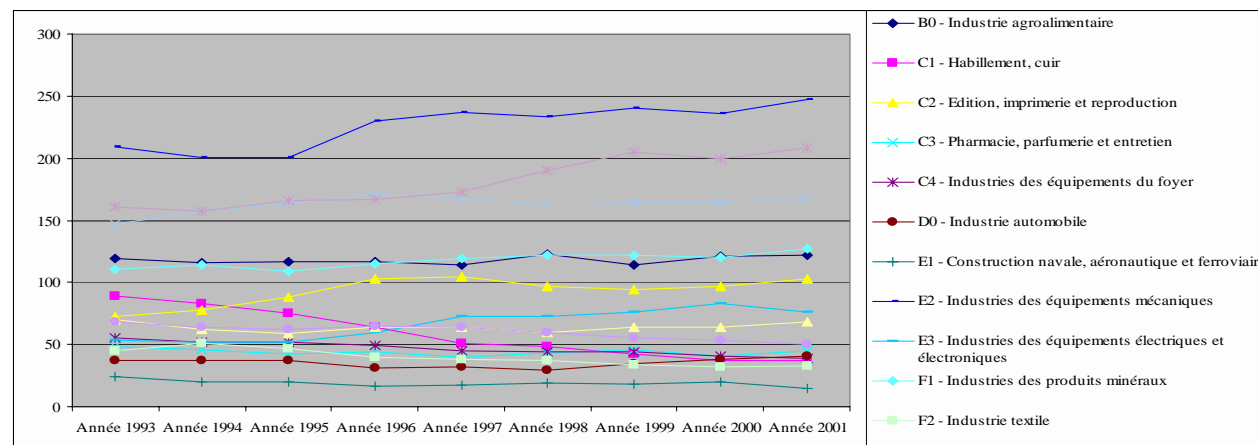
Où  $emp_{z,s,t}$  représente le logarithme de l'emploi pour le secteur  $s$  de la zone  $i$  à la date  $t$ ,  $x'_{z,s,t}$  un vecteur des variables strictement exogènes,  $\eta_{z,s}$  est un effet spécifique du secteur  $s$  pour la zone  $i$ ,  $d_t$  un effet fixe pour l'année  $t$  et  $\varepsilon_{z,s,t}$  désigne le résidu. Le modèle (1) peut s'écrire sous la forme matricielle suivante :

$$y = D\eta + W\delta + \varepsilon \quad (2)$$

**Tableau 5 : Evolution de l'emploi industriel sectoriel haut-normand entre 1993 et 2001**



**Tableau 6 : Evolution du nombre d'établissements industriels par secteur entre 1993 et 2001**





Où  $y$  est le vecteur  $(NT \times 1)$  qui représente la variable endogène  $emp_{z,s,t}$ , la matrice  $W = (y_{-1} : X)$  d'ordre  $(NT \times k)$  contient un retard de la variable dépendante et les  $k-1$  variables explicatives. L'inclusion de la variable retardée parmi les variables exogènes signifie que l'histoire entière du terme de droite de l'équation intervient dans l'explication de la variable dépendante.  $D = I_N \otimes I_T$  est la matrice  $(NT \times N)$  des variables muettes ( $I_T$  est le vecteur  $(T \times 1)$  des valeurs unitaires);  $\eta$  est le vecteur  $(N \times 1)$  des effets individuels;  $\varepsilon$  est le vecteur  $(NT \times 1)$  des résidus et  $\delta = (\gamma : \beta')$  est le vecteur  $(k \times 1)$  des coefficients à estimer.

### L'estimateur Within ou LSDV

L'estimation des paramètres du modèle (1) à effet individuel fixe peut se faire par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO)<sup>9</sup>. Cet estimateur est appelé estimateur Within ou estimateur à effets fixes ou encore estimateur LSDV (Least Square Dummy Variable). Le terme Within s'explique par le fait que cet estimateur tient compte de la variance intra zone de la variable endogène. La troisième appellation LSDV tient au fait que cet estimateur conduit à introduire des variables dummies représentées par la matrice  $D$  dans la spécification (2).

L'estimateur LSDV du vecteur  $\delta$  est donné par la relation suivante :

$$\hat{\delta}_{LSDV} = (W'AW)^{-1}W'Ay \quad (3)$$

Où  $A = I_N \otimes (I_T - \frac{1}{T}I_T I_T')$  est une matrice  $(NT \times NT)$  qui nous permet de centrer les variables par rapport à leurs moyennes par zone et d'éliminer l'effet fixe.

L'estimateur LSDV des paramètres du modèle (1) est biaisé et non convergent en raison de la présence de la variable dépendante retardée à la droite de l'équation qui est corrélée avec le terme d'erreur (Anderson et Hsio, 1982). Néanmoins, cet estimateur peut fournir des estimations efficaces pour  $T \rightarrow +\infty$ . Pour contourner ce problème, la littérature fournit une série de techniques dont les plus utilisées sont notamment la méthode d'Anderson et Hsiao (1982) (AH), la méthode d'Arellano et Bond (1991) (AB) et la méthode de Blundel et Bond (1998) (BB). Ces méthodes d'estimations sont basées sur la méthode des Moments Généralisés en panel dynamique qui permet de contrôler les effets individuels et temporels et de pallier le problème d'endogénéité des variables. Nous avons estimé dans notre étude ces trois méthodes.

### Méthodologie et traitement des biais

#### L'estimateur GMM

Les deux variantes d'estimateur des GMM en panel dynamique les plus utilisées sont l'estimateur GMM en première différence d'Arellano et Bond (1991) et l'estimateur GMM en système de Blundel et Bond (1998). L'estimateur d'Anderson et Hsiao (1982) quant à lui n'exploite pas l'ensemble des conditions sur les moments et ne prend pas en compte la structure du terme d'erreur. Pour éliminer l'hétérogénéité individuelle, représentée par le

<sup>9</sup> Cf. Bun et Kiviet (2006) pour l'estimation d'un modèle dynamique sur donnée de panel à effet individuel aléatoire.

terme  $\eta_{z,s}$  dans l'équation (1), Anderson et Hsiao (1982) ont proposé, dans un premier temps, d'écrire le modèle en différence première.

$$emp_{z,s,t} - emp_{z,s,t-1} = \gamma(emp_{z,s,t-1} - emp_{z,s,t-2}) + \beta(x_{z,s,t} - x_{z,s,t-1}) + (\varepsilon_{z,s,t} - \varepsilon_{z,s,t-1})$$

Cependant, une corrélation persiste entre la variable endogène en différence première ( $emp_{z,s,t-1} - emp_{z,s,t-2}$ ) et le terme d'erreur ( $\varepsilon_{z,s,t} - \varepsilon_{z,s,t-1}$ ). Pour surmonter ce problème, les auteurs ont proposé, dans un deuxième temps, d'utiliser la méthode des variables instrumentales. Ils ont choisi comme instrument la variable endogène retardée d'ordre deux  $emp_{z,s,t-2}$  ou sa différence première ( $emp_{z,s,t-2} - emp_{z,s,t-3}$ ). Ces instruments ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur ( $\varepsilon_{z,s,t} - \varepsilon_{z,s,t-1}$ ).

Cet estimateur est convergent mais n'est pas efficace. En effet, il n'exploite pas toutes les conditions sur les moments et ne prend pas en compte la structure du terme d'erreur. Pour résoudre ce problème, deux estimateurs GMM en panel dynamique ont été proposés : l'estimateur GMM en première différence d'Arellano et Bond (1991) et l'estimateur GMM en système de Blundell et Bond (1998).

L'estimateur GMM en première différence d'Arellano et Bond (1991) consiste tout d'abord à prendre pour chaque période la première différence de l'équation à estimer pour éliminer les effets spécifiques des zones. Cependant, cette différenciation rend le terme d'erreur ( $\varepsilon_{z,s,t} - \varepsilon_{z,s,t-1}$ ) corrélé avec la variable retardée en différence ( $emp_{z,s,t-1} - emp_{z,s,t-2}$ ). Pour pallier ce problème, les variables explicatives de l'équation seront instrumentées par les valeurs retardées (en niveau) de ces mêmes variables. Le but est de réduire le biais de simultanéité introduit par la présence de la variable dépendante retardée en différence dans le membre de droite. Pour des séries temporelles suffisamment longues, les différences de retards ( $emp_{z,s,t-2} - emp_{z,s,t-3}$ ) ou les retards  $emp_{z,s,t-2}$  et  $emp_{z,s,t-3}$ , constituent un ou deux instruments pour ( $emp_{z,s,t-1} - emp_{z,s,t-2}$ )<sup>10</sup>. La validité de ces instruments est testée en utilisant le test de Sargan (Arellano et Bond, 1991). Étant donné que l'équation de référence a été passée en différences premières, les résidus ainsi obtenus sont censés être autocorrélés à l'ordre 1, mais pas à l'ordre 2. Les tests AR(1) et AR(2) d'Arellano et Bond (1991) sont utilisés pour vérifier ce point.

Blundell et Bond (1998) ont montré que cette procédure en première différence n'exploite pas toutes les informations dans l'échantillon. Ils ont proposé un estimateur GMM en système qui combine les équations en première différence avec les équations en niveau dans lesquelles les variables sont instrumentées par leurs premières différences. Blundell et Bond (1998) ont montré, à l'aide des simulations de Monte Carlo, que cet estimateur est plus efficace que celui en première différence.

L'estimateur GMM d'Arellano et Bond (1991) se présente comme suit :

$$\hat{\delta}_{GMM} = [(W^*Z)A_N(Z'W^*)]^{-1}(W^*Z)A_N(Z'y^*) \quad (4)$$

<sup>10</sup> Greene 5<sup>e</sup> édition page 296.

$$\text{Où } A_N = \left( \frac{1}{N} \sum_i Z_i' H_i Z_i \right)^{-1}$$

Et  $W^*$  et  $y^*$  sont deux transformations respectives de  $W$  et  $y$  (par exemple, les différences premières).  $Z_i$  est la matrice des variables instrumentales et  $H_i$  la matrice des effets spécifiques.

L'estimateur GMM de Blundell et Bond (1998) combine les équations en première différence avec les équations en niveau. Dans ce cas  $y_i^* = (\Delta y_{i3}, \dots, \Delta y_{iT}, y_{i3}, \dots, y_{iT})'$ ,

$$W_i^* = \begin{bmatrix} \Delta y_{i2} & \dots & \Delta y_{i,T-1} & y_{i2} & \dots & y_{i,T-1} \\ \Delta x_{i3} & \dots & \Delta x_{i,T} & x_{i2} & \dots & x_{i,T} \end{bmatrix},$$

Ces estimateurs (l'estimateur GMM en système et l'estimateur GMM en première différence) sont des estimateurs efficaces pour  $N \rightarrow +\infty$ .

Dans notre cas nous disposons de 13 zones d'emploi ( $N$ ) et 9 périodes ( $T$ ). L'utilisation d'un estimateur GMM en système ou un estimateur GMM en première différence n'est donc pas adaptée et donnera des estimations biaisées (Bun et Kiviet, 2003 ; Bruno, 2005).

Kiviet (1995, 1999) et Bun et Kiviet (2003) ont montré que l'estimation des paramètres d'un modèle dynamique sur données de panel est possible pour des échantillons de petite taille. Ces auteurs mettent également en évidence qu'un estimateur LSDV corrigé (LSDVC) est plus efficace que l'estimateur GMM lorsque  $N$  est faible. Bruno (2005b) prolonge la formulation de Bun et Kiviet (2003) pour le cas d'un panel dynamique non cylindrique.

### 2.3.2. Utilisation de l'estimateur LSDV corrigé (LSDVC)

Nickell (1981) examine le biais d'un estimateur LSDV pour  $N \rightarrow +\infty$ , cependant un biais additionnel donné par  $\hat{B} = E(\hat{\delta}_{LSDV} - \delta)$  joue un rôle important dans le cas où  $N$  et  $T$  sont finies (Bun et Kiviet 2003, 2006). Bun et Kiviet (2003) ont défini les trois types de biais suivants:

$$\begin{aligned} B_1 &= c_1(T^{-1}), \\ B_2 &= B_1 + c_2(N^{-1}T^{-1}) \\ B_3 &= B_2 + c_3(N^{-1}T^{-2}) \end{aligned} \tag{5}$$

Où les valeurs de  $c_i$ ,  $i = \{1,2,3\}$  dépendent des paramètres inconnus de l'équation (2) ( $\delta$ ) et de la variance du terme d'erreur<sup>11</sup>.

L'estimateur LSDVC est obtenu en soustrayant la valeur estimée de  $B_i$  ( $\hat{B}_i$ ) de l'estimateur Within (LSDV). Pour l'estimation de  $B_i$ , Bruno (2005b) utilise comme valeurs initiales les

<sup>11</sup> Cf. Bun et Kiviet (2003) et Bruno (2005) pour plus de détails sur les valeurs de  $c_i$ .

valeurs estimées de  $\hat{\delta}$  issues de l'une des méthodes d'estimation AH, AB ou BB. L'estimateur LSDVC est comme suit :

$$LSDVC_i = LSDV - \hat{B}_i, \quad i = 1, 2 \text{ et } 3.$$

Et  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  l'estimateur de  $\sigma_\varepsilon^2$  est donnée par :

$$\hat{\sigma}_h^2 = \frac{\hat{e}'_h A \hat{e}_h}{(N - k - T)}$$

Où  $\hat{e}_h = y - W\hat{\delta}_h$ , et  $h = \text{AH, AB, et BB}$ .

### 3. Les variables explicatives du modèle

#### *Effets spécifiques sectoriels*

Afin de contrôler les effets sectoriels tels que les effets structurels, nous construisons une variable retranscrivant la taille totale du secteur  $s$  à travers tous les  $z=13$  zones d'emplois (ZE) à l'exception de l'emploi de la ZE considérée.

$$\text{sect}_{s,t} = \sum_{z'}^Z \text{emp}_{z',s,t} - \text{emp}_{z,s,t}$$

#### *Taille totale des zones d'emplois*

Les effets de la taille du marché et de l'agglomération qui ne sont pas liés à la structure même de l'industrie ont été évalués par la taille totale de la zone d'emplois  $z$  sans prendre en considération l'emploi de cette région afin d'éviter les problèmes d'endogénéité.

$$\text{size}_{z,t} = \text{emp}_{z,t} - \text{emp}_{z,s,t} = \sum_{s'=1}^S \text{emp}_{z,s',t} - \text{emp}_{z,s,t}$$

Où  $s=15$  retranscrit le nombre total d'industries locales.

#### *Diversité*

Comme l'ont effectué Blien *et al.* (2006) afin de mesurer l'impact de la diversité territoriale, nous utilisons l'indice de diversification de Krugman qui est défini de la manière suivante :

$$\text{div}_{z,s,t} = - \sum_{s'=1, s' \neq s}^S \left| \frac{\text{emp}_{z,s',t}}{\text{emp}_{z,t}} - \frac{\text{emp}_{s',t}}{\text{emp}_t} \right|$$

Cet index additionne les différences absolues d'emploi des zones d'emplois et de la Haute-Normandie tous secteurs confondus, sans le secteur étudié. Il prend la valeur zéro si la structure économique des zones d'emploi reflète exactement la structure régionale moyenne, alors qu'une valeur négative importante indique un niveau de diversification faible.

Cette variable nous permet d'identifier d'éventuelles externalités dites Jacobs. Jacobs (1969) considère effectivement qu'une diversité d'industries proches entraînerait davantage la croissance dans une plus grande proportion que la spécialisation. La diversité constituerait un facteur incitant les échanges d'idées, d'informations ce qui faciliterait l'adaptation rapide des savoirs. L'établissement localisé dans un espace donné peut bénéficier de la présence d'autres établissements de cet espace opérant dans différents secteurs. De plus, O'Donoghue (1999) souligne que généralement il est constaté que « *diversification causes growth because a greater range of employment opportunities would exist in a diverse economy leading to immigration, thus attracting workers with skills who could not find employment elsewhere* ».

### *Densité*

Nous introduisons également une variable exogène additionnelle *via* la densité d'emplois dans une région  $z$ . L'objectif consiste à contrôler l'intensité des forces d'agglomération voire des économies d'urbanisation.

$$den_{z,t} = \frac{emp_{z,t}}{area_z}$$

La densité de l'emploi nous permet d'évaluer la taille de l'économie locale (Ciccone et Hall, 1996). Dans la pratique, il serait logique d'obtenir un effet positif de cette variable sur la croissance locale. Une forte densité de la population implique généralement une demande locale plus forte et la disponibilité d'une large gamme de services publics locaux. Il est admis que cette taille influence également l'intensité des économies d'agglomération à travers non seulement la qualité des échanges d'informations réalisés sur le territoire (élevée quand le nombre d'établissements est important) mais aussi par les coûts de transport (Combes, 2000). La nouvelle économie géographique souligne que la croissance aurait tendance à être supérieure dans les cas où la production est déjà concentrée et où la demande provenant des travailleurs/consommateurs est déjà initialement concentrée.

### *Taille de la firme*

Glaeser *et al.* (1992) et Combes (2000) montrent que la taille des entreprises est souvent prise en considération afin d'étudier l'impact de la compétition locale sur la croissance. Cet indicateur correspond aussi à la taille moyenne des établissements d'un secteur donné pour une ZE ce qui nous conduit à pouvoir interpréter l'indicateur taille comme une mesure des économies d'échelles internes. Généralement les grandes unités de production ont des coûts moyens plus faibles.

$$fsize_{z,s,t} = (emp_{z,s,t} / firms_{z,s,t}) / (emp_{s,t} / firms_{s,t})$$

Cette variable confirmera éventuellement qu'une large part des petits établissements favorise la croissance locale de l'emploi. Ces établissements sont en effet obligés de mettre en place des coopérations avec d'autres firmes locale qui doivent stimuler la création d'externalités

locales afin d'atteindre une échelle de production optimale. Au contraire, les grandes unités de production intégrées verticalement se révèlent moins impliquées dans les réseaux locaux (Usai et Paci, 2001). Une influence négative de cette variable confirmerait l'influence des entreprises de petite taille dans les dynamiques d'externalités locales.

### *Spécialisation*

La thèse de la spécialisation se base sur le principe qu'un regroupement d'établissements d'un même secteur d'activité produit des externalités facilitant la croissance de l'ensemble des unités de production du secteur. Ces avantages, internes au secteur mais externes à l'établissement, se fondent principalement sur le partage d'informations, d'un marché du travail spécifique, de relations intra-sectorielles... mais aussi sur une concurrence plus vive entre les firmes du même secteur se référant ainsi aux externalités de type MAR. La forte représentation d'une activité ou d'un secteur sur un territoire donné doit favoriser les interactions entre les établissements et individus partageant des compétences similaires définissant ainsi les conditions favorables à la croissance (Batisse, 2002).

La variable *empl* représente la valeur retardée du log emploi, Combes *et al.* (2004) l'interprète comme un indicateur de la spécialisation d'une zone d'emploi. Si la valeur de ce coefficient est supérieure à 1, la spécialisation a un effet important sur la croissance de l'emploi. Une valeur supérieure à 1 signifie que l'emploi de l'année précédente pour un secteur *s* influence fortement la croissance de l'emploi de ce même secteur pour l'année considérée.

## 4. Résultats

Pour chaque secteur nous avons présenté les résultats économétriques des différentes méthodes d'estimation LSDVC<sup>12</sup> : *lsdv*(AH) est l'estimateur LSDV dont les valeurs initiales sont issues d'une estimation AH, *lsdv*(AB) pour une estimation AB et *lsdv*(BB) pour l'estimation de Blundell et Bond. Nous retenons le critère RMSE<sup>13</sup> (Root Mean of Square Error) pour comparer ces méthodes d'estimation. Les régressions retenues sont celles avec le RMSE le plus faible. Nous constatons par les résultats du RMSE que l'estimation *lsdv*(AB) doit être gardée pour six secteurs (agro-alimentaire, édition, équipement du foyer, construction navale, bois et papier, chimie) et que *lsdv*(AH) doit l'être pour les neuf secteurs restants (habillement, pharmacie, automobile, équipements mécaniques, équipements électriques, produits minéraux, textile, métallurgie et composants électriques). Le tableau 7 regroupe l'ensemble des régressions sectorielles retenues.

Le test de Sargan accepte l'hypothèse de validité des instruments à un seuil de 5% pour quatre secteurs parmi les six secteurs estimés par *lsdvc*(AB). Les résultats des deux tests (AR(1) et AR(2)) d'Arellano et Bond (1991) confirment l'existence d'une autocorrelation d'ordre 1 mais pas d'ordre 2.

---

<sup>12</sup> Nous avons utilisé, pour l'estimation du modèle, l'instruction *xtlsdvc* de Stata (*cf.* Bruno (2005b) pour plus de détails).

<sup>13</sup>  $RMSE = \left[ \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \varepsilon_i^2 \right]^{\frac{1}{2}}$

**Tableau 7 : Régressions sectorielles retenues (lsdvc(AH) et lsdvc(AB))**

Secteurs	Empl	Sect	Size	Div	den	Fsize	Obs
Agro-alimentaire (AB)	-0,049	-0,0013***	-0,0000	-0,235	0,0187	0,0787**	117
Habillement (AH)	0,368***	-0,0017**	-0,0004	0,265	0,147	0,591*	117
Édition, imprimerie (AB)	0,223**	-0,0024***	-0,0002	0,374	0,176*	0,212**	117
Pharmacie, parfumerie, entretien (AH)	-0,0386	-0,000361	-0,00011	-0,295	0,248	0,223	117
Équipement du foyer (AB)	0,034	-0,003***	-0,0002***	2,024***	-0,037	0,094	117
Automobile (AH)	0,477***	-0,0003	-0,00013	0,0063	0,042	-0,013	117
Construction navale, aéronautique (AB)	0,814***	0,0001	-0,0001	-0,967	-0,0163	0,154	117
Équipements mécaniques (AH)	0,712***	-0,0004	0,0000	0,859	0,073	0,783**	117
Équipements électriques (AH)	0,450***	-0,00225***	0,0003**	1,48	-0,13	0,104	117
Produits minéraux (AH)	0,152	-0,003***	-0,0005**	1,518	0,488**	2,29***	117
Textile (AH)	-0,119	-0,003*	-0,0003	1,066	0,042	0,722*	117
Bois et papier (AB)	0,445***	-0,002***	-0,0003**	1,005*	0,242**	0,564**	117
Chimie, caoutchouc (AB)	0,568***	-0,0002*	-0,0000	0,062	0,096**	0,371***	117
Métallurgie (AH)	0,310**	-0,00076	0,00015	-0,2562	-0,084	0,1797	117
Composants électriques (AH)	0,182	-0,0003	-0,0001	1,92	0,459	0,851	117

### *Empl*

La variable *Empl* est significative pour une part importante des secteurs de l'industrie manufacturière haut-normande. Neuf secteurs sont influencés significativement avec des élasticités plus ou moins fortes<sup>14</sup> : l'habillement (0,368), l'édition (0,223), l'automobile (0,477), la construction navale (0,814), les équipements mécaniques (0,712), les équipements électriques (0,450), le bois et le papier (0,445), la chimie et le caoutchouc (0,568) et enfin la métallurgie (0,310). Notons que les élasticités de *Empl* sont toutes positives mais inférieures à 1. Nous pouvons en déduire que la spécialisation initiale du territoire génère un impact significativement positif sur la croissance de l'emploi sectoriel mais que cette influence est très limitée. Ces résultats mettent ainsi en avant l'éventuelle présence d'externalités positives intra-sectorielles locales liées à la spécialisation c'est-à-dire la présence d'externalités de type MAR sur ce territoire (les coefficients de la variable spécialisation étant compris entre 0,223 et 0,814). La concentration géographique d'établissements d'un même secteur dans le cas de la Haute-Normandie semblerait encourager la croissance de l'emploi local dans des proportions toutefois mesurées ce qui rejoint les résultats de Combes *et al.* (2004). Une forte spécialisation impliquerait dans le cas précis de la Haute-Normandie plus de flexibilité et donc une plus forte adaptabilité des productions, des technologies et des infrastructures dans les secteurs en déclin contrairement à ce qui avait été soulevé par Glaeser *et al.* (1992) et Combes (2000). Les économies intra-sectorielles seraient ainsi existantes (mais faibles) ce qui traduirait la présence d'avantages liés aux savoirs spécifiques, à l'utilisation de machines hautement spécialisées.

### *Sect*

A l'exception de la construction navale, les élasticités de la variable *sect* sont négatives. La croissance de l'emploi des autres secteurs aurait ainsi un impact négatif sur la croissance de l'emploi du secteur considéré. Notons que ces élasticités sont assez faibles (comprises entre -0,00076 et 0,0001) traduisant ainsi le faible impact de cette variable sur la croissance de l'emploi industriel local.

<sup>14</sup> Les écarts types des estimateurs sont calculés à l'aide de la méthode de bootstrap (100 itérations).

### *Size*

Contrairement à Ciccione (2002) ou encore Blien *et al.* (2006), le coefficient *size* (compris entre 0,0003 et -0,0003) suggère l'absence d'effets d'agglomération ou de taille du marché. Cet effet est significativement négatif pour les équipements du foyer, les produits minéraux, le bois et le papier et significativement positif pour les équipements électriques. Compte tenu de la faiblesse des élasticités, nous pouvons considérer que la taille du marché n'agit que très peu sur la croissance ou alors négativement contrairement aux résultats obtenus par Ciccione (2002) et Blien *et al.* (2006).

### *Div*

La diversité du tissu industriel n'apparaît pas avoir de réel impact significatif sur la croissance de l'emploi industriel à l'exception de l'équipement du foyer pour lequel l'impact serait fortement positif (2,013) traduisant ainsi l'existence d'économies d'urbanisation pour ce secteur.

Pour Batisse (2002), un impact positif de la variable peut s'expliquer comme « le reflet des relations marchandes existantes entre les secteurs plutôt que le partage et l'exploitation de complémentarités technologiques entre secteurs » mais ces économies d'urbanisation se réfèrent généralement aux externalités survenant des retombées inter-industrielles (ex : économies de connaissance). Ces relations favorisent l'apparition de cercles vertueux dans la transmission d'idées innovantes, de facteurs et de services (Cainelli et Leoncini, 1999), les établissements tirant profit de la proximité des autres unités de production. L'industrie des équipements du foyer pourrait donc bénéficier de la présence d'autres secteurs présents sur le territoire haut-normand.

Dans le cas présent, l'idée selon laquelle une économie diversifiée favoriserait la croissance de l'emploi ne bénéficierait qu'au secteur de l'équipement du foyer ce qui conduirait à limiter fortement les possibles externalités de type Jacobs. Cette influence limitée des externalités de type Jacobs dans la région Haute-Normandie va à l'encontre des résultats de Combes (2000) qui montre globalement un impact négatif de la diversité en raison des inputs hautement spécialisés et coûteux en transport. En accord avec les travaux de de Lucio *et al.* (2002) sur les effets des externalités dans l'industrie espagnole, nous constatons donc une ambiguïté concernant la présence d'externalités de type Jacobs.

### *Den*

Compte tenu d'une circulation de l'information éventuellement plus rapide, une forte densité peut expliquer en partie une baisse d'emplois même si Combes met également en exergue les problèmes de congestion qui peuvent agir négativement sur la croissance des différentes zones d'emplois. Dans notre cas les résultats révèlent une influence significativement positive pour les secteurs des produits minéraux (0,488) et l'édition (0,208). Cette influence positive concernerait plus particulièrement, pour Combes (2000), les activités présentant d'importants coûts de transport. Un impact négatif, quant à lui, peut s'expliquer par des économies d'informations conduisant à une augmentation de la productivité et provoquant une baisse de l'emploi.



Dans le cas du territoire haut-normand, la taille des unités de production a essentiellement un impact positif sur la croissance de l'emploi. En effet, cette variable révèle une influence significative pour sept secteurs de l'industrie manufacturières (agro-alimentaire, habillement, équipements mécaniques, produits minéraux, textile bois et papier, chimie) avec des élasticités fortes (de 0,591 pour l'habillement à 2,29 pour les produits minéraux) à l'exception de l'agro-alimentaire (0,0771). Les établissements de petite taille voient donc globalement leurs effectifs croître moins rapidement que les autres ce qui peut paraître étonnant au regard des résultats mis en avant dans la littérature. Généralement les établissements de petite taille détiennent de meilleures capacités d'adaptabilité ou de flexibilité que les grandes unités de production. Les élasticités négatives peuvent aussi retranscrire un effet cycle de vie de l'entreprise : les nouveaux établissements, fréquemment de petite taille, sont plus enclins à voir leurs effectifs augmenter plus rapidement que les grandes unités de production ce qui fait référence aux différentes phases de croissance que connaît une entreprise (Combes, 2000). De même, les économies d'information seraient plus importantes pour les entreprises de petite taille qui exercent un fort impact sur l'attractivité du territoire (Rosenthal et Strange, 2001).

## **Conclusion**

Cet article s'inscrit dans la continuité des travaux initiés par Glaeser *et al.* (1992) et développés en France par Combes (2000, 2004) qui définissent l'influence de la structure économique sur l'emploi. Notre étude cherche, *via* l'application d'une approche économétrique développée par Bruno (2005a, b) pour un échantillon de petite taille, à dégager les principaux facteurs explicatifs de la croissance de l'emploi au sein d'un territoire fortement industrialisé. Plusieurs conclusions peuvent être tirées de notre article. Premièrement, la spécialisation exerce un impact significativement négatif sur la croissance de l'emploi ce qui reste en accord avec les principales recherches effectuées en Europe (Combes, 2000 ; Suedekum et Blien, 2005) et aux États-Unis (Glaeser *et al.*, 1992) et ce qui traduit une absence d'externalités de type MAR. Deuxièmement, la diversité du tissu industriel ne semble avoir que très peu d'impact sur l'emploi (absence d'externalités de type Jacobs) contredisant ainsi la théorie selon laquelle un tissu diversifié offrirait de multiples opportunités d'emplois pour les travailleurs locaux et inciterait à la création d'emplois (*cf.* O'Donoghue, 1999). Troisièmement, la taille des entreprises joue positivement sur la croissance de l'emploi. Les entreprises de plus de 500 salariés sont une source importante d'emplois futurs pour la Haute-Normandie. Enfin, l'importance du marché intérieur n'a aucune réelle influence sur l'emploi.

## Références

- Anderson (T.W.), Hsiao (C.), 1982, « Formulation and Estimation of dynamic Models using panel data », *Journal of Econometrics* 18, pp. 47-82.
- Arellano (M.), Bond (S.), 1991, « Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations », *The Review of Economic Studies* 58-2, pp. 277-297.
- Baltagi (B. H.), 2005, *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley and Sons, West Sussex.
- Batisse (C.), 2002, « Structure industrielle et croissance locale en république populaire de Chine », *Revue Région et Développement* 16, pp. 85-93.
- Beaumais (O.), Laroutis (D.), 2007, « In search of natural resource based economies: the Case of the Seine Estuary », *Hydrobiologia* 558, pp. 3-11.
- Blien (U.), Suedekum (J.), Wolf (K.), 2006, « Local employment growth in West Germany: A dynamic panel approach », *Labour Economics* 13, pp. 445-458.
- Blundell (R.), Bond (S.), 1998, « Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models », *Journal of Econometrics* 87, pp. 115-143.
- Bruno (G.S.F.), 2005a « Approximating the bias the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models », *Economics Letters* 87, pp. 361-366.
- Bruno (G.S.F.), 2005b, « Estimation and inference in dynamic unbalanced panel-data models with a small number of individuals », *The Stata Journal* 5, pp. 473-500.
- Bun (M. J. G.), Kiviet (J. F.), 2003, « On the diminishing returns of higher-order terms in asymptotic expansions of biais », *Economics Letters* 97, pp. 145-152.
- Bun (M. J. G.), Kiviet (J.), 2006, « The effects of dynamic feedbacks on ls and mm estimator accuracy in panel data models », *Journal of Econometrics*, forthcoming.
- Broder (A.), 1998, *Histoire économique de la France*, Ophrys, Paris.
- Cainelli (G.), Leoncini (R.), 1999, « Externalities and long-term local industrial development. Some empirical evidence from Italy. », *Revue d'économie industrielle* 90, pp. 25-39.
- Ciccone (A.), 2002, « Agglomeration effects in Europe », *European Economic Review* 46, pp. 213-227.
- Ciccone et Hall, 1996, « Productivity and the density of economic activity », *American Economic Review* 86, pp. 54-70.
- Combes (P.-P.), 2000, « Economic Structure and Local Growth: France, 1984-1993 », *Journal of Urban Economics* 47, pp. 329-355.

Combes (P.-P.), Magnac (T.), Robin (J.-M.), 2004, « The Dynamics of Local Employment in France », *Journal of Urban Economics* 56, pp. 217-243.

de Lucio (J.J.), Herce (J.A.), Goicolea (A.), 2002, « The effects of externalities on productivity growth in Spanish industry », *Regional Science & Urban Economics* 32, pp. 241-258.

Everaerta (G.), Pozzi (L.), 2007, « Bootstrap-based bias correction for dynamic panels », *Journal of Economic Dynamics & Control* 31, pp. 1160–1184.

Glaeser (E.), Kallal (H.), Scheinkman (J.), Shleifer (A.), 1992, « Growth in Cities », *Journal of Political Economy* 100, pp. 1126-1152.

Greene, W., 2005, *Econométrie*, 5<sup>e</sup> édition, Pearson education, France.

Henderson (V.), Kuncoro (A.), Turner (M.), 1995, « Industrial development in cities », *Journal of Political Economy* 103, pp.1067-1090.

Holmes (T.J.), Stevens (J.J.), 2002, « Geographic concentration and establishment scale », *The Reviews of Economics and Statistics* 84, pp. 682-690.

Kiviet (J. F.), 1995 « On bias, in consistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models », *Journal of Econometrics* 68, pp. 53-78.

Lall (S.V), Chakravorty (S.), 2005, « Industrial Location and Spatial Inequality : Theory and Evidence from India », *Review of Development Economics* 9, P. 47-68.

O'Donoghue (D.), 1999, « The Relationship between Diversification and Growth: Some Evidence from the British Urban System 1978 to 1991 », *International Journal of Urban and Regional Research* 23, pp. 549-566.

Rosenthal (S.S), Strange (W.C.), 2001, « The determinants of agglomeration », *Journal of Urban Economics* 50, pp. 191-229.

Suedekum (J.), Blien (U.), 2005, « Local Economic Structure and Industry Development in Germany, 1993-2001 », *Economics Bulletin*, p.7.

Usai (S.), Paci (R.), 2001, « Externalities and Local Economic Growth in Manufacturing Industries », *Crenos* 01/13, p. 44.