

# UNE ANALYSE SPATIALE DE LA DEMANDE DE TRAVAIL

*Communication*  
*Aux*  
*22<sup>èmes</sup> Journées de Micro-Economie Appliquée*

*26 et 27 Mai 2005*  
*Hammamet (Tunisie)*

**Jean-Pierre HUIBAN**  
**UMR INRA-ENESAD**  
et  
**ERUDITE, Université Paris XII**

**Résumé** : Un modèle de demande de travail est construit puis estimé sur des données de panel relatives à des firmes. Celles-ci sont classées selon le type d'espace où elles sont localisées : urbain, périurbain ou rural. Le résultat des estimations (MCO, Within, MCQG puis GMM) montre que l'évolution de la demande de travail et les facteurs qui l'affectent varient selon le type d'espace considéré. Les espaces ruraux sont caractérisés par une faible vitesse d'ajustement et une très grande sensibilité au niveau des coûts salariaux. Les espaces périurbains s'appuient sur le rôle central des équipements en liaison avec la mise en œuvre d'effets d'échelle importants. Dans tous les cas, même si la distribution spatiale des activités exerce un effet structurel significatif, il demeure au sein de la différenciation spatiale observée une composante géographique propre à chaque espace.

**Mots-clé** : Econométrie des données de panel, Demande de travail, analyse spatiale de l'activité.

**JEL Index** : C23, L23, R11

**J. P. HUIBAN**  
**UMR INRA-ENESAD**  
**BP87999**  
**F-21079 Dijon Cedex**  
[huiban@enesad.inra.fr](mailto:huiban@enesad.inra.fr)

## I : DEMANDE DE TRAVAIL ET LOCALISATION DE LA FIRME

l'emploi occupé au sein des firmes évolue différemment selon l'endroit où elles se localisent. Ce fait s'observe d'abord au niveau international et a donné lieu à une abondante littérature [Fougère *et al.* 1997, Machin *et al.* 1998]. Au sein d'un pays donné, le découpage régional, voire l'utilisation des zones d'emploi, peuvent conduire à la mise en évidence de différences significatives [Combes *et al.* 2003].

Plusieurs registres explicatifs sont mobilisés pour interpréter de telles différences. Certains se situent d'emblée dans une perspective d'économie spatiale : l'espace et son découpage constituent non plus l'arrière-plan de l'analyse mais son objet même. Les développements de ce qu'il est convenu d'appeler la *Nouvelle Economie Géographique*<sup>1</sup> s'inscrivent pleinement dans ce cadre. Dans tous ces travaux, le constat empirique se nourrit d'une analyse comparative du fonctionnement d'institutions économiques et sociales, liées notamment au marché du travail et susceptibles de différer selon les unités observées : caractéristiques de l'appareil éducatif ou encore dispositifs législatifs ou conventionnels, de type salaire minimum. De même le passage d'une observation à une autre conserve une épaisseur qui ne se résout pas uniquement par la notion de distance : des catégories institutionnelles, comme celle de frontière sont aussi mobilisées.

Le découpage spatial auquel nous faisons ici référence est d'une nature différente. Il ne s'agit plus de découper le territoire selon des critères politiques ou administratifs, mais de prendre en compte l'ensemble des caractéristiques géographiques qui définissent l'environnement dans lequel se situe l'observation élémentaire, en l'occurrence la firme, à travers sa commune de localisation. Cette approche conduit à une distinction entre des espaces de type *urbain*, *périurbain* et *rural*<sup>2</sup>. Les firmes sont alors regroupées, considérées comme appartenant à des populations homogènes, définies par des désignations finalement abstraites mais supposées représentatives : la *firme urbaine*, la *firme rurale*, la *firme périurbaine*.

Cette distinction a acquis désormais un certain droit de cité, en tant que cadre d'analyse empirique ou d'ingrédient d'un modèle théorique. Nous souhaitons l'utiliser pour observer si le fait de distinguer selon les types d'espace conduit à la mise en évidence d'évolutions différenciées de la demande de travail de la part des firmes. Cette interrogation présente un double intérêt, selon que l'on considère l'espace comme objet d'étude central ou comme outil. Dans le premier cas, l'analyse de la demande de travail permet de mieux comprendre les caractéristiques et le fonctionnement économiques des espaces concernés. Dans le second, l'introduction d'une dimension supplémentaire de l'information utilisée, dimension inter-spatiale qui se surajoute aux habituelles dimensions inter-temporelles et inter-individuelles, permet de raffiner notre compréhension des mécanismes généraux de fixation de la demande de travail par les firmes.

Il est cependant utile, avant même de s'engager dans la construction puis l'estimation d'un modèle, de tester la pertinence empirique d'une telle question. Pour ce faire, nous avons procédé à un traitement spécifique du Recensement de Population de l'INSEE, dont les résultats figurent dans le tableau 1.

---

<sup>1</sup> Pour une présentation d'ensemble de ces approches, on consultera Fujita & Thisse [2002] ou Henderson & Thisse [2004].

<sup>2</sup> La structure de ce découpage est précisément présentée dans l'annexe 1.

Tableau 1. L'emploi : évolutions des effectifs occupés de 1990 à 1999

Type d'espace	Ensemble	Urbain	Périurbain	Aires emploi espace rural	Autres Communes du rural Sous influence	Autres Communes du rural Hors influence
Evolution Emploi (%)						
Emploi Total	3.3	2.8	10.5	3.4	-0.7	-2.7
Emploi Agricole	-26.2	-13.6	-28.5	-22.7	-28.9	-28.1
Emploi Non Agricole	5.1	2.9	17.9	5.3	10.7	7.5

Source : INSEE, RP 1990 et 1999, actifs au lieu de travail.

De 1990 à 1999, une évolution moyenne de 3.3 % de l'emploi est le fruit de composantes significativement différentes selon le type d'espace considéré. L'emploi croît modérément dans les espaces urbains et les aires d'emploi de l'espace rural. Il croît très fortement (le rythme est trois fois plus élevé) au sein des espaces périurbains, tandis qu'il décline de plus en plus significativement au sein des espaces ruraux en fonction de l'éloignement des pôles d'emploi. La décroissance de l'emploi agricole est partout significativement élevée. Par contre le poids relatif en diffère sensiblement selon le type d'espace. Une fois contrôlé cet effet, par la prise en compte du seul emploi non agricole, la différenciation spatiale ne s'atténue pas, au contraire. Ainsi, le rythme de croissance du périurbain s'établit à un niveau qui est six fois supérieur à celui de l'urbain : 18 % contre 3 %. A l'intérieur même du rural, l'exclusion de l'agriculture conduit à un paysage différent. Les pôles d'emploi proprement dits connaissent une évolution conforme à la moyenne du territoire, mais ce sont les zones qui leur sont les plus proches qui connaissent les évolutions les plus positives. La moindre croissance de l'emploi dans ces pôles ruraux constitue donc une sorte de réplique, avec des caractéristiques qui lui sont propres, de celles de l'espace urbain.

Dés lors que l'hypothèse d'une différenciation spatiale de l'emploi et de son évolution ne semble donc pas totalement illégitime, comment l'analyser ? A la suite des développements précédents, il est tentant de mobiliser les instruments de la Nouvelle Economie Géographique à cet effet. Une telle tentative conduit à des résultats mitigés. Si l'effet d'un certain nombre de forces d'agglomération, liées à la proximité inter-firmes, semble jouer pleinement, d'autres catégories, à l'image du *home market effect* cher à Krugman, se révèlent empiriquement inopérantes dans le cas d'une distinction entre urbain et rural. Cette difficulté n'est guère surprenante, et, comme l'avaient noté Gagné et Goffette-Nagot [2003], l'application de telles catégories à l'analyse comparative des espaces urbains et ruraux ne va pas de soi. En effet ces outils, initialement construits dans une perspective de comparaison internationale, se fondent sur l'existence d'un certain nombre de caractéristiques économiques et institutionnelles bien établies au niveau des pays, voire des régions (frontières, mobilité imparfaite des individus...). Or ces caractéristiques ne persistent plus, ou plus sous les mêmes formes, lorsqu'on distingue entre espaces urbains, périurbains et ruraux.

C'est donc un tout autre cadre d'analyse que nous souhaitons mobiliser ici à travers l'emploi d'un modèle de demande de travail. A notre connaissance, l'économie du travail a finalement été assez peu utilisée pour analyser ce type de différenciation spatiale de l'emploi.

La distinction entre espace urbain, périurbain et rural n'a pas suscité d'interrogations aussi nombreuses et variées que celles proposées dans le cadre de comparaisons internationales. Cette rareté est d'autant plus dommageable qu'au delà de la sphère académique, le constat empirique précédent commence à être connu et à susciter un certain nombre de discours. La « résistance » de l'emploi industriel en zone rurale, le « dynamisme » des implantations en zone périurbaine, la « fuite » des emplois hors des villes, constituent autant de traits marquants d'un discours dont il convient de saisir qu'il peut être suivi d'effets, notamment en fournissant les arguments d'une politique d'aménagement du territoire. Certes, la composante institutionnaliste et sociologique de l'économie du travail a parfois été appelée à la rescousse. Des analyses éclairantes, par exemple en terme de *paternalisme* de la gestion de la main d'œuvre en zone rurale, en sont issues [Doeringer, 1984, Blanc *et al.* 1999]. Mais elles mettent aussi l'accent sur certaines limites du mode de validation empirique associée, l'étude de cas.

Il est donc important d'analyser ce phénomène avec les outils de la microéconomie du travail. Pour ce faire, nous utiliserons un modèle extrêmement simple, du type de ceux présentés dans Hamermesh [1993], qui établit la relation entre le niveau de la demande de travail de la firme et un certain nombre d'arguments, de court et de long-terme. Dès 1932, Hicks montrait comment un tel modèle se déduit très logiquement de l'économie de la production, et plus particulièrement du programme du producteur. L'utilisation récurrente de ce modèle a conduit à des formes théoriquement et méthodologiquement de plus en plus achevées. L'une d'entre elles, ancienne [Griliches, 1969], mais dont le lecteur trouvera un exemple récente dans Maurin & Thesmar [2004], consiste à abandonner l'hypothèse d'un facteur travail hétérogène pour introduire les notions de qualification ou de distribution fonctionnelle des emplois<sup>3</sup>. De la même façon, nous avons bénéficié de l'abondante littérature relative aux modalités concrètes d'évolution de la demande de travail, qu'il s'agisse de la démographie d'établissements [ Haltiwanger & Schuh, 1996 ] ou de la gestion effective des flux d'emplois [Abowd, Kramarz, 2001, Goux, Maurin et Pauchet, 2001]. Au plan économétrique, un ouvrage comme celui de Jorgenson [2000] constitue une bonne illustration à la fois des questions posées et des réponses apportées. Plus précisément, le développement de l'économétrie des données de panel, notamment dans le cas de l'estimation de modèles dynamiques, s'est très fréquemment effectuée autour du traitement de la demande de travail [Bresson *et al.* 1995]

C'est donc une modélisation extrêmement classique, revêtant une forme simple, que nous allons proposer dans la partie 2 de ce texte. Au sein de la troisième partie, la présentation des données de panel utilisées et de la stratégie d'estimation associée, composeront une présentation de notre modèle économétrique, cette fois. La partie 4 présentera les résultats d'estimation obtenus et les problèmes économétriques soulevés. Enfin nous concluons. Une première annexe méthodologique décrira la typologie spatiale utilisée, une seconde la champ sectoriel exploré, les Industries Agro-Alimentaires, tandis que la présentation des tableaux de résultats les plus volumineux en constituera une troisième et dernière.

---

<sup>3</sup> Nous avons nous-mêmes utilisé plusieurs fois ce type d'approche (par exemple Huiban & al. [1997]). Le seul manque de disponibilité des données nous a conduit à ne pas le faire dans le présent travail.

## II : LE MODELE THEORIQUE DE DEMANDE DE TRAVAIL

Le modèle canonique de demande de travail exprimée par la firme [Hamermesh, 1993] peut se construire à partir de la mise en rapport de deux phénomènes : une demande de long terme qui ne prend pas en compte les délais d'ajustement de l'emploi à la production et une demande de court-terme, centrée sur l'analyse de ceux-ci. Deux articles, (Dormont, [1984], Dormont & Sevestre [1986]), posent clairement le problème de la confrontation entre modèle de court-terme et modèle de long-terme, et notamment des écarts constatés entre les estimations obtenues pour les deux types d'élasticité. Nous rappellerons ici le contenu de chacun de ces deux modèles avant de les combiner en une seule forme.

### 2.1 : LA DEMANDE DE LONG-TERME

La firme est confrontée à son programme traditionnel. Elle fait face à une contrainte technologique exprimée ici par une fonction de production Cobb-Douglas putty/putty (les facteurs sont substituables ex ante et ex post), qui, de plus, intègre un trend de changement technique autonome :

$$Q_t = Ae^{\gamma t} L_t^\alpha K_t^\beta$$

Elle minimise une fonction de coût actualisée :

$$MinC = \sum_{t=1}^T \frac{1}{R_t} (w_t L_t + i_t I_t)$$

$$R_t = \prod_{i=1}^t (1 + r_i)$$

À chaque période, la firme doit faire face à une décision d'emploi (conduisant à un niveau d'effectif  $L_t$ ) et à une décision d'investissement. Le taux de salaire s'établit à  $w_t$ , le coût de l'investissement s'établit à  $i_t I_t$ ,  $i_t$  étant le prix unitaire du bien d'équipement. Une étape particulièrement importante de l'analyse est celle qui permet de passer de ces prix aux coûts d'usage des facteurs. En effet, au sein de la fonction de demande de la firme, l'éventuel effet de substitution entre capital et travail dépendra du rapport entre leurs coûts d'usage respectifs. Dans le cas du travail, il y a identité parfaite entre le salaire et le coût d'usage de l'input travail. Tel n'est pas le cas du capital, nous allons devoir passer du prix d'acquisition  $i_t$  du capital (coût unitaire de l'investissement) à un coût d'usage du capital  $c_t$ . Ce coût (dont la mesure concrète sera difficile) dépendra de  $i_t$  mais aussi du revenu qui aurait pu être tiré du placement sur le marché financier de la somme correspondante.

Pour résoudre ce programme, il est nécessaire de poser un certain nombre d'hypothèses. On suppose d'abord que la firme est confrontée à un niveau de demande qui fixe le niveau de sa production ( $q_t$  est donc supposé exogène). Le changement technique est ici pris en compte selon sa seule composante autonome, modélisée dans une forme de type Solow par la prise en compte de  $t$ . Enfin, le prix des inputs est fixé de façon exogène, mais pour ce niveau de prix, on n'observe pas de rationnement des inputs disponibles. Enfin, nous n'intégrons dans ce modèle ni les stocks, ni les taux d'utilisation des capacités de production<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> Nous ne disposons pas de données relatives à ces taux d'utilisation. Pour un exemple de traitement récent de ces questions, on consultera Heyer *et al.* [2003].

La résolution du programme précédent conduit à deux fonctions de demande d'inputs. La première concerne le travail :

$$L^*_t = A Q_t^{\frac{1}{(\alpha+\beta)}} \left( \frac{w_t}{c_t} \right)^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}} e^{-\frac{\gamma t}{\alpha+\beta}}$$

La seconde concerne le capital :

$$K^*_t = A Q_t^{\frac{1}{(\alpha+\beta)}} \left( \frac{w_t}{c_t} \right)^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} e^{-\frac{\gamma t}{\alpha+\beta}}$$

Considérons la première de ces deux formes. Elle définit le niveau optimal de *l'emploi désiré*, soit en passant sous forme logarithmique :

$$l^*_t = \frac{1}{\nu} q_t - \frac{\gamma}{\nu} t + \frac{\alpha}{\nu} (w/c)_t + C$$

Ce niveau d'emploi désiré est fonction de la production réalisée, du changement technique, du coût relatif d'usage des facteurs, enfin. Toutes les variables sont exprimées en logarithmes et les coefficients obtenus figurent donc des élasticités. Les coefficients sont affectés d'un dénominateur  $\nu = \alpha + \beta$  qui représente un facteur d'échelle.

Comment modéliser l'élasticité prix du facteur travail ? La forme la plus proche de la modélisation théorique est donc celle qui exprime le rapport logarithmique  $w/c$  du coût d'usage du travail au coût d'usage du capital :

$$l^*_t = \frac{1}{\nu} q_t - \frac{\gamma}{\nu} t + \frac{\alpha}{\nu} (w/c) + C$$

Avec toutes les variables exprimées en logarithme, on obtient ainsi directement l'élasticité de la demande de travail en fonction des prix relatifs des facteurs. Mais B. Dormont [1997] a montré combien la forme précédente se prêtait malaisément à l'estimation. Les résultats obtenus par l'estimation de cette forme concluent le plus souvent à la non significativité du coefficient de la variable  $w/c$ , ce qui est théoriquement préoccupant<sup>5</sup>. La faute en incombe aux mesures effectives d'un des deux facteurs concernés, le coût du capital. Cette mesure est d'abord difficile à obtenir et, de plus, extrêmement volatile, au regard de celle du coût du travail, beaucoup plus stable dans le temps. Dans les faits, numériquement la seule variabilité du dénominateur dicte l'évolution de l'ensemble du rapport.

Pour trouver une solution à ce problème, une solution consiste à réécrire la relation précédente comme la version contrainte d'une forme plus large, qui s'écrit :

$$l^*_t = \frac{1}{\nu} q_t - \frac{\gamma}{\nu} t + \frac{\alpha_l}{\nu} (w/p) + \frac{\alpha_k}{\nu} (c/p) + C$$

Au sein de cette nouvelle forme les coûts du travail et du capital sont désormais séparés, il s'agit bien de coûts relatifs,  $p$  représentant le prix de l'output.

---

<sup>5</sup> Notons même que bon nombre de modèles macroéconomiques n'incluent pas cette variable dans leur équation de demande de travail.

## 2.2 : LA DEMANDE DE COURT-TERME

Toutes les études empiriques montrent que le seul modèle précédent ne rend pas bien compte de la réalité. Son estimation isolée conduit à des résultats peu plausibles, ainsi ceux relatifs à la mesure des effets d'échelle. La seule façon correcte de traiter le problème consiste donc à présupposer l'existence de délais d'ajustement. La firme n'atteint pas, ou pas immédiatement, le niveau d'emploi désiré, au sens du modèle de la partie précédente, du fait de l'existence de coûts d'ajustement [Hamermesh & Pfann, 1996]. L'analyse de ces coûts et leur modélisation ont connu un développement rapide : des formes complexes (retard à l'ordre 2 et dissymétries autour de l'origine) sont désormais prises en compte, autour d'une méthode qui consiste à utiliser l'équation d'Euler<sup>6</sup>. Pour autant, comme le montrent Mairesse et al. [1999], dans le cas symétrique d'une fonction d'investissement, l'emploi de cette méthode, théoriquement satisfaisante, conduit à des estimations parfois fragiles. Nous utiliserons donc ici un modèle à correction d'erreur, sans formulation explicite de la forme des coûts d'ajustement. Il est possible dès lors de repartir de la formulation de Brechling [1965] qui pose :

$$\frac{L_t}{L_{t-1}} = \left( \frac{L_t^*}{L_{t-1}} \right)^\lambda$$

avec  $L$  le niveau d'emploi effectif et  $L^*$  le niveau d'emploi désiré, soit en termes logarithmiques :

$$l_t = \lambda l_t^* + (1-\lambda)l_{t-1}$$

Le coefficient  $\lambda$  prend alors le sens d'une vitesse d'ajustement, paramètre compris entre 0 et 1.

Lorsque  $\lambda = 0$ , la vitesse d'ajustement est nulle,  $L_t$  demeure constant, quelque soit le niveau de la production.

Lorsque  $\lambda = 1$ , la vitesse d'ajustement est maximum,  $L_t$  s'ajuste en toute période au niveau de l'emploi désiré, tel que décrit en 2.1.

## 2.3 : LE MODELE COMPLET

Si l'on tient compte des deux aspects précédents, nous aboutissons à un modèle résultant qui s'écrit :

$$l_t = \frac{\lambda}{\nu} q_t - \frac{\lambda}{\nu} \gamma t + \frac{\lambda}{\nu} \alpha_l (w/p) + \frac{\lambda}{\nu} \alpha_k (c/p) + (1-\lambda)l_{t-1} + \lambda C$$

L'intérêt d'un tel modèle réside dans sa simplicité, qui n'empêche pas la richesse de la formulation. L'ensemble des dimensions sont en effet présentes. La réponse à la demande et, à travers elle, l'adaptation de l'emploi au niveau de la production, est intégrée à travers le premier terme. Le second terme prend en compte l'effet d'un changement technique autonome. Les troisièmes et quatrièmes termes modélisent un effet substitution, induit par l'évolution des coûts relatifs des deux facteurs. L'ensemble des composantes est affecté par la prise en compte d'éventuels effets d'échelle qui interagissent avec chacun des effets concernés. Enfin la question de l'ajustement intervient de deux façons : de façon spécifique, d'abord, à travers le coefficient de la variable endogène retardée qui fournit une mesure

---

<sup>6</sup> C.f Mathieu et Nicolas [2003] pour un exemple d'utilisation récent.

directe des délais d'ajustement  $(1-\lambda)$ , mais également par la prise en compte de la vitesse d'ajustement  $(\lambda)$ , au sein des autres coefficients estimés.

De fait il n'y a plus estimation directe de certains paramètres d'intérêt, mais déduction à partir des estimations obtenues. Si l'on réécrit le modèle estimé sous la forme plus générale :

$$l_t = b_q q_t + b_t t + b_w (w/p) + b_c (c/p) + b_{l1} l_{t-1} + b_0$$

Nous avons :

$$\hat{\lambda} = 1 - \widehat{b_{l1}}$$

qui nous fournit la vitesse d'ajustement estimée, puis :

$$\hat{\nu} = \frac{\hat{\lambda}}{\widehat{b_q}}$$

qui nous fournit le coefficient d'échelle estimé, puis :

$$\hat{\gamma} = -\widehat{b_t} \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\nu}}$$

Le cas des variables se coût est un peu plus compliqué à analyser. En effet la notion théoriquement pertinente est celle d'élasticité-prix directe et d'élasticité prix-croisée. Or, mathématiquement, la véritable élasticité prix estimée de la demande de travail (resp. élasticité prix-croisée) demeure le coefficient  $\widehat{b_{w/p}}$  (resp.  $\widehat{b_{c/p}}$ ). Mais cette élasticité « apparente » se décompose en plusieurs effets : un effet « délai d'ajustement » ( $\hat{\lambda}$ ), un effet « échelle » ( $\hat{\nu}$ ), qui encadrent tous deux le véritable « effet-prix », représenté par  $\widehat{\alpha_w}$  (resp.  $\widehat{\alpha_c}$ ). On analysera donc successivement l'élasticité estimée, puis on déduira de celle-ci les effets-prix estimés :

$$\widehat{\alpha_w} = \frac{\hat{\nu}}{\hat{\lambda}} \widehat{b_{w/p}}$$

$$\widehat{\alpha_c} = \frac{\hat{\nu}}{\hat{\lambda}} \widehat{b_{c/p}}$$

### III : LE MODELE ECONOMETRIQUE

#### 3.1 : LES DONNEES

##### 3.1.1 : PRESENTATION

Les données sont des données de panel issues de l'Enquête Annuelle d'Entreprise (EAE). Le fichier résultant de la fusion des 8 années disponibles (de 1990 à 1997) a fait l'objet d'un appariement avec un fichier communal afin d'établir une correspondance entre la localisation de l'entreprise et l'appartenance à un type de zone. Chaque firme  $i$  saisie au temps  $t$  se voit donc affectée à une catégorie d'espace, selon le découpage exposé et présenté de façon détaillée en annexe 1. Trois catégories d'espace sont finalement retenues : l'*urbain*,



le *périurbain-rural sous influence*, le *rural autonome*. Pour plus de simplicité, nous utiliserons désormais les termes *urbain*, *périurbain* et *rural*.

Comme présenté dans l'annexe 2, notre fichier concerne exclusivement les firmes des industries agro-alimentaires. Ce choix répond à une exigence contradictoire de diversité des contextes et de cohérence des situations. Les IAA constituent finalement à une réduction à l'échelle 1/10<sup>ème</sup> de l'ensemble des activités industrielles. On y retrouve la même diversité entre les différents sous-secteurs (une quarantaine au niveau le plus fin) qui composent l'ensemble. A l'inverse, ce choix permet de demeurer dans une logique industrielle, non-contrainte a priori dans sa localisation (contrairement aux secteurs agricoles), mais qui fait l'objet d'une distribution régulière sur le territoire. Il existe des firmes agro-alimentaires, en nombre significatif, dans chaque type d'espace.

La définition des variables n'appelle pas de remarques particulières. Nous avons utilisé en tant que mesure de *l* les *effectifs salariés en équivalents-temps-plein*. La valeur ajoutée hors-taxes est utilisée après déflation, tout comme la somme *salaires plus charges sociales* pour ce qui concerne le coût salarial. La seule difficulté notable concerne le coût du capital. La mesure correcte consiste à rapporter chaque unité utilisée à son mode de financement et à lui affecter les frais d'utilisation correspondants. Dans la pratique, la seule possibilité fournie par les données dont nous disposons consiste à rapporter les *frais financiers* aux *immobilisations* en fin de période. En effet, nous ne disposons pas d'indications précises sur le niveau de la dette et a fortiori sur le mode de financement du capital utilisé.

### 3.1.2 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Les deux tableaux A1 et A2 de l'annexe 3 présentent les caractéristiques structurelles moyennes des firmes de notre population dans son ensemble (fichier non-cylindré) ou seulement de la partie d'entre-elles pérennes sur l'ensemble de la période (fichier cylindré). La comparaison des deux populations montre que, de façon assez classique, le cylindrage affecte significativement les variables en différences, mais assez peu les variables en niveau.

Si l'on considère d'abord ces dernières, on constate que les firmes urbaines sont les plus grandes (50 % d'effectif salarié en plus) et réalisent le volume moyen de valeur ajoutée le plus important en utilisant le stock d'équipement le plus grand. Si l'on raisonne en variable par tête, le paysage devient alors différent. Les firmes périurbaines possèdent la plus grande intensité capitalistique, précédant à peine les firmes rurales, les firmes urbaines étant au dernier rang. Cette forte intensité capitalistique conduit les firmes périurbaines au premier rang pour ce qui concerne la productivité apparente du travail, mais ne « profite » guère aux firmes rurales : plus capitalistiques que les firmes urbaines, elles sont pourtant moins productives. Ce premier ensemble d'indicateurs, correspondant en gros aux arguments de la fonction de production, nous dresse un paysage assez différencié. Des entreprises urbaines de « grande taille »<sup>7</sup>, au sein desquelles les équipements physiques jouent un moindre rôle coexistent avec des entreprises périurbaines plus capitalistiques. Un fort niveau d'équipement par tête constitue aussi le lot des firmes rurales, mais celles-ci ne semblent guère en retirer les effets escomptés en termes de productivité apparente du travail.

---

<sup>7</sup> Ce terme sera employé avec précaution, en considérant que la taille moyenne de ces « grandes firmes urbaines » reste assez faible dans l'absolu, ce qui constitue une caractéristique de ces secteurs agro-alimentaires.

Les variables mesurant les coûts des facteurs font également l'objet d'une différenciation spatiale, susceptible de compléter la précédente. Le coût du travail est plus élevé en zone urbaine, sans doute du fait d'une structure d'emploi plus qualifiée<sup>8</sup>. Un tel fait pourrait expliquer le niveau de productivité du travail plus élevé en zone urbaine. Le coût du capital est plus important en zone périurbaine. Mais la comparaison des deux tableaux A1 et A2 fait apparaître un point intéressant : la très forte variation de ce niveau du coût moyen du capital entre les firmes urbaines en général et les seules firmes urbaines pérennes. Une forte différence apparaît qui conduit peut-être à suggérer qu'un coût du capital élevé est à l'origine de défaillances ou, à l'inverse, caractérise sans doute les firmes naissantes.

Venons en à l'emploi occupé et tout particulièrement à son évolution annuelle moyenne. En valeur brute, l'emploi occupé augmente d'entre une et deux unités en moyenne par firme, dans le périurbain et dans le rural. Il diminue de moins d'une unité dans l'urbain. Il convient de ramener ces évolutions à des taux relatifs. Le premier d'entre eux s'écrit :

$$DDL1 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} (DL / L)_i$$

Ce taux d'évolution relatif est systématiquement positif : sa valeur s'établit d'un peu plus de 1% par an en moyenne dans l'urbain à un peu plus de 2% par an dans le périurbain et le rural. Le second indicateur s'écrit :

$$DDL2 = \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} (DL_i) \right] / \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{i=N} (L_i) \right]$$

La différence d'avec le premier indicateur tient au poids relatif des observations. Le premier indicateur ne fait l'objet d'aucune pondération : chaque firme pèse du même poids, ce quelque soit le nombre de salariés qu'elle emploie. Dans le second cas, la pondération est rétablie et l'on retrouve effectivement des valeurs plus proches de celles des évolutions brutes : croissance dans le périurbain et le rural, décroissance dans l'urbain. La comparaison entre ces deux ensembles de valeurs montrent qu'à l'évidence l'emploi évolue plus favorablement dans les petites unités, ce quel que soit le type d'espace considéré. Par contre la hiérarchie obtenue qui privilégie le périurbain, puis le rural et enfin l'urbain demeure stable, quelque soit l'indicateur considéré. Enfin la comparaison des résultats entre fichier cylindré et non-cylindré montre que la prise en compte de la démographie d'entreprise (création et disparition de firmes) ne modifie en rien les hiérarchies inter-zones, mais accentue les écarts.

Une dernière dimension peut être brièvement explorée, la distinction entre ce qui, au sein du phénomène étudié, relève d'un *effet structurel* et ce qui relève d'un *effet géographique*. Comme indiqué précédemment, les IAA ne sont pas composés d'un seul mais de plusieurs secteurs. Or ces différents secteurs ne présentent pas eux-mêmes de comportement homogène par rapport à notre objet : la demande de travail croît davantage dans certains secteurs que dans d'autres. Il en résulte donc un effet structurel qui perturbe la compréhension de l'effet spatial qui nous intéresse plus particulièrement ici. Dans le même temps, cet effet structurel ne peut être purement et simplement assimilé à un biais. Il est en effet partie intégrante du développement des activités selon les territoires. L'éventuelle spécificité d'un type d'espace est autant liée à ce que l'on y produit qu'à la façon dont on le fait. La bonne approche consiste donc à présenter clairement les différents effets et à comparer les résultats obtenus selon que telle dimension est contrôlée ou non. A cet égard, le tableau 2 indique clairement que la distribution sectorielle varie grandement selon le type d'espace, même si chaque activité est présente dans chaque type d'espace.

---

<sup>8</sup> Cette information est confirmée par d'autres de nos travaux [Huiban & al. 2004].

Tableau 2 : Distribution spatiale des Industries Agro-Alimentaires (en emploi)

Distribution des activités selon les espaces (en %)	Périurbain	Rural	Urbain
Abattage	32.1	37.0	27.8
Industries laitières	12.0	15.5	6.7
Conserves	7.7	8.3	8.5
Boulang. Industrielles	3.6	3.7	9.7
Travail du grain	24.0	19.8	18.9
Autres IAA	7.1	5.9	17.5
Boissons	13.5	9.8	10.9
Total	100	100	100

Source : notre fichier, moyenne 1990-1997

Les tableaux qui suivent répondent à une logique différente. Ils visent d'abord à indiquer comment évolue l'emploi selon les secteurs (colonne 1), puis, s'il demeure ensuite une différenciation spatiale interne à chaque secteur (colonnes 2 à 4). Conformément à la présentation déjà utilisée précédemment nous utilisons deux indicateurs complémentaires, seul le second (DDL2) prenant en compte le poids relatif de chaque firme dans l'emploi total.

Tableau 3 : Evolution de l'emploi (DDL1) par activité selon les types d'espace

Espaces	Total (1)	Périurbain (2)	Rural (3)	Urbain (4)
Abattage	0.0248	0.0320	0.0274	0.0192
Industries laitières	0.0106	0.0124	0.0162	0.0009
Conserves	0.0440	0.0770	0.0534	0.0258
Boulangeries (indus.)	0.0188	0.0321	0.0256	0.0152
Travail du grain	0.0155	0.0160	0.0277	0.0084
Autres IAA	0.0218	0.0201	0.0389	0.0193
Boissons	0.0047	0.0061	0.0086	0.0017
Total	0.0199	0.0249	0.0266	0.0142

Source : notre fichier, moyenne annuelle 1990-1997

Tableau 4 : Evolution de l'emploi (DDL2) par activité selon les types d'espace

Espaces	Total (1)	Périurbain (2)	Rural (3)	Urbain (4)
Abattage	0.0317	0.0282	0.0416	0.0242
Industries laitières	-0.0194	0.0063	0.0076	-0.0390
Conserves	0.0112	0.0455	0.0461	-0.0160
Boulangeries (indus.)	0.0082	0.0071	0.0266	-0.0047
Travail du grain	0.0083	0.0135	0.0201	0.0041
Autres IAA	0.0234	0.0323	0.0459	0.0183
Boissons	-0.0147	-0.0126	-0.0125	-0.0154
Total	0.0091	0.0176	0.0315	-0.0018

Source : notre fichier, moyenne annuelle 1990-1997

La première question reçoit une réponse particulièrement nette. Le taux de croissance annuel de l'emploi varie de moins de 1 % à plus de 4 % selon les secteurs, dans le cas du premier indicateur. Si l'on rétablit l'influence du poids relatif de chaque unité, on obtient un éventail encore plus large puisqu'il va d'une décroissance annuelle de près de 2 % dans l'industrie laitière à une croissance de l'emploi supérieure à 3 % par an dans l'abattage. Mais au delà de cet effet structurel, il demeure un effet purement géographique puisque, pour un secteur donné, le rythme d'évolution de l'emploi varie sensiblement selon le type d'espace. Cet effet géographique peut être observé dans tous les secteurs et atteint dans certains cas des proportions très importantes : l'emploi dans les industries laitières augmente dans le périurbain et le rural et décline selon un rythme très élevé (près de 4 % par an) dans l'urbain.

Ces quelques statistiques descriptives ne prétendent pas se substituer à un exercice d'économétrie structurelle/géographique<sup>9</sup>. Pour autant, elles montrent sans aucun doute possible que les différenciations spatiales apparentes se déclinent selon deux composantes, structurelle et géographique, toutes deux significatives. La demande de travail évolue de façon très différente selon les secteurs, mais au delà, une fois cet effet contrôlé en se situant, par exemple, dans le seul cas d'un secteur donné, il demeure encore une différenciation spatiale résiduelle significative.

### 3.2 : STRATEGIE D'ESTIMATION

S'agissant de données de panel, nous avons à estimer un modèle de la forme :

$$l_{it} = b_{va}lva_{it} + b_{ll}ll_{it-1} + b_wlw_{it} + b_c lc_{it} + b_t t + \sum_{t=92}^{t=97} \delta_t dumT_i + \sum_{s=36}^{s=41} \delta_s dumS_i + cste + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$$

La première composante  $\alpha_i$  du terme d'erreur correspond à une effet individuel, propre à la firme, fixe (estimation en within) ou aléatoire (estimation en MCQG) selon les modèles utilisés. La seconde composante correspond au terme d'erreur idiosyncratique. Toutes deux sont supposées posséder les propriétés usuelles mais l'on sera bien sûr particulièrement attentif à l'hypothèse d'indépendance entre les  $\alpha_i$  et les variables explicatives. Nous utiliserons dans un premier temps les estimateurs traditionnellement associés à ce type de données : mco, within, mcqg. Nous leurs associerons les tests usuels, et notamment le test d'Hausman qui nous permettra de tester l'hypothèse d'indépendance entre les variables explicatives et le terme d'erreur dans sa composante individuelle avec :

$$H_0 : E(X_{it} / \alpha_i) = 0$$

Dans la pratique la présence de la variable endogène retardée parmi les variables explicatives rend presque superflue l'interrogation précédente. Il est plus que probable que cette variable retardée soit elle même endogène, d'où la nécessité d'une instrumentation. Parmi de nombreuses tentatives, l'estimateur proposé par Arellano & Bond [1991] semble constituer une réponse adaptée.

Nous commencerons par livrer les résultats des estimations réalisées sur l'ensemble de la population des firmes composant notre fichier. Cette première étape nous permettra de

<sup>9</sup> Pour une présentation de ce type d'approche, on consultera Jayet [1993].

fournir une indication sur la fiabilité des données utilisées, par comparaison des résultats obtenus avec ceux présents dans la littérature.

L'objectif de cette recherche est de comparer les résultats obtenus par les firmes selon qu'elles se situent dans un des trois types d'espaces telles que nous les avons défini précédemment. L'estimation économétrique associée à un tel objectif peut s'effectuer de deux façons :

- par intégration de variables auxiliaires au sein d'une estimation portant sur l'ensemble de la population ;
- par estimations successives de la même forme portant à chaque fois sur une des sous-catégories : firmes périurbaines, rurales, urbaines.

La seconde solution est la seule qui nous permette de rendre compte, non seulement des différences inter-zones relatives à l'évolution de la variable expliquée, mais également de la part des différentes variables explicatives dans ces éventuelles différences. C'est cette solution que nous choisirons.

Une autre question est celle de la prise en compte du temps. L'inclusion de dummies temporelles constitue l'option la plus immédiate dans le cas général des données de panel. Cependant une difficulté particulière se présente dans le cas de notre modèle qui est de la forme :

$$l_{it} = b_{va} lva_{it} + b_{ll} ll_{it-1} + b_w lw_{it} + b_c lc_{it} + b_t t + \sum_{t=92}^{t=97} \delta_t dumT_i + \sum_{s=36}^{s=41} \delta_s dumS_i + cste + \varepsilon_{it}$$

Le temps intervient donc à travers les dummies temporelles mais également dans la modélisation du changement technique autonome. Pour éviter au strict plan économétrique des problèmes de colinéarité, le choix se limite :

- au modèle qui inclut les dummies temporelles, à partir de 1992, et la variable  $t$
- au modèle qui inclut les dummies temporelles, à partir de 1991, mais pas la variable  $t$ .

Le premier modèle est plus riche et plus proche de la modélisation théorique. Il inclut une composante temporelle  $t$  constante, qui peut être assimilée à un trend de progrès technique autonome constant (avec toutes les approximations bien connues associées à ce type de formulation), jointe à des dummies temporelles  $dumT$  qui expriment l'effet de tous les phénomènes temporels non identifiés, y compris celui d'une éventuelle irrégularité conjoncturelle de ce progrès technique. Il convient de garder à l'esprit le fait que nous opérons sur un nombre réduit de périodes, notamment dans les cas où l'instrumentation va réduire le nombre d'années disponible. Il n'est donc pas acquis que cette formulation conduise à des estimations très riches d'information, notamment vis à vis du terme de changement technique.

## IV : RESULTATS D'ESTIMATION

### 4.1 : ESTIMATIONS D'ENSEMBLE

Ce premier ensemble d'estimations, dont les résultats sont présentés en annexe (tableau A3), n'a pour seul but que de comparer nos résultats avec ceux présentés dans la littérature correspondante.

L'aspect d'ensemble de nos résultats renvoie effectivement à ceux relevés dans la littérature. Les valeurs obtenues sont vraisemblables, tant du point de vue de leur signe que de leur valeur absolue. L'élasticité de la demande de travail est positive vis à vis de la production et du coût du capital. Elle est négative vis à vis du coût du facteur et, enfin, il existe des délais d'ajustement significatifs. Les valeurs sont elles aussi proches de ce que l'on trouve dans la littérature. Ainsi l'élasticité prix du travail varie selon les estimateurs entre 0.4 et 0.6, soit une valeur cohérente avec celles présentées par Dormont [1997].

Si l'on s'intéresse maintenant aux paramètres d'intérêt, les transformations correspondantes, nous conduisent aux résultats suivants.

Tableau 5 : Résultats d'estimation, population entière.

Estimateur Paramètres	MCO	Within	MCQG
$\lambda$ (vitesse ajustement)	0.31	0.73	0.53
$\nu$ (coefficient échelle)	1.07	2.35	2.30
$\gamma$ (chgmt Technique)	0.019	-0.0402	NS
$b_{w/p}$ (Elasticité apparente) dont $\alpha_l$ (effet coût travail)	-0.39 -1.35	-0.58 -1.82	-0.58 -1.35
$b_{c/p}$ (Elasticité croisée apparente) dont $\alpha_c$ (effet coût capital)	0.004 0.014	0.0133 0.056	0.008 0.018

$N=1719$

Tous coefficients significatifs au seuil de 1 %.

$$\widehat{\alpha}_l = \frac{\widehat{\nu}}{\widehat{\lambda}} \widehat{b}_{w/p}$$

$$\widehat{\alpha}_c = \frac{\widehat{\nu}}{\widehat{\lambda}} \widehat{b}_{c/p}$$

En se limitant aux trois premiers estimateurs, nous obtenons une palette de résultats qui corrobore les analyses relatives aux estimations en panel des demande de travail [Dormont & Sevestre, 1986]. Le résultat relatif à la variable endogène retardée montre bien l'écart entre les estimations en MCO et en Within. Les premières ne sauraient rendre compte que très imparfaitement de la dimension dynamique du phénomène, avec l'obtention, notamment de coefficients d'ajustement visiblement biaisés. A l'inverse, l'estimation en within fournit une mesure peu vraisemblable des autres paramètres structurels, comme les effets d'échelle.

L'écart entre ces deux approches est donc tel que la synthèse représentée par les MCQG ne saurait convenir. C'est également ce qu'indique un test d'Hausman qui conduit à rejeter l'hypothèse d'indépendance entre les variables explicatives et la composante individuelle du terme d'erreur. Il est donc nécessaire d'instrumenter. Pour ce faire, nous utilisons l'estimateur d'Arellano & Bond, selon différentes modalités. Les résultats correspondants sont présentés dans le tableau suivant .

Tableau 6 : Résultats d'estimation, population entière.

Estimateur	AB Modèle en diff, Instr. en niveaux (t-3, t-5)	AB Modèle en diff, Instr. en niveaux (t-2, t-4)	AB Modèle en diff, Instr. en niveaux (t-2, t-4) sans lc
<i>λ</i> (vitesse ajustement)	0.49	0.36	0.34
<i>v</i> (coefficient échelle)	2.13	1.56	1.42
<i>γ</i> (chgmt Technique)	-0.029	-0.025	NS
<i>b<sub>w/p</sub></i> (Elasticité apparente)	-0.65	-0.67	-0.63
dont <i>α<sub>t</sub></i> (effet coût travail)	-2.81	-2.91	-2.70
<i>b<sub>c/p</sub></i> (Elasticité croisée apparente)	0.014	0.015	NS
dont <i>α<sub>c</sub></i> (effet coût capital)	0.058	0.062	NS
Sargan (validité instruments)	10.42 ( <i>p</i> = 0.32)	26.05 ( <i>p</i> = 0.03)	3.51 ( <i>p</i> = 0.89)

N=1719

Tous coefficients significatifs au seuil de 1 %.

Ces résultats montrent d'abord la validité des instruments retenus, mais également la grande sensibilité des résultats obtenus au choix des instruments. Au total les résultats obtenus semblent cohérents avec ceux généralement présentés dans la littérature. En particulier, l'instrumentation nous permet d'approcher la « vraie » valeur de  $\lambda$  qui se situe apparemment entre 1/3 et 1/2. Seule ombre au tableau, le coefficient estimé *positif* pour  $t$  qui conduit à une estimation *négative* pour le rythme de changement technique. La conjonction de dummies temporelles et de  $t$  semble conduire à un certain nombre de difficultés que nous retrouverons et tenterons d'analyser un peu plus loin.

## 4.2 : ESTIMATIONS PAR ZONES

En utilisant un panel cylindré on obtient les résultats qui sont présentés dans l'annexe 3, relatifs à l'estimation par les MCO (tableau A4), Within (tableau A5), MCQG (tableau A6). Leur examen nous conduit au constat d'une très forte différence des estimations obtenues en MCO et en Within, notamment dans le cas du coefficient de la variable endogène retardée. Comme dans le cas de la population d'ensemble, ce résultat était parfaitement prévisible, dans le cadre d'un modèle dynamique, il est logique que la variable endogène retardée soit frappée d'un problème d'endogénéité. Un test d'Hausman nous confirme l'existence d'une liaison entre les variables explicatives et la composante individuelle du terme d'erreur. Il est donc nécessaire d'instrumenter. Remarquons cependant que, si l'on laisse de côté un instant ce problème et que l'on compare les résultats obtenus dans le cas des différents types d'espace, nous obtenons des écarts significatifs. De plus, les distributions des résultats des différents types d'espace sont régulières : les classements relatifs ne varie pas avec le type d'estimateur utilisé. Il est donc légitime de penser qu'après instrumentation, il demeurera une différenciation significative selon le type d'espace pris en compte.

Nous procédons ensuite à une instrumentation à la Arellano-Bond: le modèle est estimé en différences premières, puis instrumenté en niveaux. Le modèle estimé devient donc:

$$dl_t = b_q dlva_t + b_{l1} dll_{t-1} + b_w dlw_t + b_c dlc_t + b_t dt + \sum_{t=92}^{t=97} \delta_t dumtemp + \sum_{s=36}^{s=41} \delta_s dumsec + cste$$

et nous obtenons les résultats présentés dans l'annexe 3, tableau A7.

Nous en déduisons :

$$\hat{\lambda} = 1 - \widehat{b_{l1}}$$

qui nous fournit la vitesse d'ajustement estimée, puis :

$$\hat{\nu} = \frac{\hat{\lambda}}{\widehat{b_q}}$$

qui nous fournit le coefficient d'échelle estimé, puis :

$$\hat{\gamma} = -\widehat{b_t} \frac{\hat{\lambda}}{\hat{\nu}}$$

puis les effets prix directs (et effet prix croisés), à partir des élasticités apparentes :

$$\widehat{\alpha}_l = \frac{\hat{\nu}}{\hat{\lambda}} \widehat{b_{w/p}}$$

$$\widehat{\alpha}_c = \frac{\hat{\nu}}{\hat{\lambda}} \widehat{b_{c/p}}$$

Ce qui conduit aux résultats présentés dans les tableaux 7 à 10 :

Tableau 7: Résultats d'estimation, MCO, population entière.

Estimateur	Périurbain	Rural	Urbain
<i>Paramètres</i>			
$\lambda$ (vitesse ajustement)	0.27	0.29	0.35
$\nu$ (coefficient échelle)	1.08	1.07	1.06
$\gamma$ (chgmt technique)	-0.0096	-0.0040	-0.0003
$b_{w/p}$ (Elasticité apparente)	-0.33	-0.44	-0.42
dont $\alpha_l$ (effet coût travail)	-1.32	-1.62	-1.27
$b_{c/p}$ (Elasticité croisée apparente)	0.005	0.003	0.003
dont $\alpha_c$ (effet coût capital)	0.021	0.012	0.010
N	392	459	868

Tous coefficients significatifs au seuil de 1 %.



Tableau 8 : Résultats d'estimation, Within, population entière.

Estimateur Paramètres	Périurbain	Rural	Urbain
$\lambda$ (vitesse ajustement)	0.72	0.67	0.77
$\nu$ (coefficient échelle)	2.57	2.31	2.14
$\gamma$ (chgmt technique)	NS	NS	NS
$b_{w/p}$ (Elasticité apparente)	-0.55	-0.54	-0.61
dont $\alpha_l$ (effet coût travail)	-2.07	-1.87	-1.73
$b_{c/p}$ (Elasticité croisée apparente)	0.018	0.012	0.013
dont $\alpha_c$ (effet coût capital)	0.064	0.043	0.037
N	392	459	868

Tous coefficients significatifs au seuil de 1 %.

Tableau 9 : Résultats d'estimation, MCQG, population entière.

Estimateur Paramètres	Périurbain	Rural	Urbain
$\lambda$ (vitesse ajustement)	0.52	0.45	0.58
$\nu$ (coefficient échelle)	1.41	1.18	1.21
$\gamma$ (chgmt technique)	NS	NS	NS
$b_{w/p}$ (Elasticité apparente)	-0.54	-0.58	-0.60
dont $\alpha_l$ (effet coût travail)	-1.39	-1.57	-1.25
$b_{c/p}$ (Elasticité croisée apparente)	0.010	0.006	0.009
dont $\alpha_c$ (effet coût capital)	0.027	0.016	0.018
N	392	459	868

Tous coefficients significatifs au seuil de 1 %.

Tableau 10 : Résultats d'estimation, GMM (AB), population entière.

Estimateur Paramètres	Périurbain	Rural	Urbain
$\lambda$ (vitesse ajustement)	0.64	0.51	0.74
$\nu$ (coefficient échelle)	3.20	2.55	2.74
$\gamma$ (chgnt technique)	-0.058	-0.034	-0.017
$b_{w/p}$ (Elasticité apparente) dont $\alpha_l$ (effet coût travail)	-0.59 -3.02	-0.63 -3.16	-0.64 -2.37
$b_{c/p}$ (Elasticité croisée apparente) dont $\alpha_c$ (effet coût capital)	0.015 0.075	0.020 0.101	0.007 0.027
N	392	459	868

Tous coefficients significatifs au seuil de 1 %.

Le premier résultat, le plus frappant et qui va affecter tous les autres, concerne la vitesse d'ajustement  $\lambda$ . Cette vitesse varie très significativement selon les zones, et ce quelque soit l'estimation retenue. Plus précisément la vitesse d'ajustement des firmes rurales est très nettement inférieure à celle des firmes périurbaines et, plus encore, à celle des firmes urbaines.

Le coefficient d'échelle est plus élevé dans les firmes périurbaines. Ce résultat est d'ailleurs à rapprocher du constat effectué lors de l'examen des statistiques descriptives, celui d'une très forte intensité capitalistique moyenne de ces firmes périurbaines.

Les variables prix singularisent les firmes urbaines qui n'apparaissent guère sensibles, ni à l'effet direct (coût du facteur), ni à l'effet croisé (coût du facteur concurrent). Une seconde distinction s'effectue ensuite entre les firmes rurales qui sont très sensibles à l'effet du coût du travail, moins sensible à celui du coût du capital et les firmes périurbaines qui présentent des résultats inverses. La substitution à proprement parler semble donc davantage concerner les firmes périurbaines (qui présentent effectivement, nous l'avons observé, un fort niveau d'équipement par tête) que les firmes rurales, beaucoup plus strictement sensible à la seule dimension des coûts salariaux.

La prise en compte du changement technique, avec intégration simultanée des dummies temporelles ne conduit qu'à des estimations peu significatives et dont le signe positif est contraire à ce que l'on pouvait attendre. Dans la pratique l'effet négatif attendu pour le coefficient de  $t$  est passé tout entier dans les dummies temporelles, toutes affectées d'un coefficient négatif par rapport à une année de référence qui est la première. Notre commentaire de limitera plutôt à un registre technique : la modélisation du phénomène est défailante et devra être revue. Ceci pourrait être fait avec les données dont nous disposons, en effectuant un choix différent en termes d'inclusion de dummies temporelles. Ceci pourrait être également traité dans le cadre d'une modélisation plus ambitieuse introduisant simultanément comme nouvelles variables, la qualité du facteur travail et le changement technique incorporé

au sein des équipements. Une telle modélisation suppose bien évidemment de disposer des données correspondantes<sup>10</sup>.

Enfin, les résultats relatifs aux dummies sectorielles confirment le contenu des statistiques descriptives précédemment proposées. La plupart des secteurs dans la plupart des espaces sont affectés de coefficients significativement différents de 0. L'effet structurel n'épuise pas la totalité du phénomène observé, mais dans bon nombre de cas, il intervient également pour en expliquer une partie significative.

Les résultats précédents possèdent une capacité explicative qui dépasse chacun d'entre eux, considéré isolément, et qui tient aussi à leur cohérence d'ensemble. La différenciation spatiale de la demande de travail est très significative. Sa croissance somme toute élevée sur la période dans le cas des firmes périurbaines tranche d'avec les évolutions beaucoup moins favorables de la population des firmes rurales et plus encore urbaines. Les résultats d'estimation permettent de comprendre la nature et les raisons de ces différenciations. La très grande rapidité des ajustements sur la période explique le déclin relatif de l'emploi dans le cas des firmes urbaines. A l'inverse les firmes rurales bénéficient d'une lenteur d'ajustement qui semble préserver le niveau des effectifs au delà de ce que serait l'emploi désiré. Par contre, ces firmes se montrent particulièrement sensibles au niveau des coûts salariaux, par ailleurs plus faibles en moyenne dans leur cas. Les résultats positifs en termes relatifs des firmes périurbaines se signale d'autant plus à l'attention qu'ils sont obtenus malgré la présence d'effets d'échelle significativement plus élevés que dans les autres zones. Ces effets d'échelle limitent l'intensité des évolutions, mais en amont peuvent contribuer à les expliquer à travers des choix de localisation. En effet, des considérations techniques (choix des technologies à employer) sont certainement présentes derrière ces résultats. La substitution du capital au travail doit certes se justifier en terme d'arbitrage par les coûts relatifs, encore faut-il qu'elle soit techniquement possible et efficace. Cela semble visiblement le cas des firmes périurbaines.

Un autre intérêt de ces résultats est leur cohérence avec les enseignements issus d'approches de nature différente. Si l'on considère par exemple la figure institutionnaliste du *paternalisme* en tant que mode de gestion de la main d'œuvre, on y retrouve des traits caractéristiques tels qu'un degré d'attachement élevé entre l'employeur et les salariés, marqué par une certaine répugnance à la rupture et, à l'inverse, l'octroi de salaires relativement bas. Ni le salarié, ni l'employeur n'adopte de comportement walrasien : le premier maintient la relation d'emploi en deçà du niveau de productivité désiré, le second l'accepte pour un niveau de rémunération inférieur à la rétribution de l'effort fourni. Nous avons déjà montré lors d'un précédent travail [Huiban, 2000] que l'emploi d'un modèle de salaire d'efficience délivrait des enseignements non contradictoires, voire complémentaires à ce type d'approche. Les résultats obtenus par la présente recherche ne vont pas dans un sens différent : le compromis paternaliste suggère des capacités d'ajustement réduites, mais il n'est viable en contrepartie que s'il s'accompagne de faibles niveaux de salaire, d'où la sensibilité extrême de la fonction de demande de travail à cette dernière variable dans le cas des firmes rurales.

D'autres schémas explicatifs pourraient être mobilisés, comme celui des *forces de congestion*, emprunté à la Nouvelle Economie Géographique. A côté des facteurs qui poussent à l'agglomération, ces forces conduisent les agents économiques à exercer leur

---

<sup>10</sup> N'oublions pas non plus que la période couverte est très courte, notamment après instrumentation et traverse une conjoncture passablement mouvementée. Il sera donc difficile d'isoler ainsi l'effet de régularités temporelles du type changement technique.

activité en des zones marquées par une moindre densité. Les arguments en sont bien connus : coût du foncier, dispositifs réglementaires anti-nuisance. Or ceci pourrait bien être un argument particulièrement pertinent dans le cas des activités fortement capitalistiques. La présence d'équipements importants peut en effet s'avérer assez vite incompatible avec une forte densité, du type de celle des milieux urbains. Ce fait stylisé nous paraît alors assez cohérent avec les résultats d'estimation relatifs aux firmes périurbaines, en même temps qu'avec les statistiques descriptives les concernant. Ces espaces bénéficient d'une moindre pression (foncière et réglementaire par exemple) que leurs homologues urbains. Ils peuvent donc recueillir des activités pour lesquelles de potentielles économies d'échelle peuvent être matérialisées sans se heurter à des forces de congestion qui en rendraient impossible (ou trop coûteuse) la réalisation effective.

Malgré tout, il apparaît plus juste de ne pas conclure cette analyse sans en signaler les limites. La principale nous semble illustrée par le cas des firmes urbaines. Un très fort renouvellement du tissu productif semble caractériser en permanence les espaces urbains. Les effets résultants apparents sur l'emploi n'en sont guère favorables si l'on raisonne, comme nous venons de le faire, en termes généraux, le travail étant modélisé comme catégorie homogène. Il est probable que la prise en compte de catégories d'emploi désagrégées, s'appuyant sur des notions comme la qualification ou la distribution fonctionnelle des emplois laisseraient apparaître des résultats bien différents.

## V : CONCLUSIONS

Bon nombre de travaux empiriques montrent que l'emploi évolue différemment selon les types d'espaces. Afin de comprendre les ressorts d'une telle différenciation, nous construisons un modèle de demande de travail à correction d'erreur. Ce modèle est estimé sur un panel de firmes agro-alimentaires observées de 1990 à 1997, et regroupées en fonction de leur localisation au sein des trois types d'espace suivants : l'espace *urbain*, l'espace *périurbain et rural sous influence*, l'espace *rural autonome*, enfin.

Un premier examen des statistiques descriptives issues de notre fichier met clairement en lumière les différences dans les caractéristiques moyennes des firmes de ces espaces : plus grandes unités dans l'urbain, plus capitalistiques dans le périurbain, plus faible niveau de productivité dans le rural. A ces différences de structure correspondent des différences dans l'évolution constatée de l'emploi : favorable en espace périurbain, intermédiaire en rural, stagnation apparente du niveau en urbain, mais résultant d'un renouvellement nettement plus significatif du tissu productif en urbain.

Les estimations du modèle, d'abord en MCO, Within et MCQG, puis en GMM selon la méthode d'Arellano & Bond, montrent que ces différences d'évolution de la demande de travail s'appuient sur des facteurs qui diffèrent sensiblement selon les zones. La vitesse d'ajustement de l'emploi introduit un premier critère de différenciation : elle est très élevée en espace urbain, très faible en espace rural. L'impact du facteur d'échelle en constitue un second, particulièrement sensible en espace périurbain. La prise en compte du coût relatif des facteurs indique une très grande sensibilité des firmes rurales au coût du travail, tandis que celui du capital intervient le plus significativement dans les zones périurbaines.

Ces résultats d'estimation conduisent à dresser un paysage différencié du tissu économique. Un très fort renouvellement en zone urbaine va de pair avec des délais

d'ajustement raccourcis. Les firmes périurbaines mettent en œuvre des effets d'échelle significativement élevés dans le cadre d'unités disposant de forts niveaux d'équipement. Une certaine inertie des firmes rurales va de pair avec des niveaux de salaire relativement bas, auxquels les firmes semblent particulièrement sensibles.

Le diagnostic effectué est finalement cohérent avec des schémas explicatifs issus d'horizons variés, déjà employés dans ce type d'analyse comparative. Il peut s'agir des analyses qualitatives sur le mode de gestion de la main d'œuvre par les firmes. Les traits caractéristiques d'une gestion *paternaliste* de cette main d'œuvre sont compatibles avec les résultats obtenus pour les firmes rurales. A l'inverse, les firmes périurbaines, telles qu'elles apparaissent à l'issue de ce travail, semblent bien réunir tous les ingrédients pour profiter de forces de congestion qui poussent au renouvellement de l'urbain : coût élevé du foncier, pression réglementaire et normalisation des équipements. Tout semble donc réuni pour provoquer un transfert notamment des équipements les plus lourds depuis les centres urbains vers leurs couronnes, éventuellement lointaines.

L'évolution souhaitable de cette piste de recherche nous conduira avant toute chose à opérer par la suite une désagrégation du facteur travail selon des niveaux de qualité différents. Des catégories comme celles de qualification ou de distribution fonctionnelle des emplois semble en effet indispensables pour mieux comprendre les dynamiques à l'œuvre.

## BIBLIOGRAPHIE

Arellano M. et S. Bond [1991], « Some Tests of specification for Panel data : Monte-Carlo Evidence and an application to Employment equation », *Econometrica*, 54, pp. 249-273.

Abowd J. et F. Kramarz F. [2003], « The costs of hiring and separations », *Labour Economics*, 10, pp. 499-530.

Berman E. , Bound J. et Z. Griliches [1994] , « Changes in the Demand for Skilled Labour within US manufacturing Industries : Evidences from the Annual Survey of Manufacturing », *Quarterly Journal of Economics*, 109, 367-398.

Blanc M. , Aubert F. et C. Detang-Dessendre [1999] , « Le fonctionnement des marchés du travail ruraux. Entre influence du paternalisme et difficultés d'appariement », *Economie Rurale*, 250, pp. 31-39.

Brechling F. [1965], "The relationship between output and employment in British Manufacturing Industries", *Review of Economic Studies*, 32, 187-216.

Bresson G. , Kramarz F. et P. Sevestre [1996], « Dynamic Labour Demand Models », in Matyas L. et P. Sevestre (eds), *The Econometrics of Panel Data, a Handbook of the Theory with Applications*, Second Edition, Kluwer Academic, ch. 25, pp. 660-684 ,

Combes P. P. , Magnac T. et J. M. Robin [2003], *The Dynamics of Local Employment in France*, CREST-INSEE, Document de Travail, 2003-15.

Davis S. J. , Haltiwanger J. C. et S. Schuh [1996], *Job Creation and Destruction*, The MIT Press.

Doeringer P. [1984], « Internal Labor Markets and Paternalism in Rural areas », in Osterman P. (ed.), *Internal Labor Markets*, The MIT Press, Cambridge, Mass. , pp. 271-289.

Dormont B. [1984], « Productivité-croissance : Quelle relation à moyen-long terme ? Un rapprochement des modèles de Brechling et Kaldor-Verdoorn », *Revue Economique*, 3, pp. 447-478.

Dormont B. et P. Sevestre [1986], « Modèles Dynamiques de Demande de Travail : spécification et estimation sur données de panel », *Revue Economique*, 3, pp. 455-487.

Dormont B. [1997], « L'influence du coût salarial sur la demande de travail », *Economie et Statistique*, 301-302, 1997, pp. 95-109.

Dormont B. et M. Pauchet [1997], « L'élasticité de l'emploi au coût salarial dépend-elle des structures de qualification ? », *Economie et Statistique*, 301-302, 1997, pp. 149-168.

Fougère D. et F. Kramarz [1997], « Le marché du travail en France : quelques pistes d'analyse », *Economie et Statistique*, 301-302, 1997, pp. 51-60.

Fujita M. et J. F. Thisse J.-F. [2002], *Economics of Agglomeration. Cities, Industrial Location and Regional Growth*, Cambridge, UK : Cambridge University Press, 467 p. .

Gaigné C. et F. Goffette-Nagot [2003], « Localisation des activités industrielles en zone rurale : que nous enseigne l'Economie Géographique ? », *Document de Travail 03-03*, GATE-CNRS, Lyon.

Griliches Z. , 1969, « Note : Capital-Skill Complementarity », *Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, pp. 465-468.

Goux D. , Maurin E. , Pauchet M. [2001] , « Fixed-term contracts and the dynamics of labour demand », *European Economic Review*, 45, 533-552.

Hamermesh D. S. [1993], *Labor Demand*, Princeton University Press, Princeton, New-Jersey.

Hamermesh D. S. et G. A. Pfann [1996], « Adjustment costs in factor demand », *Journal of Economic Literature*, 34, pp. 1261-1292.

Henderson V. et J. F. Thisse J.-F. [2004], *Handbook of Urban and Regional Economics*, Elsevier-North-Holland, Amsterdam.

Heyer E. , Pelgrin F. et A. Sylvain [2003], “Durée d’utilisation des facteurs et fonction de production : une estimation par la méthode des moments généralisés en système”, *Document de travail OFCE*, 2003-6.

Hicks J. R. [1932], *The Theory of Wages*, MacMillan, London.

Huiban J. P. [2000], « Localisation spatiale et efficacité de la firme agroalimentaire », *Revue d’Economie Régionale et Urbaine*, 3, pp. 443-55.

Huiban J. P. , Aubert F. , Detang-Dessendre C. [2004], « Urban versus Rural Firms : Is there a spatial heterogeneity of labour demand ? », *Environment & Planning A*, pp. 2033-2047.

INSEE -INRA [1998], *Les campagnes et leurs villes*, Contours et Caractères.

Jayet H. [1993], *Analyse spatiale quantitative*, Economica.

Jorgenson D. W. [2000], *Econometrics*, vol. 1 : *Econometric Modeling of Producer Behavior*, MIT Press.

Le Jeannic T. [1997], « Trente ans de périurbanisation : extension et dilution des villes », *Economie et Statistique*, 307, pp. 21-41.

Machin S. et J. Van Reenen, [1998], “Technology and Changes in Skill structure : Evidence from seven OECD Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, 113, 4, 1215-44.

Mairesse J. , Hall B. et B. Mulkay [1999], « Firm-Level Investment in France and the United States : an Exploration of what we have learned in twenty years », *Annales d’Economie et de Statistique*, 55-56, pp. 27-67.

Mathieu C. , Nicolas Y. [2003], « Adjustment costs in labour demand : a comparisin betwee France and the Czech Republic », *Communication à la Conférence Annuelle des Economistes du travail européens*, Seville.

Maurin E. et D. Thesmar D. [2004], « Changes in the functional structure of firms and the demand for skill », *Journal of labor Economics*, 2004, vol. 22, n. 3, pp. 639-664.

Schmitt B. et F. Goffette-Nagot [2000], « Définir l’espace rural ? De la difficulté d’une définition conceptuelle à la nécessité d’une délimitation statistique », *Economie Rurale*, 257, pp. 42-55.

## Annexe 1 : Une typologie spatiale

Des catégories telles que l'urbain, le rural ou encore le périurbain sont communément utilisées dans un registre scientifique ou selon leur sens commun. Pour autant leur définition ne va pas de soi. Celle que nous proposons s'effectue selon deux étapes : l'utilisation d'un zonage communal proposé par l'INSEE, puis la reconstruction de nos catégories d'analyse, à partir des catégories élémentaires de ce zonage.

### *A l'origine : Le Zonage en Aires Urbaines et en aires d'Emploi de l'Espace Rural*

L'ensemble des communes présentes sur le sol français a fait l'objet d'un classement par l'INSEE en 1996 [Le Jeannic, 1997] selon 6 catégories.

*L'Espace à dominante urbaine* comprend l'ensemble des pôles urbains et des communes périurbaines, soit trois catégories :

- *Les Pôles urbains* : unités urbaines offrant 5 000 emplois ou plus et n'appartenant pas à la couronne périurbaine d'un autre pôle urbain ;
- *La Couronne périurbaine* (d'un pôle urbain) : ensemble des communes de l'aire urbaine à l'exclusion de son pôle urbain, dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaille dans le pôle urbain ou dans des communes attirées par celui-ci ;
- *Les Communes multipolarisées* : Il s'agit de communes rurales et unités urbaines situées hors des aires urbaines, dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaille dans plusieurs aires urbaines, sans atteindre ce seuil avec une seule d'entre elles, et qui forment avec elles un ensemble d'un seul tenant.

*L'espace à dominante rural* a fait l'objet d'un découpage, fruit d'une collaboration entre l'INSEE et l'INRA [INRA & INSEE, 1998], qui comprend quatre catégories<sup>11</sup> :

- *Le Rural sous faible influence urbaine* : il s'agit des communes ou unités urbaines dont 20 % ou plus des actifs résidents vont travailler dans les aires urbaines ;
- *Les Pôles ruraux* : sont considérées comme telles les communes ou unités urbaines qui regroupent 2 000 emplois ou plus (c'est-à-dire entre 2 000 et 5 000 emplois) et dont le nombre d'emploi est supérieur ou égal au nombre d'actifs résidents (taux d'emploi  $\geq 1$ ).
- *La Périphérie des pôles ruraux* : il s'agit ici des communes ou unités urbaines dont plus de 20 % des actifs résidents vont travailler dans l'un quelconque des pôles ruraux.
- *Le Rural isolé* : celui-ci est constitué de toutes les autres communes ou unités urbaines.

---

<sup>11</sup> Ce découpage a été modifié en 2002, mais, au vu des années étudiées, nous nous en tiendrons à la classification initiale.



## ***Une reconstruction***

Le découpage précédent sert souvent de support à l'utilisation d'une classification sur le mode binaire (rural *versus* urbain), ou ternaire (le périurbain venant s'insérer entre les deux précédentes catégories). L'une ou l'autre de ces options méthodologiques nous semble inadaptées pour traiter du sujet qui nous intéresse ici. En particulier, la rupture assumée entre espace périurbain et espace rural nous paraît excessive. Il existe une véritable continuité entre les espaces périurbains et les espaces ruraux qui leurs sont voisins, tant du point de vue des faits constatés que des schémas d'interprétation qui peuvent en être proposés. Mais, à l'inverse, il serait inefficace de considérer l'ensemble ainsi défini comme un espace homogène. Au moins deux sous-ensembles doivent y être considérés. Nous proposons de baptiser *périurbain-rural sous influence* (Périurbain par la suite) le premier, et *rural autonome* le second (Rural par la suite).

A notre connaissance, il revient à Schmitt *et al.* [2000] d'avoir été les premiers à introduire cette distinction de façon opératoire dans l'analyse. Comme le montrent ces auteurs, puis d'autres après [Gagné *et al.* , 2003], la distinction fondamentale entre ces deux espaces tient au type de *marché du travail* auquel on peut les rapporter. Dans le premier cas, il s'agit de marchés du travail *urbains*. L'influence s'exerce à travers les flux de migrations alternantes d'actifs, supérieurs à 40 % de l'ensemble des actifs de la zone dans le périurbain, à 20 % dans l'espace à dominante rurale. Dans le cas du rural autonome, les marchés du travail sur lesquels opèrent les actifs, ou les demandeurs d'emploi de la zone sont des marchés du travail *ruraux*, dont nous observerons que le fonctionnement diffère. Concrètement nos trois catégories d'analyse se construisent de la façon suivante :

- la zone *urbaine* : correspond à la position 1 (Pôles urbains)
- la zone *périurbaine*(en fait *périurbaine-rurale sous influence*) : correspond à l'agrégation des positions 2 (Périurbain monopolarisé), 3 (Périurbain multipolarisé) et 4 (rural sous influence urbaine) ;
- la zone rurale (en fait *rurale autonome*): correspond à l'agrégation des positions 5 (pôles ruraux), 6 (rural sous influence de pôles ruraux), 7 (Rural isolé).

## **Annexe 2 : Le champ sectoriel : les Industries Agro-Alimentaires**

Le choix de l'ensemble sectoriel permet à la fois de travailler sur des fichiers de taille plus réduite que dans le cas de l'ensemble des secteurs industriels et de proposer un traitement intéressant de la question posée. En effet cet ensemble sectoriel représente une part significative de l'emploi industriel : 540 000 salariés, soit 15 % de l'ensemble, dans le cas français. De plus, il présente un intérêt tout particulier au regard de la question choisie, puisque les firmes agro-alimentaires constituent le seul ensemble de firmes significativement présent dans les trois types d'espaces. Elles constituent souvent le plus important, voire le seul ensemble pourvoyeur d'emplois industriels en zone rurale.

## Annexe 3 : Résultats

### Statistiques descriptives

Tableau 7: Résultats d'estimation, MCO, population entière.

Estimateur Paramètres	Périurbain	Rural	Urbain
$\lambda$ (vitesse ajustement)	0.27	0.29	0.35
$\nu$ (coefficient échelle)	1.08	1.07	1.06
$\gamma$ (chgmt technique)	-0.0096	-0.0040	-0.0003
$\alpha_l$ (effet coût salarial)	-1.32	-1.62	-1.27
$\alpha_c$ (effet coût capital)	0.021	0.012	0.010
N	392	459	868

Tous coefficients significatifs au seuil de 1 %.

Tableau A1: Caractéristiques des firmes observées, valeurs moyennes et dispersion

Variable	Zone	Périurbain	Rural	Urbain
L		82.19 (143.08)	87.29 (161.73)	124.63 (308.56)
VA		36782 (155394)	24937 (52805)	48517 (172877)
K		50203 (133986)	39859 (84473)	79815 (336050)
W		189.67 (54.71)	177.30 (42.49)	196.61 (61.73)
C		7.44 (13.51)	6.03 (7.87)	6.63 (10.13)
VA/L		334.99 (693.76)	275.49 (145.89)	292.02 (182.19)
K/L		491.34 (484.43)	471.35 (479.76)	426.91 (429.71)
DL		1.4439 (16.27)	2.7521 (30.26)	-0.2248 (35.04)
DDL1 = (moyenne(DL/L))		0.0249 (0.1446)	0.0266 (0.1425)	0.0142 (0.1506)
DDL2 = (Dlmoyen/Lmoyen)		0.0176	0.0315	-0.0018
D(VA/L)		1.9690 (131.20)	1.0713 (75.73)	0.9147 (74.96)
DD(VA/L)		0.0291 (0.2726)	0.0334 (0.2724)	0.0273 (0.2521)
D(K/L)		24.8079 (98.52)	25.2951 (103.72)	21.7863 (143.66)
DD(K/L)		0.0745 (0.2151)	0.0837 (0.2293)	0.0858 (0.2250)
N		2744	3213	6076

Source : notre fichier, cylindré (90-97)

Entre parenthèses : écart-type estimé.

Tableau A2: Caractéristiques des firmes observées, valeurs moyennes et dispersion

<i>Variable</i>	<i>Zone</i>	<i>Périurbain</i>	<i>Rural</i>	<i>Urbain</i>
<i>L</i>		78.91 (137.48)	84.65 (154.77)	116.78 (294.49)
<i>VA</i>		32825 (139525)	23869 (50864)	44263 (160109)
<i>K</i>		46274 (123222)	38884 (84934)	70385 (301146)
<i>W</i>		187.48 (54.42)	176.56 (42.68)	194.23 (62.65)
<i>C</i>		7.75 (14.82)	6.67 (10.77)	7.78 (16.10)
<i>VA/L</i>		319.97 (624.02)	268.27 (143.50)	286.02 (339.29)
<i>K/L</i>		482.94 (486.72)	462.69 (476.99)	401.54 (505.51)
<i>DL</i>		1.0383 (15.89)	1.7532 (30.84)	-0.5002 (35.89)
<i>DDL1 =</i> <i>(moyenne(DL/L))</i>		0.0197 (0.1480)	0.0208 (0.1618)	0.0101 (0.1628)
<i>DDL2 =</i> <i>(Dlmoyen/Lmoyen)</i>		0.0132	0.0207	0.0043
<i>D(VA/L)</i>		0.0347 (123.06)	-0.8523 (77.23)	-1.6427 (253.43)
<i>DD(VA/L)</i>		0.0265 (0.2869)	0.0298 (0.2927)	0.0264 (0.2727)
<i>D(K/L)</i>		24.7693 (98.37)	25.2088 (111.00)	21.7863 (143.66)
<i>DD(K/L)</i>		0.0805 (0.2289)	0.0870 (0.2289)	0.0887 (0.2368)
<i>N</i>		3451	3213	8065

Source : notre fichier, non-cylindré (90-97)

Entre parenthèses : écart-type estimé.

## Résultats d'estimations

Tableau A3: Résultats d'estimation, Population d'ensemble

<i>Estimateur</i> <i>Variable</i>	<i>MCO</i>	<i>Within</i>	<i>MCQG</i>	<i>GMM</i>
<i>Constante</i>	0.52036 (0.02867)		1.04349 (0.04250)	0.00067 (0.00160)
<i>LVA</i>	0.29199 (0.00353)	0.31894 (0.00433)	0.42677 (0.00400)	0.22987 (0.01381)
<i>LLI</i>	0.68984 (0.00386)	0.26652 (0.00481)	0.47139 (0.00444)	0.50787 (0.08602)
<i>LW</i>	-0.39221 (0.00675)	-0.58076 (0.00832)	-0.57746 (0.00848)	-0.64768 (0.02767)
<i>LC</i>	0.00387 (0.00116)	0.01333 (0.00178)	0.00784 (0.00172)	0.01335 (0.00296)
<i>T</i>	-0.00570 (0.00533)	0.012886 (0.00367)	0.00056 (0.00420)	0.00670 (0.00160)
<i>D92</i>	0.00746 (0.00923)	0.004258 (0.00635)	0.012857 (0.00726)	
<i>D93</i>	0.02123 (0.01409)	0.00349 (0.00970)	0.021791 (0.01110)	
<i>D94</i>	0.02930 (0.01921)	0.00055 (0.01324)	0.026793 (0.01510)	-0.00390 (0.00488)
<i>D95</i>	0.03927 (0.02441)	-0.00385 (0.01682)	0.031841 (0.01920)	-0.00563 (0.00407)
<i>D96</i>	0.02305 (0.02966)	-0.03034 (0.02040)	0.007177 (0.02330)	-0.02218 (0.00407)
<i>D97</i>	0.03493 (0.02494)	-0.03487 (0.02400)	0.015001 (0.0275)	-0.00494 (0.00415)
<i>DS36</i>	-0.02554 (0.00487)		-0.02628 (0.01200)	-0.00411 (0.00269)
<i>DS37</i>	-0.02358 (0.00527)		-0.02025 (0.01300)	0.00292 (0.00320)
<i>DS38</i>	-0.00413 (0.00570)		0.010435 (0.01410)	-0.00484 (0.00320)
<i>DS39</i>	-0.03825 (0.00397)		-0.06446 (0.00957)	-0.00086 (0.00244)
<i>DS40</i>	-0.02852 (0.00465)		-0.03846 (0.01130)	-0.00086 (0.002439)
<i>DS41</i>	-0.07838 (0.00515)		-0.10153 (0.01200)	-0.01318 (0.00340)
<i>Test</i>				<i>Sargan = 10.41</i> <i>(p = 0.32)</i>
<i>N</i>	1719	1719	1719	1719

Source : notre fichier, cylindré (90-97)  
Entre parenthèses : écart-type estimé.

## Estimations par types d'espace

Tableau A4: Résultats d'estimation, MCO, Par types d'espace

<i>Variable</i>	<i>Zone</i>	<i>Périurbain</i>	<i>Rural</i>	<i>Urbain</i>
<i>Constante</i>		0.47635 (0.06430)	0.83219 (0.05526)	0.47544 (0.03999)
<i>LVA</i>		0.24644 (0.00731)	0.27155 (0.00661)	0.33304 (0.00509)
<i>LLI</i>		0.72921 (0.00822)	0.71347 (0.00726)	0.64764 (0.00549)
<i>LW</i>		-0.32977 (0.01508)	-0.43738 (0.01283)	-0.42439 (0.00954)
<i>LC</i>		0.00530 (0.00254)	0.00336 (0.00202)	0.00345 (0.00167)
<i>T</i>		-0.002461 (0.01183)	-0.00108 (0.00919)	-0.000101 (0.00757)
<i>D92</i>		0.02886 (0.02047)	0.00272 (0.1592)	0.00276 (0.01312)
<i>D93</i>		0.07182 (0.03127)	0.00545 (0.02432)	0.00969 (0.02004)
<i>D94</i>		0.08875 (0.04263)	0.02862 (0.03315)	0.00639 (0.02731)
<i>D95</i>		0.12095 (0.05418)	0.02997 (0.04213)	0.01084 (0.03471)
<i>D96</i>		0.12455 (0.06584)	0.00588 (0.05118)	-0.00965 (0.04217)
<i>D97</i>		0.15064 (0.07755)	0.01803 (0.06028)	-0.00336 (0.04966)
<i>DS36</i>		-0.00848 (0.01027)	-0.02362 (0.00719)	-0.02379 (0.00824)
<i>DS37</i>		0.00845 (0.01206)	-0.02639 (0.00900)	-0.03855 (0.00748)
<i>DS38</i>		0.00472 (0.01669)	-0.01183 (0.01259)	-0.00784 (0.00712)
<i>DS39</i>		-0.03612 (0.00868)	-0.03124 (0.00673)	-0.04346 (0.00581)
<i>DS40</i>		-0.04149 (0.01260)	-0.04314 (0.01037)	-0.03152 (0.00597)
<i>DS41</i>		-0.09610 (0.01082)	-0.05260 (0.00922)	-0.07879 (0.00747)
<i>N</i>		392	459	868

Source : notre fichier, cylindré (90-97)

Entre parenthèses : écart-type estimé.

Tableau A5 : Résultats d'estimation, Within, Par types d'espace

<i>Variable</i>	<i>Zone</i>	<i>Périurbain</i>	<i>Rural</i>	<i>Urbain</i>
<i>LVA</i>		0.267031 (0.00867)	0.287586 (0.00828)	0.356785 (0.00621)
<i>LL1</i>		0.277412 (0.00991)	0.329447 (0.00994)	0.2328 (0.00657)
<i>LW</i>		-0.55859 (0.0173)	-0.5377 (0.0156)	-0.61522 (0.0118)
<i>LC</i>		0.017181 (0.00389)	0.012385 (0.00354)	0.0131717 (0.00240)
<i>T</i>		0.010762 (0.00780)	0.012315 (0.00685)	0.01408 (0.00515)
<i>D92</i>		0.008227 (0.0134)	0.001641 (0.0118)	0.00489 (0.00892)
<i>D93</i>		0.0021582 (0.0205)	0.000312 (0.0181)	-0.00273 (0.0136)
<i>D94</i>		0.018876 (0.0280)	0.001537 (0.0247)	-0.01458 (0.0186)
<i>D95</i>		0.02048 (0.0356)	0.011926 (0.0313)	-0.02236 (0.0236)
<i>D96</i>		0.002225 (0.0432)	-0.01334 (0.0381)	-0.053 (0.0287)
<i>D97</i>		-0.00287 (0.0510)	-0.01234 (0.0449)	-0.05909 (0.0338)

Source : notre fichier, cylindré (90-97)  
 Entre parenthèses : écart-type estimé.

Tableau A6 : Résultats d'estimation, MCQG, Par types d'espace

<i>Variable</i>	<i>Zone</i>	<i>Périurbain</i>	<i>Rural</i>	<i>Urbain</i>
<i>Constante</i>		1.2854 (0.00927)	1.2466 (0.0773)	0.919094 (0.0601)
<i>LVA</i>		0.371574 (0.00842)	0.371816 (0.00762)	0.477054 (0.00557)
<i>LLI</i>		0.475277 (0.00964)	0.546084 (0.00860)	0.426611 (0.00607)
<i>LW</i>		-0.53476 (0.0185)	-0.57537 (0.0155)	-0.60747 (0.0119)
<i>LC</i>		0.010277 (0.00386)	0.005816 (0.00313)	0.00881 (0.00237)
<i>T</i>		-0.00737 (0.00907)	0.001854 (0.00768)	0.003819 (0.00587)
<i>D92</i>		0.023228 (0.0157)	0.00583 (0.0133)	0.013231 (0.0102)
<i>D93</i>		0.005186 (0.0239)	0.010281 (0.0203)	0.015157 (0.0155)
<i>D94</i>		0.0058662 (0.0326)	0.031809 (0.0277)	0.010768 (0.0212)
<i>D95</i>		0.074212 (0.0415)	0.03288 (0.0351)	0.012201 (0.0269)
<i>D96</i>		0.060586 (0.0504)	0.006124 (0.0427)	-0.01609 (0.0327)
<i>D97</i>		0.072531 (0.0593)	0.014245 (0.0503)	-0.00957 (0.0385)
<i>DS36</i>		0.020456 (0.0265)	-0.04552 (0.0162)	-0.00345 (0.0205)
<i>DS37</i>		0.041001 (0.0314)	-0.02102 (0.0205)	-0.04487 (0.0186)
<i>DS38</i>		0.09227 (0.0436)	-0.02712 (0.0288)	0.003254 (0.0177)
<i>DS39</i>		-0.05907 (0.0214)	-0.06908 (0.0150)	-0.06054 (0.0142)
<i>DS40</i>		0.000626 (0.0326)	-0.06911 (0.0235)	-0.04868 (0.0146)
<i>DS41</i>		-0.11345 (0.0261)	-0.10844 (0.0198)	-0.08303 (0.0176)
<i>Hausman (MCQG vs Within)</i>		736 (0)	189 (0)	1942 (0)

Source : notre fichier, cylindré (90-97)

Entre parenthèses : écart-type estimé.

*Tableau A7 : Résultats d'estimation,  
GMM en différences, instrumenté par les niveau (à partir de t-3, jusqu'à t-5,  
Par types d'espace*

<i>Variable</i>	<i>Zone</i>	<i>Périurbain</i>	<i>Rural</i>	<i>Urbain</i>
<i>Constante</i>		0.0114905 (0.0028604)	0.0069213 (0.0031051)	0.0048763 (0.0020813)
<i>DLVA</i>		0.196734 (0.0225338)	0.200125 (0.0248169)	0.2700518 (0.0200016)
<i>DLLI</i>		0.3573547 (0.1119328)	0.4900864 (0.1841918)	0.2632532 (0.1136082)
<i>DLW</i>		-0.595886 (0.0505352)	-0.632237 (0.0653556)	-0.641052 (0.0341451)
<i>DLC</i>		0.0148471 (0.0053471)	0.0203585 (0.0054184)	0.0072622 (0.00387)
<i>DT</i>		0.0114905 (0.0028604)	0.0069213 (0.0031051)	0.0048763 (0.0020813)
<i>D94</i>		-0.015016 (0.0088642)	0.0143934 (0.0095403)	-0.00432 (0.006084)
<i>D95</i>		-0.007786 (0.0077926)	-0.009503 (0.0084565)	0.0009576 (0.0051155)
<i>D96</i>		-0.02382 (0.0074327)	-0.02282 (0.00771)	-0.017025 (0.0053559)
<i>D97</i>		-0.018819 (0.0068687)	0.0010823 (0.0078122)	-0.001539 (0.0054515)
<i>DS36</i>		-0.007049 (0.0057391)	-0.002586 (0.0038405)	-0.011244 (0.0050948)
<i>DS37</i>		0.0032211 (0.0079022)	0.0064208 (0.0083014)	0.0032651 (0.0041789)
<i>DS38</i>		-0.012685 (0.005839)	-0.005184 (0.0097685)	-0.00476 (0.038581)
<i>DS39</i>		-0.000739 (0.0040502)	0.0026971 (0.0038676)	-0.005494 (0.0033769)
<i>DS40</i>		-0.004899 (0.0058106)	0.0038161 (0.005044)	-0.000104 (0.0033341)
<i>DS41</i>		-0.009459 (0.0055832)	-0.005708 (0.0068732)	-0.025259 (0.0048322)
<i>Sargan</i>		15.52 (p = 0.078)	11.33 (p = 0.254)	9.69 (p = 0.376)

Source : notre fichier, cylindré (90-97)  
Entre parenthèses : écart-type estimé.