

# **EVOLUTIONS LOCALES DE L'INDUSTRIE 1982-1992 ET CONVERGENCE REGIONALE**

## **Quelques résultats empiriques sur données françaises**

Françoise MAUREL

**Document de travail**

**N° 96-6**

**Juin 1996**

**EVOLUTIONS LOCALES DE L'INDUSTRIE 1982-1992  
ET CONVERGENCE REGIONALE**

**Quelques résultats empiriques sur données françaises**

**Françoise MAUREL**

**DOCUMENT DE TRAVAIL  
N° 96-6**

**Juin 1996**

**Ce document de travail n'engage que son auteur. L'objet de cette diffusion  
est de stimuler le débat et d'appeler commentaires et critiques.**

**MINISTERE  
DE L'ECONOMIE ET DES FINANCES  
DIRECTION DE LA PREVISION  
139, rue de Bercy - Bâtiment VAUBAN  
75572 - PARIS CEDEX 12**

## SOMMAIRE

Résumé	2
Introduction	3
I - Evolution locale de l'emploi industriel : convergence régionale ou persistance des disparités ?	3
I.1 - Le cadre général de la convergence conditionnelle	3
I.2 - La lenteur du processus de convergence d'ensemble	4
I.3 - Résultats sectoriels	4
II - Persistance des disparités locales et externalités de localisation	7
II.1 - Les différents types d'externalités en économie spatiale	7
II.2 - Caractérisation à partir du modèle de convergence	8
II.3 - L'étude empirique des forces d'agglomération	8
II.4 - Externalités inter et intra-industrielles	10
II.5 - Disparités sectorielles	11
III - Les choix de localisation des industries de haute technologie	12
Conclusion	15
Annexe 1	16
Annexe 2	17
Annexe 3	19
Bibliographie	22

---

## Résumé

---

L'économie spatiale accorde traditionnellement une place importante aux externalités dans la localisation des entreprises dans l'espace et distingue entre les externalités propres à un secteur d'activité (ou externalités de localisation) et celles propres à l'ensemble des firmes d'une ville ( dites d'urbanisation). Cette note étudie empiriquement l'évolution de l'emploi industriel au niveau des zones d'emploi françaises entre 1982 et 1992 en examinant en particulier l'influence des caractéristiques passées et présentes de l'industrie sur la croissance locale de l'emploi, dans différents secteurs industriels. L'analyse de cette évolution, à partir du modèle de convergence conditionnelle couramment utilisé en économie internationale, confirme la faiblesse du processus de convergence entre zones géographiques. Ceci conduit à rechercher des facteurs explicatifs de la persistance observée des disparités locales. Ceux-ci, qui peuvent être interprétés en termes de facteurs d'agglomération fondés sur l'existence d'avantages comparatifs ou d'externalités se révèlent qualitativement importants.

Ainsi, tant le niveau local du capital humain que des facteurs propres au tissu industriel se révèlent significatifs dans l'explication de la croissance de l'emploi des secteurs, relativement à leur niveau initial. Les résultats empiriques obtenus valident également l'importance des économies de localisation. Cependant, à la différence des travaux similaires menés sur les Etats-Unis, il semble difficile de trancher ici entre des externalités dynamiques liées à la diversité du tissu industriel et des externalités liées à la spécialisation. Les résultats obtenus valideraient ainsi les schémas théoriques de Porter (1990) et de Jacobs (1969) en faisant, notamment, de la concurrence locale un facteur de croissance des industries, ainsi qu'un facteur de convergence. Enfin, l'étude de l'implantation d'industries "modernes" à niveau de technicité important fait également apparaître, outre un effet d'échelle, l'importance du capital humain local et notamment du taux de diplômés du supérieur, à la fois dans les choix de localisation et dans le niveau de l'emploi.

---

## Introduction

---

La structure industrielle d'un pays est susceptible d'évoluer dans le temps, dans sa composition sectorielle et dans sa répartition géographique. Sur les dix dernières années, les régions françaises ont ainsi connu des mouvements contrastés, notamment en termes de croissance macroéconomique (Nolin et Benhaddouche, 1995). Par ailleurs, l'économie spatiale accorde traditionnellement une place importante, après les rendements croissants, aux externalités dans la description de la taille et de la structure d'une ville ou, plus généralement, de la localisation des entreprises dans l'espace. L'étude des caractéristiques et des modifications observées du tissu industriel local permet donc de tester certaines des implications des théories de localisation des entreprises. A cet égard, les débats portent en particulier sur la nature des externalités dynamiques existant entre entreprises, après les travaux de Glaeser, Kallal, Scheinkman, Schleifer (1992) et Henderson, Kunroco, Turner (1992 et 1995). De manière statique, de telles externalités ont déjà été mises en évidence pour l'industrie française (Maurel et Sédillot, 1995).

Dans cette perspective, cette note cherche à décrire l'évolution de l'emploi industriel au niveau des zones d'emploi françaises entre 1982 et 1992 et en particulier à déterminer l'influence des caractéristiques passées et présentes de l'industrie sur la croissance locale de l'emploi dans différents secteurs industriels. Elle s'intéresse aux facteurs susceptibles d'expliquer la convergence ou plus exactement la persistance de la répartition géographique de l'emploi industriel. Les résultats obtenus permettent par ailleurs de resituer au plan empirique le débat sur la nature des externalités d'agglomération.

Nous utilisons ici des données à l'échelon des zones d'emploi françaises en 1982 et 1992 ainsi que des données sur l'industrie (au niveau local) issues de l'enquête annuelle d'entreprise (EAE) dans l'industrie pour ces mêmes années<sup>1</sup>, pour analyser l'évolution locale de l'emploi des différents secteurs industriels relativement à son niveau initial et en fonction des caractéristiques présentes et passées du tissu industriel local (diversifié, spécialisé,...) et de la zone géographique (démographie, niveaux de formation,...).

Dans un premier temps, nous analysons cette évolution à partir d'un modèle de convergence condi

---

<sup>1</sup> L'annexe 1 décrit plus en détail les données utilisées ainsi que le découpage en zones d'emploi de l'INSEE.

tionnelle couramment utilisé en économie internationale. La faiblesse du processus de convergence estimé ici nous conduira ensuite à rechercher des facteurs explicatifs de la non convergence spatiale, c'est-à-dire de la persistance observée des disparités locales. Ceux-ci, qui peuvent être interprétés en termes de facteurs d'agglomération fondés sur l'existence d'avantages comparatifs ou d'externalités se révèlent qualitativement importants. Enfin, dans le cas de certaines industries « modernes », susceptibles de se localiser de manière indifférenciée, on étudiera plus précisément les déterminants de leur localisation.

---

## I - Evolution locale de l'emploi industriel : convergence régionale ou persistance des disparités ?

---

La répartition géographique de l'emploi industriel fait apparaître en France de fortes disparités, puisqu'en 1992 et au niveau des zones d'emploi, celui-ci s'étagait entre 200 emplois<sup>2</sup> dans le secteur manufacturier pour les plus petites zones et 138.000 emplois pour les plus importantes, avec une médiane à 5.600 emplois et une moyenne à 9.500. Dans un contexte dynamique, il est naturel de s'interroger sur la persistance ou la disparition de telles inégalités spatiales. Pour ce faire, nous avons retenu dans un premier temps la modélisation classique de convergence conditionnelle (encore appelée  $\beta$ -convergence ou *mean reversion*) utilisée dans ce contexte par Henderson et alii (1992) et plus généralement en économie régionale ou internationale (Barro, 1991, et Barro et Sala-i-Martin, 1992), pour déterminer l'effet des conditions initiales sur la croissance ultérieure des économies locales (phénomène de rattrapage).

### I.1 - Le cadre général de la convergence conditionnelle

Formellement, ce modèle général s'écrit (dans notre contexte d'observations disponibles en 1982 et 1992) :

$$\text{Log}(y_{92,j} / y_{82,j}) = X_j \gamma - \delta \text{Log}(y_{82,j}) + \varepsilon_j(1)$$

où  $y_j$  désigne la variable d'intérêt (ici l'emploi), dont on cherche à tester la convergence, observée sur les zones géographiques  $j$  (ici les zones d'emploi),  $X_j$  un ensemble de variables exogènes relatives à la zone  $j$  (variables conditionnelles),

---

<sup>2</sup> Dans les établissements appartenant aux entreprises de plus de 20 salariés.

$\varepsilon_j$  une perturbation aléatoire.

Le paramètre  $\delta$  caractérise donc le phénomène de retour vers la moyenne ou de rattrapage. Lorsque  $\delta = 0$ , la croissance de l'emploi ou d'une autre variable d'intérêt  $y$  est uniquement caractérisée par des variables locales ( $X_j \gamma$ ) et ne dépend pas du niveau d'emploi initial. Lorsque  $\delta = 1$ , les niveaux d'emploi en 1982 et 1992 sont indépendants. Lorsque  $\delta$  est compris entre 0 et 1, il y a "retour vers la moyenne" : les industries locales très développées en 1982 croissent moins vite que les industries locales moins développées.

A ce paramètre  $\delta$  peut être associé un taux de convergence annuel, qui s'écrit de la façon suivante, si  $T$  désigne l'intervalle sur lequel est estimé le phénomène, soit ici 10 ans :

$$\beta = \frac{1}{T} \text{Log}(1 - \delta) \quad (2)$$

Ce modèle peut s'appliquer à l'industrie manufacturière dans son ensemble (l'unité d'observation est alors le niveau d'emploi manufacturier dans une zone d'emploi) ou à un secteur industriel particulier (on observe alors l'emploi de ce secteur dans une zone géographique)<sup>3</sup>.

## I.2 - La lenteur du processus de convergence d'ensemble

Les graphiques 1 à 4 présentés en annexe 2 montrent que le phénomène de convergence, s'il existe, semble relativement faible en ce qui concerne l'emploi industriel ou la population totale des zones d'emploi. Une estimation économétrique de l'équation (1) au niveau de l'industrie manufacturière dans son ensemble sur 315 zones d'emploi<sup>4</sup> fournit en outre les résultats suivants, par les MCO (Tableau 1, p. suiv.).

Les variables exogènes utilisées comme caractéristiques de la zone d'emploi, outre la constante, sont les suivantes : une indicatrice de grande région (une des huit zones d'étude et d'aménagement du territoire) et deux variables décrivant le niveau de formation de la population locale (Taux de diplômés de niveau Bac+ 2 et plus et taux de CAP-BEP dans la population adulte). Ces variables ca

ractéristiques des zones d'emploi sont en général significatives.

En ce qui concerne le phénomène de convergence, celui-ci n'est réellement marqué que pour le salaire moyen dans l'industrie<sup>5</sup> où le phénomène de rattrapage est substantiel (Graphiques 1 à 4 en annexe 2 et tableau 1, p. suiv.). Les taux de convergence de la population et de l'emploi industriel, bien que significatifs, sont très faibles. Les graphiques suggèrent en effet la présence de nombreux points aberrants.

## I.3 - Résultats sectoriels

Le même type de modèle peut également être appliqué à des secteurs industriels particuliers pour tester la convergence régionale de l'emploi sectoriel. Mais dans ce cas, il faut tenir compte dans l'estimation du modèle (1) du fait que ces secteurs ne sont pas présents dans toutes les zones d'emploi françaises. Un modèle Tobit a donc été estimé pour corriger du biais de sélection.

Plus précisément, on a dans un premier temps supposé que l'absence d'une industrie dans une zone d'emploi (soit en 1982, soit en 1992) était due uniquement à un effet de taille de la zone<sup>6</sup> compte tenu notamment de l'absence d'observations sur les établissements d'entreprises de moins de 20 personnes pour l'EAE. La première étape du modèle Tobit (choix binaire de présence du secteur en 1982 et 1992) est alors simplement donnée par le modèle suivant, pour un secteur industriel fixé :

$$\text{Proba } (y_{92,j} > 0 \text{ et } y_{82,j} > 0) = \Phi(X_j \beta) \quad (3)$$

où  $j$  désigne une zone d'emploi,  $X_j$  est un vecteur de variables exogènes composé de la population de la zone et d'indicatrices régionales<sup>7</sup> et  $\Phi$  la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

Une fois contrôlé du biais de sélectivité par une estimation en deux étapes (voir encadré), l'équa

<sup>5</sup> Néanmoins, la variable salaire, construite à partir des données individuelles des établissements parfois mal renseignées, nous a paru peu fiable et elle n'a pas été retenue par la suite.

<sup>6</sup> Ce raisonnement n'est toutefois valide que si l'on s'intéresse à des secteurs industriels relativement agrégés (ici la NAP 40). Pour des secteurs industriels plus fins, la localisation des établissements résulte plus vraisemblablement d'un choix faisant intervenir notamment les avantages comparatifs des zones et l'existence éventuelle d'externalités inter ou intra-industrielles. Ce type de comportement sera étudié ultérieurement (section III).

<sup>7</sup> On a utilisé ici des indicatrices de certaines ZEAT agrégées (Nord et Est, PACA et Languedoc-Roussillon, Ile-de-France hors Paris) et de la ville de Paris.

<sup>3</sup> L'annexe 1 décrit les données utilisées.

<sup>4</sup> N'ont été retenues que les zones d'emploi dont la population adulte (15 ans et plus) était en 1982 supérieure à 30 000 personnes, hors Corse et DOM, soit 315 zones d'emploi sur 378 au total.

tion de convergence estimée pour chacun des secteurs est du type de l'équation (1) avec pour

Tableau 1  
Taux de convergence

Variable (y)	$\delta$	Taux de convergence annuel $\beta$ (%)	$R^2$	N
Population*	0,0126 (3,02)	0,069	0,42	315
Emploi manufacturier	0,0639 (4,66)	0,28	0,13	315
Emploi manufacturier par tête	0,0588 (2,89)	0,26	0,16	315
Salaires moyen dans l'industrie	0,3905(13,06)	2,15	0,40	315

\*Pour cette variable, la convergence est mesurée entre 1982 et 1990.

Tableau 2  
Modèle de convergence par secteur

Nap 40	Secteur de la NAP 40, hors industries extractives et énergies	$\delta$	Taux de convergence annuel $\beta$ (%)	$R^2$
T09	Matériaux de construction	0,138	0,65	0,80
T10	Verre	0,271	1,37	0,73
T11	Chimie de base	0,168	0,80	0,79
T12	Parachimie, pharmacie	0,211	1,03	0,82
T13	Fonderie et travail des métaux	0,137	0,64	0,86
T14	Construction mécanique	0,202	0,98	0,85
T15	Matériel électrique, électronique et biens d'équipement ménagers	0,321	1,68	0,80
T16	Automobile	0,177	0,85	0,82
T17	Construction navale et aéronautique	0,163	0,77	0,77
T18	Textile, habillement	0,110	0,51	0,85
T19	Cuir chaussure	0,236	1,17	0,68
T20	Bois, meubles, divers	0,172	0,82	0,73
T21	Papier carton	0,144	0,67	0,80
T22	Imprimerie presse édition	0,130	0,61	0,86
T23	Caoutchouc, matières plastiques	0,247	1,23	0,75

variables indicatrices de la zone d'emploi, les indicatrices régionales simplifiées évoquées précédemment, la composition de la main d'oeuvre locale au travers des taux de BAC + 2 et taux de CAP dans la population adulte. Les résultats obtenus pour les différents secteurs (Tableau 2 ci-dessus) sont similaires au résultat obtenu pour l'industrie manufacturière dans son ensemble.

Cependant, les taux de convergence ( $\beta$ ) sont légèrement plus élevés que pour la variable équivalente (emploi) au niveau de l'industrie manufacturière, mais ceux-ci demeurent assez faibles. Le phénomène de convergence des niveaux d'emploi locaux est donc également très lent pour les différents secteurs industriels. Ce résultat est si-

miltaire à celui qui a été mis en évidence par Henderson et alii (1992) aux Etats-Unis. Les ordres de grandeur des taux de convergence annuels sont aussi relativement proches puisque ceux-ci se situaient entre 0,3 % pour l'emploi manufacturier total aux Etats-Unis et 0,9 % pour le taux de convergence sectoriel maximal estimé par Henderson et alii (1992).

Ces résultats suggèrent l'existence de forces agglomérantes qui maintiendraient dans le temps les industries en un lieu donné, amenant celles-ci à un niveau de concentration géographique supérieur à celui qui prévaudrait en l'absence de telles forces agglomérantes. La littérature théorique justifie ce

phénomène notamment par l'existence d'externalités dites "de savoir" (*knowledge spillover*) qui se révèlent empiriquement importantes dans un ca

dre statique tant aux Etats-Unis qu'en France (Elison et Glaeser, 1994 ; Maurel et Sédillot, 1995) et que l'on va tenter de caractériser dans ce qui suit.

### Encadré : Données censurées et Modèle TOBIT

Le modèle TOBIT a été conçu pour modéliser une variable quantitative qui n'est observée que sur une fraction d'un échantillon ou prenant des valeurs nulles pour une proportion non négligeable de l'échantillon. Initialement introduit pour décrire la consommation de certains biens durables par les ménages en fonction de leurs revenus pendant une période de temps donnée, ce modèle permet de prendre en compte le fait que dans ce cas le niveau de consommation de biens durables est nul sur la période choisie pour beaucoup de ménages, ce qui rend une modélisation linéaire inadaptée.

Ce type de modèle a également été utilisé pour modéliser le comportement d'activité et les salaires de réservation, ainsi que les comportements de non réponse aux enquêtes.

Ici, le problème qui se pose est celui de l'absence de certains secteurs industriels au niveau d'un nombre non négligeable de zones d'emploi, ce qui rend la modélisation de l'emploi des secteurs au niveau local plus délicate : on a affaire à un "biais de sélectivité" si on n'utilise que les données des zones d'emploi dans lesquelles le secteur est présent.

Le modèle TOBIT général peut s'écrire sous la forme suivante, si  $y$  est la variable d'intérêt,  $y_1^*$  et  $y_2^*$  deux variables latentes (non observées) et si  $i$  désigne l'indice de l'observation :

$$y_i = \begin{cases} y_{2i}^* & \text{si } y_{1i}^* > 0 \\ 0 & \text{sin on} \end{cases}$$

$$\text{avec } \begin{cases} y_{1i}^* = X_{1i}\beta + u_{1i} & (E1) \\ y_{2i}^* = X_{2i}\beta + u_{2i} & (E2) \end{cases}$$

où  $u_1, u_2$  sont deux perturbations issues d'une loi normale bivariée

$$\begin{pmatrix} u_{1i} \\ u_{2i} \end{pmatrix} \text{ NID } \left( 0, \Sigma \right), \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{pmatrix}$$

Ici la variable  $y$  désignera la croissance de l'emploi d'une industrie et  $i$  l'indice de la zone d'emploi. On peut donner à ce modèle l'interprétation séquentielle suivante, si on considère une entreprise représentative du secteur. Selon les valeurs prises par la variable latente  $y_{1i}^*$  (respectivement positive ou négatives) l'industrie (ou l'entreprise) décide ou non de se localiser dans la zone  $i$ . La variable latente  $y_{1i}^*$  peut ainsi s'interpréter comme un profit attendu localement, fonction des caractéristiques locales de la production  $X_{1i}$ .

Ensuite, pour les zones dans lesquelles l'industrie a choisi de s'implanter, celle-ci détermine le niveau d'emploi local (ou la croissance de celui-ci)  $y_{2i}^*$  en fonction de certaines variables explicatives  $X_{2i}$ .

Sans chercher à interpréter ce modèle comme un modèle de comportement, ce qui se révèle plutôt hasardeux ici dans la mesure où il ne s'agit pas de données individuelles, on peut utiliser ce modèle de façon plus descriptive. L'étape de « choix » dichotomique (0,1) d'implantation correspond alors à la description de la probabilité de présence du secteur au niveau d'une zone d'emploi  $i$  en fonction de variables explicatives, par

$$P(y_i^* > 0) = P(y_{1i}^* > 0) = \Phi \left( X_{1i} \frac{\beta_1}{\sigma_1} \right) \text{ où } \Phi \text{ est la fonction de répartition d'une loi normale centrée réduite.}$$

Cette modélisation est celle d'un modèle Probit. L'équation E2 représente alors simplement le niveau d'emploi local, indépendamment du choix de l'implantation. Cette équation, qui est de fait l'équation d'intérêt ici, ne peut être estimée sur les seules observations vérifiant  $y_i > 0$ , en raison de la corrélation possible entre les deux perturbations  $u_1$  et  $u_2$  des équation (E1) et (E2) d'où le "biais de sélectivité".

Outre la possibilité d'estimer ces modèles par le maximum de vraisemblance, une méthode d'estimation robuste de ce type de modèle a été proposée par Heckmann (1979). Elle utilise les deux étapes du modèle décrites ci-dessus.



### Encadré (suite)

La première étape est associée à l'estimation du modèle qualitatif ou de choix binaire correspondant à l'équation E1. L'estimation est réalisée par le maximum de vraisemblance du modèle Probit associé, c'est-à-

dire du modèle  $Z_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{li}^* > 0 \\ 0 & \text{si } y_{li}^* \leq 0 \end{cases}$  où  $Z_i$  représente la présence du secteur dans la zone  $i$ . Cette

étape permet d'obtenir une estimation convergente  $\hat{\gamma}_1$  de  $\beta_1/\sigma_1$ . On construit alors la variable suivante, estimateur du ratio de Mills :  $\hat{\lambda}_i = \frac{\varphi(X_{li}\hat{\gamma}_1)}{\Phi(X_{li}\hat{\gamma}_1)}$ ,  $\varphi$  et  $\Phi$  désignant respectivement la densité et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

La deuxième étape consiste alors en l'estimation par les MCO de la seconde équation (E2) à laquelle on rajoute la variable supplémentaire  $\hat{\lambda}$ , ratio de Mills, pour tenir compte du biais de sélectivité. Cette équation est estimée sur les observations telles que :  $y > 0$  et fournit un estimateur asymptotiquement sans biais de  $\beta_2$  et  $\sigma_{12}$ .

En effet, on a dans le modèle Tobit

$$\begin{aligned} E(y_{2i}^*/X_{2i}, y_{li}^* > 0) &= X_{2i} \beta_2 + E(u_{2i}/y_{li}^* > 0) \\ &= X_{2i} \beta_2 + \frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{11})^{1/2}} \lambda_1, \end{aligned}$$

la deuxième égalité résultant du calcul de l'espérance conditionnelle dans une loi normale bivariée. L'estimateur des MCO de  $y$  sur  $X_2$  et  $\hat{\lambda}$  fournit donc un estimateur convergent (mais non efficace) de  $\beta_2$  et de  $\sigma_{12}/(\sigma_{11})^{1/2}$ .

Les variances calculées par les MCO pour ces coefficients sont cependant biaisées. Greene (1981) a proposé une méthode de calcul assez peu coûteuse des estimateurs de la matrice de variance covariance des coefficients, qui fait appel à des moments empiriques intermédiaires. C'est cette méthode qui a été utilisée ici.

## II - Persistance des disparités locales et externalités de localisation

De manière plus précise, la littérature sur l'économie urbaine distingue notamment deux types d'externalités : les externalités « de localisation » qui sont propres à un secteur d'activité et les externalités « d'urbanisation » communes à toutes les entreprises car fondées sur la demande locale. Trois approches de la localisation des activités attribuent une grande place à ce type d'externalités et, appliquées à la croissance des villes, contribuent à expliquer en même temps comment celles-ci se forment et pourquoi elles croissent.

### II.1 - Les différents types d'externalités en économie spatiale

La première approche repose sur les travaux de Marshall (1890), Arrow (1962) et Romer (1990), en abrégé MAR. Elle met en avant les externalités de savoir (*knowledge spillovers*), typiquement de la R&D, qui existent entre entreprises d'un même secteur. Un monopole local permettrait alors, par

l'internalisation des externalités, de diminuer les transferts de savoir non compensés qui peuvent conduire le cas échéant à un sous-investissement dans ce savoir. Dans le contexte urbain, les modèles théoriques de ces trois auteurs conduisent à deux prédictions principales. La première suggère que plus un secteur est important dans l'économie locale, plus celui-ci et la ville croissent. La deuxième est qu'un monopole local est plus favorable à la croissance que la concurrence.

L'analyse de Porter (1990), qui est fondée sur des études de cas, rejoint celle de MAR avec toutefois la différence que, pour lui, c'est la concurrence et non pas un monopole local, qui stimule la croissance. Ce raisonnement est basé sur la conviction que des deux effets induits par la concurrence, la baisse des rendements d'une part et les gains en terme d'innovation de l'autre, le deuxième l'emporte.

Enfin, Jacobs (1969) souligne sur une base empirique que les externalités les plus importantes sont celles qui existent entre entreprises de différents secteurs. Elle en conclut que la diversité industrielle stimule plus la croissance d'une ville que la

concentration d'une part et que la concurrence locale a un effet bénéfique car elle permet une adaptation plus rapide des savoirs d'autre part.

## II.2 - Caractérisation à partir du modèle de convergence

Suivant la démarche initiée dans Henderson et alii (1992), nous nous proposons ici de tester la présence de telles externalités dans un cadre dynamique, en estimant un modèle simple<sup>8</sup> qui généralise le modèle de convergence présenté plus haut mais surtout permet de tester les prédictions des différentes théories :

$$\begin{aligned} \text{Log}(y_{92,j}) &= (1 - \delta)\text{Log}(y_{82,j}) + X_j\gamma \\ &+ Z_{92,j}^1\gamma_1 + Z_{82,j}^2\gamma_2 + \varepsilon_j \end{aligned} \quad (4)$$

Les notations sont celles du modèle (1). On distingue ici dans les variables explicatives locales trois types de variables, qui seront détaillés ultérieurement, mais que l'on peut résumer de la façon suivante :

- les variables purement locales ( $X_j$ ), identiques pour tous les secteurs industriels, caractéristiques de la zone d'emploi et du marché du travail local à la date actuelle (1992), notamment la composition de la population adulte selon le niveau de formation,
- le deuxième groupe de variables ( $Z_{92,j}^1$ ) caractérisant l'environnement industriel présent, du point de vue du secteur considéré, qui comprend en particulier un indicateur de diversité,
- le troisième et dernier groupe de variables ( $Z_{82,j}^2$ ) rassemble des variables caractérisant l'environnement économique passé (au-delà de la variable explicative caractérisant la convergence, c'est-à-dire le niveau initial d'emploi) du secteur industriel considéré. On choisira ici typiquement une mesure de la spécialisation passée de la zone géographique dans ce secteur, ainsi que du niveau de la concurrence locale.

Suivant les grandes lignes des modèles théoriques mettant en avant des arguments d'externalités, de nature inter-industrielles ou intra-industrielles respectivement, la significativité éventuelle et l'importance des coefficients  $\gamma_1$  et  $\gamma_2$  ainsi que

<sup>8</sup> Henderson et alii (1992) introduisent ce modèle comme une forme réduite d'un modèle structurel de localisation des entreprises. Nous l'utiliserons pour notre part de façon purement descriptive (convergence conditionnelle).

l'évolution du coefficient estimé  $\delta$  entre les modèles (1) et (3) apporterait donc, à l'instar d'Henderson et alii (1992), une explication au moins partielle de la faiblesse du processus de convergence ou de rattrapage des zones géographiques.

## II.3 - L'étude empirique des forces d'agglomération

Deux types d'estimation du modèle (4) ont été réalisés. Le premier fait l'hypothèse que ce modèle s'applique à l'identique (i.e. avec les mêmes paramètres) à tous les secteurs industriels. Celui-ci est estimé par un modèle TOBIT, pour tenir compte des données censurées (voir encadré), sur un échantillon de 4 725 (respectivement 13 545) unités d'observation croisant secteur industriel au niveau 40 (respectivement au niveau 100) et zone d'emploi, correspondant aux couples *city-industry* de Glaeser et alii (1992). Ces estimations sont rassemblées dans le tableau 3. La deuxième estimation relâche l'hypothèse de paramètres identiques entre secteurs et correspond donc à un modèle (4) par secteur, toujours sous une forme Tobit, et dont les résultats sont détaillés en annexe 3.

Le tableau 3 présente lui-même plusieurs estimations du modèle (4), pour différents choix de variables explicatives  $Z$ . Plus précisément, celui-ci sépare au sein des variables représentant l'environnement passé propre au secteur industriel considéré, la variable mesurant le niveau de la concurrence locale. Selon les choix retenus, les estimations sont présentées dans les colonnes I à III et IV à VI de ce tableau.

A la lecture de celles-ci, on constate tout d'abord que le niveau de nomenclature sectorielle retenu n'influe quasiment pas sur les résultats : les estimations tous secteurs confondus sont très voisines lorsque l'on passe de la NAP 40 (croisée avec les zones d'emploi) à la NAP 100<sup>9</sup>, pour des modélisations équivalentes (colonnes I et IV, II et V, III et VI respectivement), ce qui est un signe de robustesse. En ce qui concerne les variables locales ( $X$ ), on note que le niveau de formation de la population et notamment la proportion de diplômés de niveau « BAC + 2 ou plus » influence positivement la croissance de l'emploi, toutes choses égales par ailleurs. De même, par rapport aux zones d'emploi situées dans le Centre, le Sud

<sup>9</sup> Au moins en ce qui concerne les variables ne comportant pas un effet d'échelle, telles que les variables en taux ou en logarithme. Pour les autres variables, la comparaison nécessiterait de « réduire » les variables.

et l'Ouest de la France, qui servent ici de référence, les zones d'emploi parisienne et méditerranéennes ont connu une croissance moindre depuis

1982, toutes choses égales par ailleurs, notamment le niveau initial d'emploi.

Tableau 3  
Variable expliquée : logarithme de l'emploi en 1992

Estimations	Tous secteurs NAP 40 (I)	Tous secteurs NAP 40 (II)	Tous secteurs NAP 40 (III)	Tous secteurs NAP 100 (IV)	Tous secteurs NAP 100 (V)	Tous secteurs NAP 100 (VI)
Variables explicatives						
Nb total d'observations	4 725	4 725	4 725	13 545	13 545	13 545
Nb d'observations "utiles" (emploi > 0)	3 313	3 313	3 313	5 491	5 491	5 491
R <sup>2</sup>	0,79	0,79	0,80	0,71	0,71	0,72
<i>Convergence :</i>						
Log [Emploi de l'industrie en 1982]	0,787**	0,873**	0,823**	0,754**	0,877**	0,840**
<i>Variables locales :</i>						
Constante	0,193	0,253	-0,08	0,243	-0,040	-0,43**
Taux de BAC + 2	0,012**	0,011**	0,010**	0,015**	0,015**	0,014**
Taux de CAP	0,009*	0,0135**	0,008*	0,004	0,008*	0,002
Indicatrice : Paris	-0,376*	-0,403**	-0,419**	-0,856**	-0,93**	-0,93**
Ile de France	0,03	-	-	0,001	0,004	-
Nord + Est <sup>(1)</sup>	0,006	0,023	-	-0,05*	-0,028	-
Méditerranée <sup>(2)</sup>	-0,05	-0,110**	-0,077*	-0,099**	-0,168**	-0,144**
<i>Environnement industriel présent :</i>						
Log [emploi des autres industries en 1992]	0,081**	-	0,077**	0,073**	-	0,066**
Absence de diversité en 1992 <sup>(3)</sup>	-0,311**	-	-0,032**	-0,276**	-	-0,33**
Taux de biens d'équipement en 1992 <sup>(4)</sup>	-0,09	-	-	-0,026	-	-
<i>Histoire de l'industrie :</i>						
Spécialisation passée <sup>(5)</sup>	3,05**	-	2,60**	4,18**	-	2,82**
Concurrence locale <sup>(6)</sup>	-	4,41**	3,32**	-	8,21**	7,53**

N.B. : Le modèle TOBIT est estimé par la méthode d'Heckmann (1979) en deux étapes (voir encadré), la variance des estimateurs étant calculée par les formules de Greene (1978). Afin de ne pas alourdir la présentation, les écarts types ne sont pas reproduits mais un coefficient marqué d'une étoile (\*) est considéré comme significatif à 10 %, de deux étoiles (\*\*) significatif à 5 %.

<sup>(1)</sup> Régions : Alsace, Lorraine, Nord-Pas-de-Calais, Franche-Comté.

<sup>(2)</sup> Régions : PACA, Languedoc-Roussillon.

<sup>(3)</sup> L'indicateur d'absence de diversité est l'indice d'Herfindahl donnant la concentration (en termes d'emploi agrégé) des autres secteurs industriels dans la zone d'emploi, i.e.  $\sum_{k=1}^N \left( \frac{y_{kj}}{y_j} \right)^2$  si  $y_{kj}$  et  $y_j$  désignent respectivement

l'emploi du secteur  $k$  et l'emploi manufacturier hors du secteur considéré, dans la zone  $j$ .

<sup>(4)</sup> Le taux de biens d'équipement est le ratio de l'emploi des secteurs de biens d'équipement au total de l'emploi manufacturier, en 1992 dans la zone d'emploi.

<sup>(5)</sup> La spécialisation passée est mesurée par le ratio de l'emploi de l'industrie considérée à l'emploi total (manufacturier et de services) de la zone d'emploi en 1982.

<sup>(6)</sup> Le niveau de la concurrence locale est mesuré par le nombre d'établissements par salarié de l'industrie considérée dans la zone d'emploi en 1982.

On peut ensuite remarquer que le coefficient estimé du niveau initial de l'emploi, qui n'est autre que  $(1 - \delta)$ , où  $\delta$  est le coefficient de convergence défini dans la section précédente, est sensiblement identique entre les deux niveaux de nomenclature

sectorielle, pour les estimations de modèles équivalents. En ce qui concerne les modèles estimés dans les colonnes I et IV, il conduit à des coefficients  $\delta$  (0,21 et 0,25 respectivement) nettement supérieurs à ceux qui résultaient de l'estimation du

modèle (1) au niveau de l'emploi manufacturier ( $\delta=0.06$ ) ou des secteurs industriels (Tableaux 1 et 2). La convergence reste néanmoins très lente, puisque le taux de convergence annuel de l'emploi correspondant aux estimations des colonnes I et IV du tableau 3 est de 1,04 et 1,23 % respectivement pour les estimations NAP 40 et NAP 100. Le conditionnement par des variables susceptibles de constituer des facteurs d'agglomération permet donc dans ce cas d'augmenter la vitesse du processus de convergence. En d'autres termes, la contribution positive à la croissance de facteurs tels que la taille et la diversité du tissu industriel ou la place tenue historiquement par une industrie contribuent, au moins partiellement, à expliquer la persistance de disparités locales. En effet, d'une part l'hypothèse formelle de nullité jointe de l'ensemble des coefficients des variables  $Z$  a été testée et est rejetée fortement, d'autre part les coefficients ( $1 - \delta$ ) estimés sont également significativement différents de leurs équivalents en l'absence de ces variables explicatives.

En revanche, les estimations présentées dans les colonnes II - III et V - VI montrent que l'inclusion d'une variable mesurant le niveau initial de la concurrence locale dans le secteur (nombre d'établissements par salarié), seule ou avec les autres variables caractérisant le tissu industriel interne ou externe au secteur considéré, conduit à une diminution sensible (et significative) du coefficient de convergence  $\delta$  qui atteint alors seulement une valeur de l'ordre 0,15, soit l'équivalent d'un taux de convergence de 0,7 %. Au vu de ces résultats, la concurrence locale semble donc constituer un facteur de convergence, de façon absolue (colonnes II et V) mais aussi conditionnelle (colonnes III et VI). Ce résultat conduit ainsi à penser que la concurrence locale serait plus favorable à la croissance des petites « villes-industries » que des grandes et qu'en l'absence d'une telle concurrence locale, la convergence serait encore plus faible que ce qui est observé empiriquement. Ce résultat est par ailleurs conforme à certaines études empiriques qui montrent que la croissance de l'emploi des petites entreprises est supérieure à celle des grandes entreprises (Davis, Haltiwanger et Schuh, 1993).

#### II.4 - Externalités inter et intra-industrielles

Indépendamment de l'effet de ces variables caractérisant l'environnement industriel sur le processus de convergence régionale, il est intéressant d'étudier les résultats empiriques des colonnes III et VI (modèles complets) à la lumière des théories

citées plus haut. On peut tout d'abord noter que l'influence du deuxième groupe de variables du tableau 3, qui représente l'environnement industriel local à la date courante, est significative. Les trois variables retenues ici reflètent divers aspects de cet environnement industriel.

La première variable représente le niveau ou l'échelle à laquelle les autres industries opèrent localement (logarithme de l'emploi des autres industries en 1992). Dans les deux types d'estimation tous secteurs confondus, cette variable a une influence positive significative sur la croissance de l'emploi. Outre un effet d'échelle, cette variable est susceptible de représenter un effet de demande de la part des autres industries utilisant la production du secteur considéré comme input.

Indépendamment de cet effet, est introduit également un indicateur d'absence de diversité mesuré par la concentration (indice d'Herfindahl) des secteurs autres que le secteur considéré dans la zone d'emploi. Plus cet indicateur est élevé, plus la diversité de la zone d'emploi est faible. L'indicateur prend des valeurs comprises entre  $\frac{1}{N} - 1$  et 1, où  $N$  est le nombre de secteurs manufacturiers, selon la nomenclature considérée. Il possède ainsi les propriétés d'un indice de concentration, qui, inversées, sont interprétables en termes de diversité. Le coefficient de cette variable est significatif et négatif, ce que l'on peut interpréter en disant que la diversité du tissu industriel est favorable à la croissance, toutes choses égales par ailleurs. On peut noter que ce résultat est robuste au choix de l'indicateur : l'utilisation d'un indicateur plus fruste de diversité défini comme le nombre d'établissements dans la zone d'emploi des autres secteurs industriels fournit des résultats qualitativement identiques en ce qui concerne la diversité, mais il absorbe alors l'effet de taille que représentait la variable en niveau « Log[emploi des autres industries en 1992] » qui devient non significative. Nous avons donc jugé préférable de retenir le premier indicateur (Herfindahl) afin de distinguer ces deux effets.

La dernière variable de ce groupe est le taux d'emploi local utilisé dans le secteur des biens d'équipement. Cette variable, proposée par Henderson et alii (1992), n'a pas d'effet significatif sur la croissance, dans le cas de l'ensemble des secteurs<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> De surcroît celle-ci peut poser des problèmes de non exogénéité dans le cas des estimations sectorielles appliquées aux secteurs des biens d'équipement (voir annexe 3)

Au total, les résultats concernant l'ensemble des trois variables de ce groupe peuvent s'interpréter comme une mesure de l'impact de la diversité du tissu industriel sur la croissance d'un secteur. L'influence positive significative de celles-ci peut ainsi constituer un argument en faveur de l'importance des externalités (*spillovers*) interindustrielles, que l'on qualifie aussi d'externalités d'urbanisation, ou externalités de Jacobs.

Parallèlement, le dernier groupe de variables, conjointement avec la variable de convergence (Log [emploi de l'industrie en 1982]), représente le poids de l'histoire locale du secteur dans le développement de celui-ci. Ainsi, l'impact de la spécialisation passée de l'industrie considérée dans la zone d'emploi apparaît significatif<sup>11</sup> dans toutes les estimations du tableau 3 ainsi que dans les estimations par secteur (Annexe 3). En d'autres termes, ces résultats conduisent à penser que plus une industrie occupe une place importante dans le tissu économique local, plus sa croissance ultérieure sera forte (relativement au niveau initial de l'emploi et aux autres variables conditionnelles). Ce résultat valide empiriquement l'existence d'externalités intra-industrielles (de type externalités de savoir ou externalités de localisation, ou MAR) qui confèrent un avantage à l'agglomération des établissements d'une même industrie.

Enfin, comme cela a déjà été évoqué, la dernière variable du tableau 3, qui mesure le niveau de concurrence existant dans le secteur considéré par le nombre d'établissements par salarié au niveau local, exerce une influence positive sur la croissance de ce secteur, toutes choses égales par ailleurs.

En définitive, les résultats obtenus par ces premières estimations tous secteurs confondus permettent de tirer essentiellement deux conclusions. La première est que les variables à l'origine de la croissance locale dans les modèles théoriques se révèlent empiriquement importantes. Celles-ci relèvent à la fois du « poids de l'histoire », notamment de la place tenue par le secteur industriel dans l'économie locale et du niveau de la concurrence locale ; mais aussi de la structure du tissu productif externe à l'industrie considérée et de l'environnement local (diversité des industries et qualification de la main-d'oeuvre). De façon schématique, les résultats empiriques obtenus ici valident à la fois les théories de Porter (1990) et de Jacobs (1969) et invalident celles de Marshall-

<sup>11</sup> Néanmoins, ce coefficient est estimé avec une faible précision.

Arrow-Romer. En effet ils permettent de mettre en évidence tout d'abord l'existence d'externalités intra-industrielles au travers d'un impact positif de la spécialisation d'une industrie mais aussi de la concurrence locale, sur la croissance de cette industrie, ce qui est conforme aux prédictions de Porter (1990) mais pas de MAR en ce qui concerne la concurrence. De façon similaire, l'impact positif de la diversité du tissu industriel sur la croissance va dans le sens des résultats de Jacobs (1969) et de l'existence d'externalités interindustrielles.

Le second résultat important est que ces variables représentant des externalités et des sources de croissance ne contribuent pas toutes de la même façon à la convergence des niveaux d'emploi sur le territoire. En effet, si la diversité du tissu industriel et la spécialisation constituent des forces d'agglomération qui contribuent à expliquer la faible convergence locale observée pour l'emploi industriel, la concurrence locale est pour sa part un facteur de convergence. L'étude empirique fournit également une validation de l'importance du capital humain dans l'explication des disparités de croissance, à l'instar des résultats internationaux.

Cependant, l'existence d'externalités d'agglomération ou d'avantages comparatifs des régions, quelle que soit leur nature, ne contribue que faiblement à l'explication de la lenteur du processus de convergence. En effet, le coefficient  $\delta$  n'augmente que modérément lorsqu'on rajoute des facteurs explicatifs supplémentaires de la croissance locale, passant de 0,064 (Tableau 1) à 0,25 ou 0,21 au maximum (Tableau 3, colonnes I et IV), ce qui correspond à des taux de convergence annuels respectivement de 0,28 % et 1 à 1,2 %. A titre de comparaison, Henderson et alii (1992) voyaient dans les mêmes conditions le coefficient  $\delta$  passer approximativement de 0,1 à 0,5 pour les secteurs considérés (pour un intervalle de 17 ans) soit en termes de taux de convergence annuel de 0,6 % à 4 %. Les données françaises, même si elles confirment l'existence d'externalités d'agglomération, mettent donc en évidence un impact quantitatif moindre de celles-ci sur le processus de convergence.

## II.5 - Disparités sectorielles

Les estimations menées au niveau des différents secteurs industriels<sup>12</sup> confirment ce résultat d'en

<sup>12</sup> C'est la démarche adoptée par Henderson et alii (1992) qui se restreignent à 3 secteurs de biens d'équipement sensiblement équivalents à nos secteurs de construction mécanique, matériel électrique, et travail des métaux.

semble. Elles permettent de plus de différencier selon les secteurs la nature des externalités, bien que moins de résultats soient significatifs. Ainsi, les tableaux présentés en annexe 3 montrent que les externalités de type MAR ou internes à une industrie ne sont pas significatives dans tous les secteurs mais seulement dans des secteurs tels que les matériaux de base et les métaux ou bien certains secteurs traditionnels : textile-habillement, cuir, meubles. Elles prédominent également dans la pharmacie et la construction navale ou aéronautique. A l'inverse, celles-ci ne semblent pas déterminantes dans la plupart des secteurs de biens d'équipement.

De façon symétrique, les externalités interindustrielles (schématiquement de type "Jacobs") semblent plus importantes dans les secteurs tels que la métallurgie, le caoutchouc, la construction mécanique, le matériel électrique, c'est-à-dire la plupart des biens d'équipement et leurs principaux fournisseurs en amont. Par ailleurs, ce type d'externalités apparaît également pour le secteur textile-habillement.

Au total, les résultats obtenus dans cette partie mettent en évidence, sur les données françaises, l'importance de certains facteurs « classiques » dans la croissance locale des industries. Cependant, par rapport aux études américaines similaires, l'étude présente un ensemble de résultats intermédiaires<sup>13</sup> entre ceux obtenus par Glaeser et alii (1992) et Henderson et alii (1992) et, semble-t-il, moins contrastés. En effet, alors que Glaeser et alii aboutissaient à une prédominance des effets de type interindustriel sur la croissance des industries, Henderson et alii concluaient au contraire que le facteur prépondérant de croissance serait la spécialisation du secteur. Nos résultats tendent à conclure à un impact simultané de ces deux facteurs. Par ailleurs, comme Glaeser et alii, nous mettons en évidence un effet positif sur la croissance du niveau de la concurrence locale, facteur qui n'était pas étudié par Henderson et alii. En ce qui concerne le processus de convergence en lui-même, qui n'était étudié que ces derniers, nous concluons comme eux à l'existence de facteurs d'agglomération contribuant à la persistance des disparités, mais avec un effet quantitatif moindre. En revanche, le point original soulevé par notre étude est le rôle particulier de la concurrence au

<sup>13</sup> En un sens, ce résultat n'est guère surprenant puisque notre approche englobe les approches des deux études : estimations sur un panel de secteurs (approche Glaeser et alii, 1992, des villes-industries mais sur un échantillon plus complet de secteurs et de villes) et modèle de convergence conditionnelle selon Henderson et alii, 1992.

sein des facteurs de croissance locale, puisque celle-ci est plutôt source de convergence de l'emploi industriel.

Si les résultats précédents mettent en évidence le rôle joué par le tissu industriel, les avantages comparatifs des zones géographiques, notamment en termes de capital humain, ainsi que le poids des conditions historiques dans le développement des industries, le rôle joué par ces facteurs dans les choix d'implantation des entreprises n'est pas pris en considération. Dans ce qui suit, nous allons désormais nous intéresser aux facteurs de localisation des industries.

---

### III - Les choix de localisation des industries de haute technologie

---

Comme cela a été évoqué plus haut, pour des secteurs industriels définis à un niveau relativement fin (NAP 90), le taux de présence de ces secteurs dans les zones d'emploi sera nettement moins élevé que celui de secteurs plus agrégés. Ainsi au niveau de la NAP 40, on a considéré dans ce qui précède que l'absence d'une industrie dans une zone d'emploi n'était due qu'à un effet de taille, ce qui se justifie par des taux de présence relativement élevés. A un niveau plus fin et pour certains secteurs industriels "nouveaux" comme le matériel informatique, cet argument est certainement plus contestable. En effet, pour de tels secteurs, d'une part la logique d'avantages naturels n'est pas réellement pertinente, d'autre part ces secteurs sont moins soumis que les secteurs traditionnels au "poids de l'histoire" dans la mesure où les entreprises et établissements de ces secteurs sont d'une faible ancienneté. En somme, ces derniers ne sont pas contraints dans leur localisation. Or, leur taux de présence au sein des zones d'emploi françaises est relativement faible, notamment pour les secteurs du matériel de bureau et de traitement de l'information ou le matériel électronique ménager, comme l'illustre le tableau 4.

Dans ce contexte, on peut s'interroger sur les déterminants des choix d'implantation des établissements de ces secteurs, au delà du simple effet de taille considéré jusque là. En restant dans le cadre du modèle TOBIT utilisé dans ce qui précède, on se propose ici dans un premier temps d'estimer la probabilité de présence d'un secteur<sup>14</sup> dans une zone d'emploi à la date actuelle (i.e. en 1992) en fonction des caractéristiques initiales (i.e. en 1982)

---

<sup>14</sup> Choisi parmi les secteurs de haute technologie cités précédemment.

de la zone d'emploi en termes de démographie, géographie et composition du tissu industriel. Le modèle retenu est ainsi du type de l'équation (3).

On peut alors utiliser le ratio de Mills (voir encadré) du modèle précédent pour corriger le biais de sélectivité dans l'estimation d'une équation donnant le niveau d'emploi actuel en fonction des caractéristiques passées et présentes du secteur et de la zone d'emploi, comme cela a été fait dans la section II [équation (4)].

Ces deux étapes nous renseignent ainsi de manière complémentaire d'une part sur les déterminants de la localisation des établissements de ces secteurs (choix binaire ou partie qualitative) et d'autre part sur les facteurs explicatifs du niveau d'emploi atteint (partie quantitative du modèle TOBIT).

Concrètement, la partie qualitative modélise la probabilité de présence d'un secteur dans une zone d'emploi en 1992 en fonction des caractéristiques de la zone d'emploi en 1982 : présence initiale ou non du secteur, niveau d'emploi et spécialisation du secteur, taille des autres industries, indice (d'absence) de diversité, taux de biens d'équipement, taux de BAC + 2, taux de CAP et indicatrices de certaines régions. La partie quantitative est quant à elle identique au modèle (4), dont les estimations figurent dans le tableau 3. Les résultats obtenus dans le modèle de localisation pour les secteurs « modernes » sont résumés dans le tableau 5 qui présente la partie qualitative du modèle<sup>15</sup>.

Il ressort de ces estimations que, toutes choses égales par ailleurs, la présence de ces industries en 1992 au niveau local est essentiellement déterminée par un effet de taille initiale à la fois du secteur lui-même s'il était présent à la date origine, mais également de l'ensemble de l'industrie. Les seuls autres facteurs susceptibles d'augmenter la probabilité de présence de ces industries au niveau local sont le niveau de scolarisation de la population (Taux de Bac + 2 dans le cas du secteur informatique et de CAP-BEP) pour l'électronique professionnelle. Pour le secteur de matériel électronique ménager, ce coefficient n'est significatif qu'au seuil de 7 %. Il semble donc que la présence locale de ces industries nouvelles soit principalement déterminée par des effets d'échelle.

On remarque également que les variables décrivant le poids du secteur et la diversité du tissu indus

riel ne sont pas significatives en ce qui concerne la partie qualitative du modèle. D'autre part, la qualité prédictive du modèle est globalement bonne puisque le taux de prédictions correctes de la présence de l'industrie varie entre 84,4 % pour le secteur de l'électronique professionnelle et 92,4 % pour le secteur informatique. Cependant, les erreurs de prédiction sont pratiquement toutes concentrées dans le cas d'apparition ou de disparition du secteur en 1992. Ceci est probablement dû au fait que le modèle se réduit à une explication par les seules conditions initiales de la présence de l'industrie et ne prend pas en compte l'évolution de l'industrie ou de la zone d'emploi entre 1982 et 1992. Les résultats qualitatifs du tableau 5 sont d'ailleurs globalement inchangés si on étudie la présence de l'industrie en 1982 (ou 1992 respectivement) en fonction des caractéristiques simultanées de l'industrie.

La partie quantitative du modèle TOBIT retenu modélise quant à elle le niveau final de l'emploi d'une industrie en fonction des variables passées, sur le modèle de l'équation de convergence 4, en tenant compte du biais de sélectivité dû à la présence non uniforme des secteurs étudiés sur le territoire. Les résultats, (qui ne sont pas présentés dans le texte) sont assez proches des estimations du tableau 3 pour les secteurs plus agrégés. On note cependant que le coefficient de l'emploi passé est sensiblement plus faible que dans les estimations analogues, ce qui semble indiquer une plus forte convergence pour ces secteurs. Cet effet pourrait n'être que le reflet de la diffusion progressive de ces industries nouvelles sur le territoire compte tenu de leur stade de développement relativement peu avancé. Les coefficients estimés sont par ailleurs d'un ordre de grandeur comparable à ceux trouvés par Henderson, Kunroco, Turner (1992) pour les mêmes secteurs.

A l'exception de la variable « niveau initial de l'emploi », peu de variables paraissent significatives pour le secteur informatique. En revanche, pour l'électronique professionnelle, tant la diversité que la spécialisation paraissent influencer, toutes choses égales par ailleurs, le niveau de l'emploi. L'échelle à laquelle opèrent les autres industries semble également un facteur important. Par ailleurs, le niveau de l'emploi semble plutôt influencé par le taux de diplômés du supérieur, alors que la présence de l'industrie relevait plutôt du taux de CAP et BEP.

<sup>15</sup> Les résultats de la partie quantitative du modèle (explication du niveau d'emploi) ne diffèrent pas sensiblement de ceux qui ont été obtenus au niveau de la NAP 40 (Tableau 3) et ne sont pas reproduits par souci de lisibilité.

Tableau 4  
Taux de présence ( %) de certaines industries de haute technologie dans les zones d'emploi métropolitaines de plus de 30 000 habitants en 1982.

Années	Matériel de bureau et de traitement de l'information	Matériel électrique	Matériel électronique professionnel	Matériel électronique ménager
1982	20,9	71,4	68,6	14,9
1992	22,5	75,9	73,3	13,0

En ce qui concerne l'électronique ménager, la qualité de l'estimation est plus pauvre compte tenu d'un nombre limité d'observations (40 zones d'emploi ayant des établissements du secteur). Néanmoins, les résultats obtenus confirment ceux des autres secteurs en ce qui concerne l'importance de la spécialisation passée et de la diversité du tissu industriel. En revanche, l'échelle à laquelle opèrent les

autres industries semble peu importante. Le taux de convergence reste du même ordre de grandeur que pour les deux autres secteurs ( $\delta = 0,46$ ), soit nettement supérieur à ce qui était observé pour les secteurs du tableau 3. Enfin, dans tous ces secteurs de haute technologie, le niveau de formation de la main-d'oeuvre et particulièrement les formations supérieures influence positivement le niveau de l'emploi.

Tableau 5  
Explication de la probabilité de présence du secteur dans une zone d'emploi en 1992, en fonction du passé.

Variables explicatives	Secteurs	Machines de bureau et de traitement de l'information	Matériel électronique professionnel	Matériel électronique ménager
Constante		- 4,952* (1,722)	- 8,442* (1,469)	- 5,017* (1,409)
Indicatrices :				
Ile de France (y compris Paris)		- 1,006 (0,60)	0,461 (0,684)	- 0,235 (0,441)
Nord + Est		0,135 (0,342)	- 0,598* (0,298)	0,159 (0,288)
Méditerranée		- 0,030 (0,519)	0,867* (0,433)	0,627 (0,597)
Taux de Bac + 2		0,263* (0,113)	0,221 (0,123)	0,123 (0,067)
Taux de CAP - BEP		- 0,008 (0,07)	0,145* (0,067)	0,023 (0,061)
Indicatrice de présence en 1982		- 0,264 (1,033)	- 0,954 (0,663)	-
Log [emploi du secteur en 1982](a)		0,580* (0,288)	0,383* (0,183)	0,166* (0,069)
Spécialisation passée (part de l'emploi du secteur dans l'emploi total)		- 28,282 (76,12)	35,09 (39,53)	43,06 (33,49)
Log [emploi des autres industries en 1982]		0,205 (0,174)	0,669* (0,155)	0,33* (0,145)
Indice d'absence de diversité		- 1,300 (1,056)	- 1,740 (0,938)	- 0,928 (1,125)
Taux de bien d'équipement		1,948* (0,741)	- 0,297 (0,585)	- 0,676 (0,722)
Nombre d'observations		315	315	315
Nombre d'évènements "présence de l'industrie"		71	231	41

Note : Le modèle Probit est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance. Les écarts-type sont donnés entre parenthèses, une astérisque (\*) indique que le coefficient est significatif à 5 %.

(a) Avec par convention emploi = 1 si le secteur est absent en 1982



---

## Conclusion

---

Cette étude a permis de confirmer au niveau des secteurs industriels et des zones d'emploi françaises un certain nombre de résultats obtenus par ailleurs au plan macro-économique qui tendaient à montrer la faiblesse des processus de convergence nationaux (Barro, 1991) ou régionaux (Glaeser et alii, 1995). Ici, la dispersion observée dans la croissance locale de l'emploi des secteurs industriels s'avère influencée par certaines des conditions locales de la production. Ainsi, tant le niveau local du capital humain que des facteurs propres au tissu industriel se révèlent importants dans l'explication de la croissance de l'emploi des secteurs, relativement à leur niveau initial. Les résultats empiriques obtenus valident également l'importance des économies de localisation.

Cependant, à la différence des travaux similaires menés sur les Etats-Unis par Glaeser et alii (1992) et Henderson et alii (1992), il semble difficile de trancher ici entre une prédominance des externalités liées à la diversité du tissu industriel (qualifiées d'externalités d'urbanisation) plutôt que des externalités liées à la spécialisation ou externalités intra-industrielles. Les résultats obtenus valideraient ainsi à la fois les schémas théoriques de Porter (1990) et de Jacobs (1969) mais infirmeraient ceux de Marshall (1890), Arrow (1962), Romer (1990), en faisant notamment de la concurrence locale un facteur de croissance des industries. Cette dernière constituerait par ailleurs un facteur de convergence. Enfin, l'étude de l'implantation d'industries modernes à niveau de technicité important fait également apparaître, outre un effet d'échelle, l'importance du capital humain local et notamment du taux de diplômés du supérieur, à la fois dans les choix de localisation et dans le niveau de l'emploi.

---

## Annexe 1

---

### Description des données

Les données utilisées ici proviennent de deux sources distinctes : l'Enquête Annuelle d'Entreprise (EAE) dans l'industrie, au niveau des établissements, des années 1982 et 1992, pour ce qui concerne les données d'emploi sectoriel au niveau local et certaines caractéristiques des secteurs d'une part et d'autre part la base de données "zones d'emploi" de l'INSEE pour les données locales telles que population, niveau de scolarisation, emploi total, pour lesquelles il existe en général des données pour 1982 et 1992 (ou 1990 pour les variables démographiques).

Les données individuelles d'établissements de l'EAE, qui contiennent une information sur l'implantation géographique de ceux-ci (commune, département, région et zone d'emploi) ont été agrégées au niveau des couples "villes-industrie", ici zone d'emploi - secteur, soit de la NAP 100 soit

de la NAP 40. Compte tenu de la sélection opérée sur les zones d'emploi et les secteurs, le nombre d'observations total s'élève à 13 545 (315 zones d'emploi de plus de 30.000 habitants de plus de 15 ans en 1982 x 43 secteurs industriels manufacturiers hors industries extractives) dans le cas de la NAP 100 et à 4 725 (315 x 15) dans le cas de la NAP 40. Ces données ont ensuite été appariées avec les données concernant les zones d'emploi.

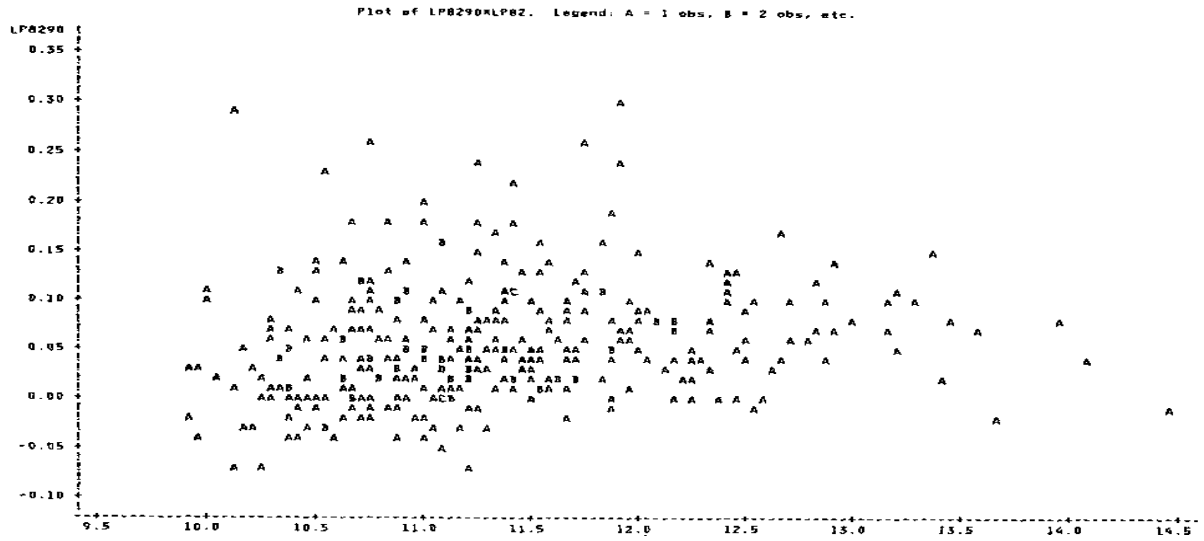
Par ailleurs, il faut préciser que les zones d'emploi correspondent à une logique de zonage de nature économique, car fondée sur les déplacements domicile-travail, et non pas administrative. Il s'agit d'un échelon inférieur à celui des régions (les zones d'emploi s'agrègent par région) qui ne recoupe pas celui des départements. Nous utilisons ici les zones d'emploi dans leur définition de 1994, tant en ce qui concerne 1982 que 1992.

---

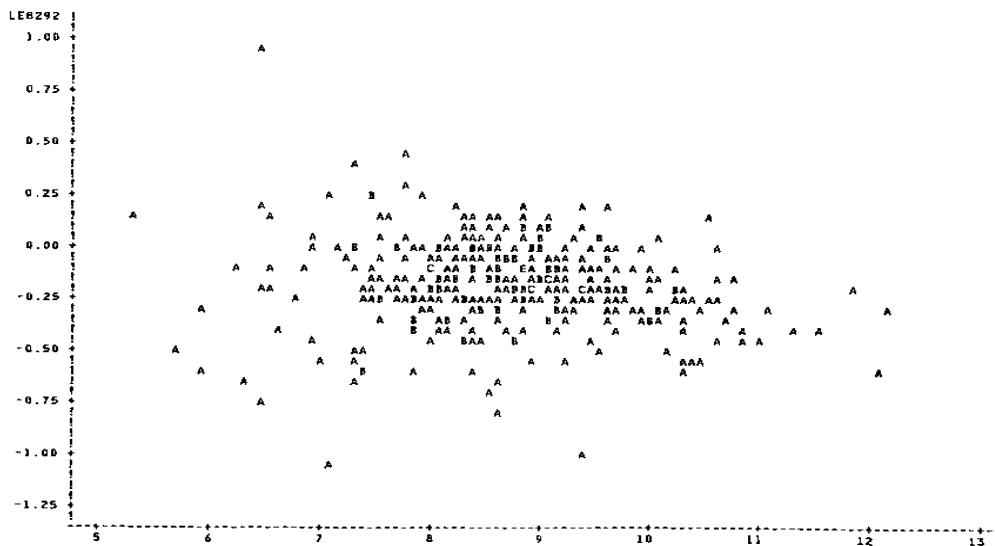
## Annexe 2

---

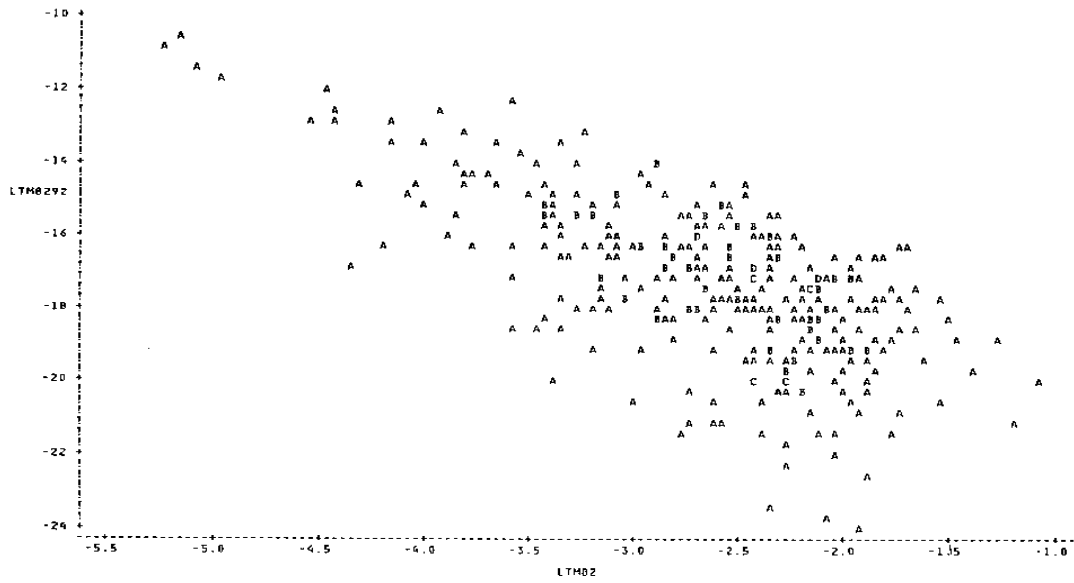
Graphique 1 : Population<sup>16</sup>



Graphique 2 : Emploi Manufacturier

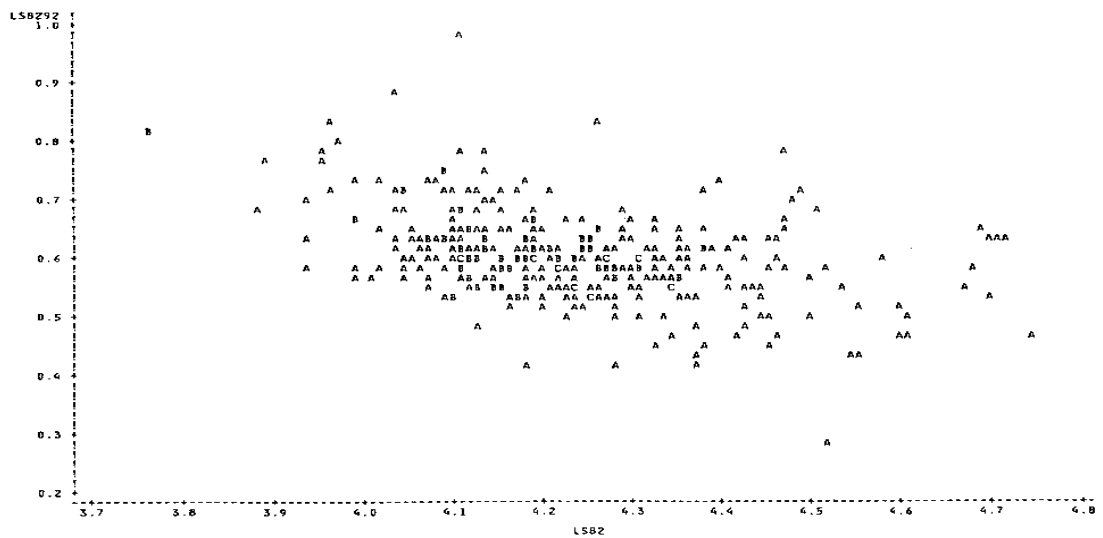


Graphique 3 : Taux d'emploi manufacturier



Graphique 4 : Salaire moyen dans l'industrie

NB : Cette variable semblant peu fiable car construite à partir de données individuelles parfois mal renseignées, elle n'a pas été utilisée dans la suite de l'étude



<sup>16</sup> Les graphiques 1 à 4 représentent tous en ordonnée les observations de  $\text{Log}(y_{92} / y_{82})$  et en abscisse  $\text{Log}(y_{82})$  selon différents  $y$ , pour les zones d'emploi françaises.

## Annexe 3

Secteur Nap40 : Biens intermédiaires

Variable expliquée : logarithme de l'emploi en 1992

Variables explicatives \ Estimations	T09 Matériaux de cons- truction	T10 Verre	T11 Chimie de base	T13 Fonderie Métaux	T21 Papier Carton	T23 Caout- chouc
Nb total d'observations	315	315	315	315	315	315
Nb d'observations "utiles" (emploi > 0)	27	97	143	302	199	245
R <sup>2</sup>	0,81	0,76	0,79	0,87	0,81	0,77
Log [Emploi de l'industrie en 1982]	0,70**	0,87**	0,98	0,86**	0,75**	0,77**
<i>Variables locales :</i>						
Constante	1,02	- 2,27	0,39	- 1,09	0,48	0,012
Taux de BAC + 2	0,01	- 0,02	- 0,02	- 0,017	0,008	0,003
Taux de CAP	0,01	0,02	- 0,02	0,02*	0,02	0,009
Indicatrices : Paris	-0,46	- 0,41	0,457	- 1,09**	- 0,20	- 0,77
Méditerranée	0,19	- 0,24	0,432	- 0,26	- 0,104	- 0,39**
<i>Environnement industriel présent :</i>						
Log [emplois des autres industries en 1992]	0,03	0,30**	-0,03	0,147**	0,08	0,149*
Absence de diversité en 1992	- 0,26	0,705	- 1,18	0,003	- 0,017	- 1,22**
<i>Histoire de l'industrie :</i>						
Spécialisation passée	14,17**	3,77**	1,74	0,60	5,89	1,93
Concurrence locale	-3,02	17,24**	17,09**	6,86*	-4,73	6,12

NB : Les variables sont définies dans le corps du texte (tableau 3).

Secteurs NAP 40 : Biens d'équipement  
Variable expliquée : logarithme de l'emploi en 1992

\ Estimations	T14 Construction mécanique	T15 (A + B)	T16 Automobile	T17 Construction navale et aéronautique
Nb total d'observations	315	315	315	315
Nb d'observations "utiles" (emploi > 0)	296	260	219	81
R <sup>2</sup>	0,87	0,83	0,83	0,80
Log [Emploi de l'industrie en 1982]	0,83**	0,79**	0,81**	0,80**
<i>Variables locales :</i>				
Constante	- 1,33*	0,06	0,017	1,65
Taux de BAC + 2	0,036**	0,05**	- 0,04**	0,06
Taux de CAP	0,029**	0,02	0,043**	0,013
Indicatrices : Paris	- 1,3*	- 0,93	0,727	- 0,34
Méditerranée	- 1,4	0,09	- 0,04	- 0,56
<i>Environnement industriel présent :</i>				
Log [emplois des autres industries en 1992]	0,146**	0,070*	0,104	- 0,19
Absence de diversité en 1992	- 0,40	- 0,84**	- 0,66	0,293
<i>Histoire de l'industrie :</i>				
Spécialisation passée	0,04	0,8	1,45	9,46
Concurrence locale en 1982	6,4	14,55**	2,23	8,2

NB : Les variables sont définies dans le corps du texte (tableau 3).

## Secteurs NAP 40 : Biens de consommation courante

Variable expliquée : logarithme de l'emploi en 1992

Variables explicatives \ Estimations	T12 Pharmacie	T18 Textile- Habillement	T19 Cuir Chauss- sure	T20 Bois Meu- bles divers	T22 Imprimerie Presse Edi- tion
Nb total d'observations	315	315	315	315	315
Nb d'observations "utiles" (emploi > 0)	202	278	148	295	249
R <sup>2</sup>	0,83	0,87	0,70	0,74	0,87
Log [Emploi de l'industrie en 1982]	0,62**	0,88 **	0,79**	0,75**	0,82**
<i>Variables locales :</i>					
Constante	1,14	- 0,939	-0,31	0,674	0,129
Taux de BAC + 2	0,053**	0,01	- 0,06**	0,005	0,035**
Taux de CAP	- 0,004	- 0,029**	0,02	- 0,011	- 0,029**
Indicatrices : Paris	- 0,586	- 0,031	1,06	0,136	- 0,68
Méditerranée	- 0,017	- 0,263*	0,05	- 0,305**	0,171
<i>Environnement industriel présent :</i>					
Log [emplois des autres industries en 1992]	0,108	0,178**	0,09	0,077	0,119**
Absence de diversité en 1992	- 0,625	- 0,281	- 0,28	- 0,254	- 0,447
<i>Histoire de l'industrie :</i>					
Spécialisation passée	23,06*	3,18**	8,83*	7,74**	12,464
Concurrence locale	-1,70	11,15**	13,37**	1,74	1,91

NB : Les variables sont définies dans le corps du texte (tableau 3).

---

## Bibliographie

---

- Arrow K. (1962) : « The Economic Implications of Learning by Doing », *Review of Economic Studies* 29 : 155-73.
- Barro R. (1991) : « Economic Growth in a Cross-Section of Countries », *Quarterly Journal of Economics*, vol CVI, pp 407-444
- Barro R., Sala-i-Martin (1992) : « Convergence », *Journal of Political Economy*, n° 100, pp 223-251
- Davis S., J. Haltiwanger, S. Schuh (1993) : « Small Businesses and Job Creation : Dissecting the Myth and Reassessing the Facts », NBER Working paper N° 4492
- Ellison G., E. Glaeser (1994) : « The Geographical Concentration in US Manufacturing Industries : a Dart-board Approach », NBER WP n° 4840
- Glaeser E., H. Kallal, J. Scheinkman, A. Schleifer (1992) : « Growth in Cities », *Journal of Political Economy*, vol 100, n° 6, pp 1127-1152
- Glaeser E., J. Scheinkman, A. Schleifer (1995) : « Economic Growth in a Cross-Section of Cities », NBER WP n° 5108.
- Greene W. (1981) : « Sample Selection Bias as a Specification Error : a Comment », *Econometrica*, vol 49, n°3
- Heckmann J. (1979) : « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol 47, n°1
- Henderson V. (1994) : « Externalities and Industrial Development », NBER Working Paper n° 4730
- Henderson V., A. Kunroco, M. Turner (1992) : « Industrial Development in Cities », NBER WP n° 4178
- Henderson V., A. Kunroco, M. Turner (1995) : « Industrial Development in Cities », *Journal of Political Economy*, vol 103, N°5
- Jacobs J. (1969) : « *The Economy of Cities* », Vintage, New York.
- Marshall A. (1890) : « *Principles of Economics* », Mac Millan, London.
- Maurel F., B. Sédillot (1995) : « La concentration géographique des industries françaises », Direction de la Prévision, Document de travail n° 95-11
- Nolin A., A. Benhaddouche (1995) : « L'économie des régions de 1982 à 1992 », *Insee Première*, n° 398, Août
- Porter M. E. (1990) : « *The Competitive Advantage of Nations* », Free Press, New York.
- Romer P.M. (1990) : « Endogeneous Technological Change », *Journal of Political Economy* 98, n°5 : 71-101.