

DOCUMENT DE TRAVAIL

WORKING PAPER

n° 98-2

avril 1998, m.à.j. juillet 2001

CREA

*Cellule de Recherche en Economie
Appliquée*

CRP-GL Luxembourg

**Effets de complémentarité externe
et incidence sur la productivité :
le cas de l'industrie manufacturière luxembourgeoise**

Arnaud BOURGAIN

Patrice PIERETTI

CREA (CRP-GL)

162a avenue de la Faïencerie

L 1155 LUXEMBOURG

Tél : 352 47 02 61 802

Fax : 352 47 02 61 849

e-mail : bourgain@cu.lu

pieretti@crpcu.lu

Effets de complémentarité externe et incidence sur la productivité : le cas de l'industrie manufacturière luxembourgeoise.

Résumé

L'objectif de cet article est de mesurer le phénomène de complémentarité informationnelle entre des branches d'activités différentes, qui représente un type d'externalité induite par la proximité spatiale. L'indicateur synthétique proposé explique l'accroissement des rendements à un niveau agrégé et peut être relié de manière croissante à une variable représentant la variété des activités du système industriel. La formulation envisagée de cet effet permet une représentation empirique. Appliqué à un système industriel de petite taille, les estimations économétriques font apparaître un effet significatif de la diversité des activités industrielles sur la productivité du travail.

Mots-clé :

ECONOMIES EXTERNES ; PRODUCTIVITÉ ; DIVERSIFICATION

Classification JEL :

O47, D62

Technological Spillovers and Productivity with an application to Luxembourg's
Manufacturing Industry

Abstract

This article seeks to measure knowledge spillovers between nearby industries. This represents one of types of externality identified in the studies of industry location. A spillover indicator is suggested which can explain increasing returns at the aggregate level. It is shown that this indicator is positively related to industry diversity. As applied to data from Luxembourg's manufacturing industry, this indicator suggests that labor productivity is increasing in industry diversity.

keywords : EXTERNALITIES, PRODUCTIVITY, INDUSTRY DIVERSITY

Arnaud BOURGAIN et Patrice PIERETTI

Centre universitaire de Luxembourg
et Cellule de Recherche en Economie Appliquée (CREA)
du Centre de Recherche Public-Gabriel Lippmann (CRP-GL)

Effets de complémentarité externe et incidence sur la productivité : le cas de l'industrie manufacturière luxembourgeoise.

L'économie régionale nous apprend que la proximité entre des activités de production différentes est susceptible de favoriser l'émergence d'interactions mutuellement bénéfiques. Le territoire perd ainsi son caractère neutre dans l'analyse économique pour devenir un facteur essentiel du développement régional (Pecqueur 1992 et 1995) en contribuant à la formation d'économies externes.

Cette approche se rapporte directement à l'analyse des économies externes initiée par A. Marshall qui selon P. Krugman (1991) distingue trois types d'externalités pour expliquer les sources d'implantation des industries. Le premier correspond à un processus de « *pooling* » de la main d'oeuvre spécialisée et le second à une plus grande variété d'inputs accroissant l'efficacité du système de production. C'est ce dernier effet qui fut particulièrement modélisé à travers plusieurs directions : le commerce international (Ethier 1982), la croissance endogène (Romer 1986) ou encore les complémentarités provoquant des processus cumulatifs (Matsuyama 1995).

Par ailleurs, un troisième type d'externalités nommé « *technological spillover* » concerne les flux d'idées et d'information s'établissant entre des entreprises industrielles notamment via l'interaction spatiale entre les facteurs humains oeuvrant dans les différentes entreprises. Ces effets de débordements technologiques peuvent être perçus sous deux points de vue qui bien que différents ne s'excluent pas. Un premier se réfère à Marshall-Arrow-Romer (MAR) et renvoie à des effets externes qui émergent d'une concentration d'activités intra-branches. Un second associe ces externalités à la proximité d'industries différenciées¹ (Jacobs, 1969).

A partir d'idées développées par K. Matsuyama (1995), il s'agit de montrer que l'entrée de nouvelles firmes, en créant une plus grande variété d'activités, est susceptible d'accroître les rendements à un niveau agrégé. Plus exactement, nous tentons de formaliser le phénomène d'interactions informationnelles engendré par la multiplicité

¹ Même si Marshall définit très clairement les externalités comme résultant de la concentration d'entreprises ayant une même activité dans un lieu particulier (Marshall 1958, page 150), il admet néanmoins l'importance de la diversité inter-industrielle (Marshall 1958, page 154).

d'activités industrielles, de façon à expliquer une partie de l'évolution de la productivité totale des facteurs. Précisons que l'intérêt de ce travail n'est pas d'étudier, au sein d'une même branche d'activité, la différenciation des biens et services finals produits (Helpman et Krugman 1985, Grossman et Helpman, 1991) ou bien la diversité des inputs utilisés (Ethier, 1982 et Romer, 1987), mais d'analyser les effets de la diversité des entreprises oeuvrant au sein d'un même site.

Dans une première partie, nous construisons un indicateur de complémentarité qui prend en compte les deux types d'externalités (MAR et Jacobs) informationnelles induites par la proximité des activités industrielles. Cet indicateur est intégré à la manière de Helpman et Krugman (1985) dans une fonction de production néoclassique à partir de laquelle nous déduisons une fonction de demande de travail. L'indicateur tente de représenter les effets de complémentarité externe pour l'ensemble des firmes et non pas les effets de spécialisation interne des inputs (Grossman et Helpman, 1991). Afin de l'adapter à l'analyse empirique, une expression plus opérationnelle est apportée à l'indicateur. Bien que basé sur le phénomène d'interactions individuelles, l'indicateur accorde, dans sa forme réduite, une place centrale à la multiplicité des entreprises.

Dans une seconde partie, nous tentons d'estimer, à partir de données du secteur manufacturier luxembourgeois (hors sidérurgie) l'indicateur introduit précédemment. Au préalable il est montré que la mesure de multiplicité correspond du fait de l'échantillon utilisé à une diversité sectorielle des activités. En réalité, le Luxembourg après avoir été marqué par une forte spécialisation dans l'industrie sidérurgique jusqu'à la crise de ce secteur (à partir du milieu des années 70), a réalisé un effort de diversification industrielle à partir de 1975, cet effort ayant été entrepris à l'initiative des autorités gouvernementales². Dès lors, l'indicateur testé se limite à la seule prise en compte des effets de type Jacobs³ bien que ne discriminant pas a priori entre les deux effets de débordements technologiques. La présente contribution s'inscrit aussi dans le cadre de travaux empiriques récents dont le but est de mesurer les différents types d'externalités informationnelles. A partir de la concentration d'activités dans un échantillon de villes, ces études parviennent à estimer des spillovers surtout entre branches différentes, de type Jacobs (Glaeser et al., 1992), et davantage dans les industries nouvelles que dans les industries traditionnelles (Henderson, Kuncoro, Turner, 1995). D'autres travaux empiriques bien que ne tenant pas compte de la distinction précédente (MAR, Jacobs) font notamment intervenir des éléments tels que l'activité d'exportation liée à la présence de multinationales (Aitken, Hanson Harrison,

² Cette politique industrielle consiste à favoriser des opérations d'investissement, de restructuration ou de recherche-développement, ayant pour objet la création, le développement et la conversion d'entreprises industrielles. Depuis 1962 le Luxembourg s'est doté d'une base juridique : Loi cadre de développement et de diversification économique visant notamment à accorder des aides financières à l'investissement nouveau et d'extension (bonification d'intérêts, subventions en capital, primes d'apprentissage, prime de premier établissement, avantages fiscaux) (STATEC, 1987 et 1997).

De 1975 à 1995, 169 entreprises industrielles ou de services ont été créées (126 étant encore en activité en 1995) et ont induit 10 434 emplois nouveaux dont 73 % dans le domaine industriel. 80 % de ces emplois industriels se situant hors du secteur sidérurgique, ces créations confirment une tendance à la diversification.

³ L'indicateur dans sa forme réduite ne tient pas valablement compte des effets de pooling étant donné qu'il n'y a pas de lien certain entre la multiplicité des activités et le volume de l'emploi.

1997), le commerce extérieur en tant que véhicule de l'innovation (Coe, Helpman 1995) et la concentration géographique des innovations (Audretsch, Feldman 1996).

L'impact de ce phénomène est mesuré à partir de la diversité des activités industrielles sur l'emploi et la productivité du travail. Nos résultats empiriques sont proches de ceux de Glaeser et al. (1995) et ceux de Henderson, Kuncoro et Turner (1992). En effet notre étude aboutit à l'estimation d'effets de complémentarité de type Jacobs entre les industries nouvellement créées et permet de mesurer leur influence significativement positive sur la productivité du travail dans le secteur industriel.

1 - Construction d'un indicateur de complémentarité externe

Considérons les hypothèses suivantes :

a - Soit une petite économie ouverte produisant pour l'exportation. Q est le volume de l'agrégat exporté et P son prix en monnaie nationale. Posons $P=1$ et supposons que les producteurs de biens exportables sont des preneurs de prix.

b - Il y a m entreprises qui produisent ce bien exporté. Désignons respectivement par $K(i)$ et $L(i)$ le stock de capital et l'emploi spécifiques à la firme i ($i=1,2,\dots,m$). L'emploi agrégé

correspond alors à $L = \sum_{i=1}^m L(i)$ et le stock de capital agrégé à $K = \sum_{i=1}^m K(i)$.

Même si les m entreprises (branches d'activité⁴) sont apparemment séparées, des phénomènes de complémentarité ne restent pas exclus, en particulier si les activités sont localisées sur un site commun. La proximité entre des unités de production différentes est susceptible de générer des externalités informationnelles qu'il convient de cerner dans un indicateur approprié.

Formalisons le phénomène de complémentarité (externe) décrit ci-dessus par le biais d'un indicateur I qui est introduit de façon multiplicative dans les fonctions de production individuelles. Cette façon de procéder s'inspire des travaux de Helpman et Krugman (1985). Précisons que la variable I est supposée exogène du point de vue des firmes considérées individuellement.

La fonction de production de l'entreprise i s'écrit :

$$Q(i) = f [L(i),K(i)] \cdot I \quad i = 1,2,\dots,m \quad (1)$$

⁴ Nous considérons que les firmes différentes ont des activités différentes.

L'indicateur I compare un indice synthétique⁵ $\varphi = \left[\int_0^m L(i)^\beta di \right]^{\frac{1}{\beta}}$ ($\beta \in [0,1]$), construit à partir de m inputs différents $L(i)$ à la somme algébrique de ces mêmes valeurs ($\varphi_0 = \int_0^m L(i) di$).

$$\text{On a donc : } I = \frac{\varphi}{\varphi_0} = \frac{\left[\int_0^m L(i)^\beta di \right]^{\frac{1}{\beta}}}{\int_0^m L(i) di} \quad \text{avec } \beta \in [0,1] \quad (2)$$

Le numérateur φ qui prend la forme d'une fonction CES, est censé tenir compte de l'effet de synergie pouvant résulter des interactions informationnelles entre les inputs humains des différentes entreprises. Remarquons que la grandeur φ est d'autant plus élevée que β est proche de 0. Il en résulte, comme nous le précisons ci-dessous, que l'intensité du phénomène de complémentarité que nous voulons cerner s'exprime en fin de compte dans la valeur du coefficient β . Le terme φ_0 par contre, est un simple agrégat comptable épuré de tout phénomène de complémentarité.

I est défini pour β compris entre 0 et 1. Si $\beta = 1$, on a $I = 1$, ce qui signifie l'absence d'effets de complémentarité. Dans ce cas on assiste à la simple coexistence des facteurs humains oeuvrant dans les différentes entreprises et donc à l'absence de complémentarité externe. Si $\beta = 0$ ($I \rightarrow +\infty$), les effets de synergie sont illimités. Si β est compris dans l'intervalle $[0,1[$, la valeur d'ensemble des inputs $L(i)$ décrite par φ est plus élevée que la simple somme de ces mêmes facteurs. L'indicateur I est une fonction d'agglomération d'un type particulier, car contrairement à Fujita (1989) la force de travail agrégée n'est pas en soi une source d'externalités. Elle ne le devient qu'à condition qu'il y ait réel échange informationnel, ce qui est pris en compte par le paramètre β .

Constatons enfin que l'indicateur I est décroissant dans l'intervalle $\beta \in [0,1]$. On montre en effet que :

$$\frac{\partial I}{\partial \beta} = \frac{1}{\beta^2} \frac{\varphi(\beta)^{1-\beta}}{\varphi(1)} \left[\int_0^m L(i)^\beta \ln \left(\frac{L(i)}{\varphi(\beta)} \right) di \right] \leq 0 \quad (3)$$

$$\text{vu que } L(i)^\beta \leq \varphi(\beta)^\beta \quad \text{où } \varphi(\beta) = \left[\int_0^m L(i)^\beta di \right]^{\frac{1}{\beta}}$$

Selon K. Matsuyama (1995) des effets de complémentarité apparaissent si des actions ou des activités différentes se renforcent mutuellement. Remarquons que la complémentarité peut aussi s'exprimer par l'amélioration de la productivité des firmes existantes du fait de l'arrivée de nouvelles unités. Par conséquent, la présence de

⁵ Nous utilisons une approximation continue à la place d'une somme pour simplifier les calculs. Les entreprises sont indexées sur le support $[0,m]$.

complémentarités inter-firmes devrait faire apparaître un lien croissant entre l'indicateur $I = \frac{\Phi}{\Phi_0}$ et le nombre d'entreprises m .

Nous démontrons en annexe que l'indicateur I se conforme à cette caractéristique si les valeurs $L(i)$ ne sont pas trop dispersées. L'indicateur I est alors une fonction croissante de m pour β compris dans l'intervalle $[0,1[$. De surcroît, l'impact de m sur I mesuré par $\frac{\partial I}{\partial m}$ est d'autant plus intense que β est proche de 0.

En résumé on a :

$$I = I(m, \beta) \quad \text{avec} \quad \frac{\partial I}{\partial m} > 0, \quad \frac{\partial I}{\partial \beta} < 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial^2 I}{\partial m \partial \beta} < 0 \quad \text{pour} \quad \beta \in [0,1[. \quad (4)$$

Cette forme ne comprend pas les inputs $L(i)$. Cela ne nuit pas à la pertinence de l'indicateur I qui a pour objet de cerner les interactions informationnelles entre les facteurs humains oeuvrant dans les différentes activités industrielles. La variable m acquiert par cette formulation une position essentielle dans l'indicateur I .

Pour les besoins de l'analyse empirique, approximations l'indicateur I par la fonction log-linéaire suivante :

$$I(m, \beta) = m^{\phi(\beta)} \quad (5)$$

avec $\phi(\beta) \geq 0$ pour $\beta \in [0,1[$ ($\phi(\beta) = 0$ pour $\beta = 1$) et $\phi'(\beta) < 0$

Notons que dans l'hypothèse d'uniformité des $L(i)$ ($L(i) = 1 \quad \forall i$), la relation (5) devient en vertu de (2) :

$$I(m, \beta) = m^{\frac{1}{\beta} - 1} \quad \text{avec} \quad \phi(\beta) = \frac{1}{\beta} - 1$$

Ecrivons alors comme suit la fonction de production de la $i^{\text{ème}}$ entreprise, en prenant pour hypothèse que les entreprises ont accès à la même technologie (supposée de type Cobb-Douglas)⁶ :

$$Q(i) = \alpha_0 L(i)^{\alpha_1} K(i)^{\alpha_2} m^{\phi(\beta)} \quad (6)$$

avec $0 \leq \beta \leq 1$, $\alpha_1, \alpha_2 > 0$ et $\phi(\beta) \geq 0$

Ou bien :

$$Q(i) = A L(i)^{\alpha_1} K(i)^{\alpha_2} \quad \text{où} \quad A = \alpha_0 m^{\phi(\beta)} \quad (7)$$

⁶ Cette fonction présente les caractéristiques habituelles d'une fonction de production néoclassique.

Cette présentation indique que le paramètre m devient un déterminant de la productivité des facteurs « A » et donc de la productivité apparente du travail. Cet aspect sera examiné dans l'application économétrique.

A la différence d'Ethier (1982), le coefficient $\phi(\beta)$ ne reflète pas les rendements à la spécialisation (cf. second type d'externalités marshaliennes), mais plutôt l'ampleur des interactions informationnelles. Rappelons que l'accroissement du nombre d'activités différentes m est susceptible d'augmenter les opportunités de ce type d'interactions pour autant que β est strictement inférieur à 1. De surcroît, l'intensité de ces effets externes est d'autant plus grande que β est proche de 0.

Si les m entreprises maximisent leur profit face à des prix (coût d'usage des facteurs compris) qui s'imposent à elles, le calcul (Malinvaud, 1981) conduit à la fonction *agrégée* suivante :

$$Q = B L^{\alpha_1} K^{\alpha_2}$$

$$\text{où } B = \alpha_0 m^{\phi(\beta)+1-(\alpha_1+\alpha_2)}, L = \sum_{i=1}^m L(i), Q = \sum_{i=1}^m Q(i) \text{ et } K = \sum_{i=1}^m K(i) \quad (8)$$

Nous déduisons maintenant la fonction de demande de travail conditionnelle agrégée. Chaque entreprise individuelle est censée optimiser ses coûts de production (masse salariale et coût total du capital) pour un niveau d'output donné. Cette contrainte de demande se justifie dans notre contexte étant donné que nous modélisons une très petite économie ouverte fortement déterminée par la demande mondiale. En supposant que le taux de salaire w et le coût d'usage du capital sont donnés (le marché des facteurs est supposé parfaitement concurrentiel), on obtient la demande de travail (conditionnelle) globale à partir de la fonction de production agrégée :

$$L = L_0 \left(\frac{r}{W} \right)^{\frac{\alpha_2}{\alpha_1+\alpha_2}} m^{-\frac{1+\phi(\beta)}{\alpha_1+\alpha_2}} \frac{1}{Q^{\frac{1}{\alpha_1+\alpha_2}}} \quad (9a)$$

$$\text{où } L_0 = \left(\frac{1}{\alpha_0} \right)^{\frac{1}{\alpha_1+\alpha_2}} \left(\frac{\alpha_1}{\alpha_2} \right)^{\frac{\alpha_2}{\alpha_1+\alpha_2}}$$

Cette fonction peut encore s'écrire sous la forme d'une équation de productivité ce qui correspond plus « directement » aux externalités que nous tentons d'identifier :

$$\frac{Q}{L} = L_0^{-1} \left(\frac{W}{r} \right)^{\frac{\alpha_2}{\alpha_1+\alpha_2}} m^{\frac{1+\phi(\beta)}{\alpha_1+\alpha_2}-1} Q^{\frac{\alpha_1+\alpha_2-1}{\alpha_1+\alpha_2}} \quad (9b)$$

2 - Applications économétriques

Afin de tester empiriquement le phénomène de complémentarité ou « d'externalité informationnelle » développé dans la première partie, nous estimons une fonction de productivité du travail (équation 9b) issue d'une fonction de demande de travail, à partir de séries temporelles pour le secteur industriel luxembourgeois. Notre démarche théorique nous a permis d'introduire dans ces fonctions une variable m représentant le degré de diversité d'activités d'un secteur industriel. Le caractère significatif de la variable m peut traduire un aspect déterminant de l'effet de complémentarité informationnelle dans l'industrie.

Les données

L représente le nombre d'emplois dans l'industrie luxembourgeoise hors sidérurgie.

Q correspond à la production en volume mesurée ici par valeur ajoutée (au prix de 1985) du secteur industriel hors sidérurgie.

W est le taux de rémunération réelle de l'emploi dans le secteur industriel hors sidérurgie (déflaté par l'indice de prix de la valeur ajoutée de ce même secteur).

M mesure la diversification du secteur industriel. Il s'agit du nombre d'entreprises nouvelles créées après 1970 (nettes des disparitions) dans le cadre de la politique de diversification industrielle (données du ministère de l'Economie). Dans un autre cadre, cet indicateur **M** a été utilisé pour des études portant sur la différenciation des produits, (Oliveira-Martins 1990). Il fournissait alors une borne inférieure puisqu'une entreprise peut produire plusieurs types de biens.

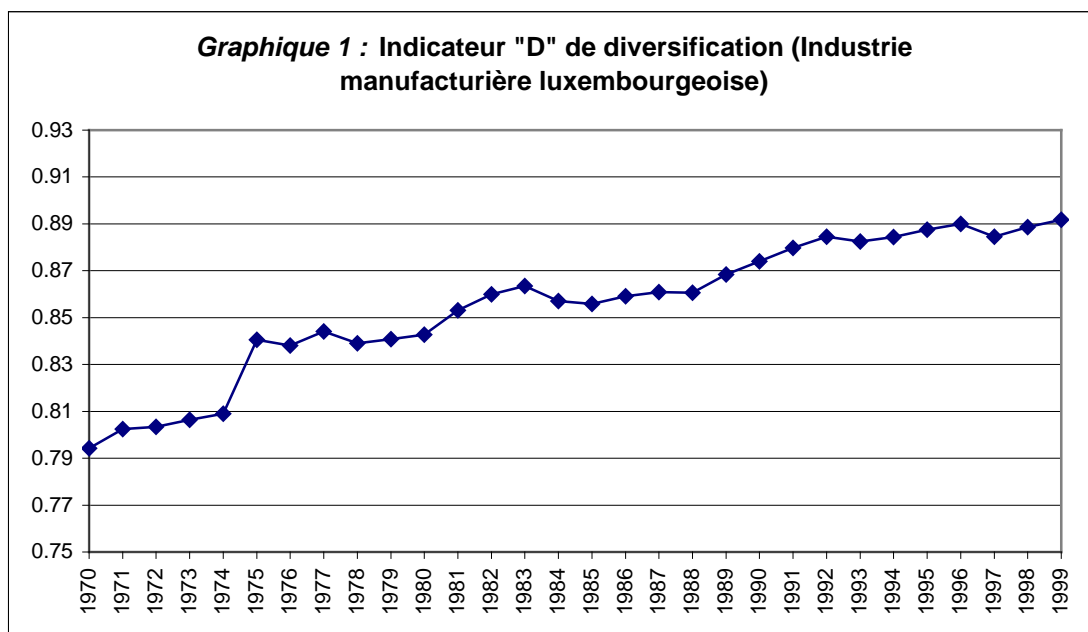
Dans le cas de l'industrie luxembourgeoise, il peut être vérifié que la variable **M** représente une diversification. A cette fin, l'indice de Herfindahl (**H**), utilisé en économie industrielle afin d'évaluer le degré de concentration, sur la base du nombre d'entreprises dans un secteur, peut dans notre contexte, mesurer le degré de diversification à partir des parts de chaque branche dans la valeur ajoutée de l'ensemble de l'industrie (s_i) :

$$D = 1 - H = 1 - \sum_{i=1}^n s_i^2$$

Dans le cas d'une structure industrielle monolithique, une seule branche représente l'ensemble de l'industrie et l'indicateur **D** est égal à 0. La pente croissante observée sur le graphique 1 confirme la tendance à la diversification de l'industrie luxembourgeoise depuis les années 70.⁷

⁷ Des résultats très proches sont obtenus avec un indicateur basé sur l'entropie et qui peut également mesurer la diversification. Cet indicateur, en pondérant la part (s_i) de chaque branche (i) dans la valeur ajoutée dans la valeur ajoutée totale par $\ln(1/s_i)$ accorde moins de poids aux « grandes » branches. Il est ici normalisée par sa valeur maximale qui correspond au cas de monolithisme industriel. Cet indicateur (**E**) varie entre 0 et 1 et

augmente avec le degré de diversification : $E = \sum_{i=1}^n s_i^2 \cdot \ln\left(\frac{1}{s_i}\right) / \ln(n)$



La variable M et l'indicateur D ayant le même ordre d'intégration, un test de cointégration a été réalisé afin de détecter la présence d'une racine unitaire sur les résidus des régressions statiques qui associent D au nombre d'entreprises nouvelles (M). Le rejet de l'hypothèse nulle de non-stationnarité de ces résidus implique l'existence d'une relation de cointégration⁸ entre les deux variables concernées. La non-stationnarité des résidus associés à la relation entre D et le nombre d'entreprises M peut être rejetée au seuil de 5 % . On peut ainsi conclure à une cointégration de ces deux variables.

Par ailleurs, afin de respecter l'hypothèse d'une élasticité positive de I par rapport à m , il suffit que la distribution de « L(i) » ne soit pas excessivement dispersée (cf. annexe). A partir des données détaillées de notre échantillon couvrant toutes les entreprises nouvellement créées jusqu'à la fin de l'année 1999, cette condition semble respectée. Nous pouvons observer une forte concentration des effectifs dans les entreprises de petite taille (moyenne : 86,2 emplois ; 1^{er} quartile : 15 emplois ; médiane : 34 emplois ; 3^{ème} quartile : 104 emplois ; min : 2 ; max : 774).

Le test de stationnarité des variables utilisées (test de Dickey Fuller augmenté) consiste à tester l'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unitaire contre l'hypothèse alternative d'un processus stationnaire (tableau 1). Toutes nos variables sont non-stationnaires en niveau. Mais en première différence, le test permet de rejeter l'hypothèse de non-stationnarité à un seuil de signification de 1 % ou 5 % pour certaines variables. Cette égalité dans les degrés d'intégration de nos variables est indispensable pour envisager une relation de co-intégration. Ceci permet d'appliquer un modèle à correction d'erreur dont les coefficients peuvent être estimés par les méthodes des moindres carrés ordinaires. Cette méthode est cohérente uniquement si les variables explicatives sont réellement exogènes. Dans le cas contraire, particulièrement pour les études portant sur l'ensemble d'une l'économie, les variables devraient être estimées de manière simultanée.

⁸ La cointégration implique une relation linéaire entre les variables concernées.

Tableau 1 : Test de racine unitaire (Test Augmented Dickey Fuller)

Variable	en niveau	en première différence	
$\ln Q_t$	non rejet de H_0	Rejet de H_0 , -5,26***	(0), avec constante
$\ln L_t$	non rejet de H_0	Rejet de H_0 , -3,09***	(0), sans constante
$\ln M_t$	non rejet de H_0	Rejet de H_0 , -3,73***	(0), avec constante
$\ln W_t$	non rejet de H_0	Rejet de H_0 , -4,78***	(0), avec constante

H_0 : non stationnarité *** seuil de 1% , ** seuil de 5%, (.) : nombre de retards

Equation de la productivité du travail

Afin de déceler empiriquement la présence d'externalités informationnelles à l'aide de l'indicateur que nous proposons ci-dessus, nous estimons la fonction de productivité du travail correspondant à (9b).

$$\pi_t = a_1 + a_2 q_t + a_3 v_t + a_4 m_t$$

On a $\pi = \ln \frac{Q}{L}$, $v = \ln \frac{W}{r}$, et l'écriture en minuscule correspond à l'expression des variables en logarithmes, par exemple $q_t = \ln Q_t$.

Ce modèle de long terme peut être exprimé par un modèle à correction d'erreur, ce qui nous permet d'estimer une forme dynamique telle que :

$$\Delta\pi_t = c_1 + c_2 \Delta q_t + c_3 \Delta v_t + c_4 \Delta m_t + c_5 (\pi_{t-1} + \frac{c_6}{c_5} q_{t-1} + \frac{c_7}{c_5} v_{t-1} + \frac{c_8}{c_5} m_{t-1})$$

Cette dernière spécification est cohérente avec la forme dynamique à correction d'erreur où c_5 est le terme de correction et l'expression entre parenthèses est l'équation de long terme écrite sous forme implicite :

$$\Delta\pi_t = c_1 + c_2 \Delta q_t + c_3 \Delta v_t + c_4 \Delta m_t + c_5 (\pi_{t-1} + \frac{c_6}{c_5} q_{t-1} + \frac{c_7}{c_5} v_{t-1} + \frac{c_8}{c_5} m_{t-1})$$

Compte tenu de la spécification de la demande de travail agrégée, développée précédemment, les coefficients de l'équation de long terme sont les suivants :

$$a_1 = -\frac{c_1}{c_5} = L_0^{-1} = \alpha_0 \frac{1}{\alpha_1 + \alpha_2} \left(\frac{\alpha_2}{\alpha_1} \right)^{\frac{\alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2}} \quad a_2 = -\frac{c_6}{c_5} = \frac{\alpha_1 + \alpha_2 - 1}{\alpha_1 + \alpha_2}$$

$$a_3 = -\frac{c_7}{c_5} = \frac{\alpha_2}{\alpha_1 + \alpha_2} \quad a_4 = -\frac{c_8}{c_5} = \frac{1 + \phi(\beta)}{\alpha_1 + \alpha_2} - 1$$

Le tableau 2 rassemble les caractéristiques de l'estimation de l'équation de la productivité du travail sous sa forme dynamique. Le caractère peu significatif des coefficients du rapport des rémunérations des facteurs (v) nous a conduit à remplacer cette variable par la rémunération du seul facteur travail. Cette substitution ne compromet pas la

robustesse de l'estimation, les autres coefficients estimés n'étant pas sensiblement modifiés. Notons que les meilleurs résultats ont été obtenus en ne retenant pas Δw_t dans la dynamique de court terme. Les résultats de la régression sont améliorés par l'introduction d'une variable dummy pour l'année 1984 qui correspond à un changement de séries statistiques.

La première régression aboutit à un coefficient sur Q très proche de zéro et peu significatif, le test de Wald est cohérent avec l'hypothèse nulle d'égalité de ce coefficient par rapport à zéro. Une seconde régression est alors testée sans la variable Q, et conduit à des estimations très proches et avec un plus grand degré de précision que les premières.

Tableau 2 : Estimation de la régression dynamique de la productivité du travail
Variable expliquée : $\Delta(q-\ell)$ Echantillon : 1971-1999, nombre d'observations : 29

Variables	Régression 1		Régression 2	
	Coefficient	(t-Stat.)	Coefficient	(t-Stat.)
Δq	0,7650	(14,19)***	0,7483	(14,27)***
Δm	0,1868	(2,17)**	0,2560	(4,02)***
C	-0,6969	(-2,34)**	-0,4158	(-2,31)**
$q-\ell(-1)$	-0,4104	(-4,39)**	-0,3192	(-6,05)***
$q(-1)$	0,0797	(1,18)		
$w(-1)$	0,1675	(4,86)***	0,1854	(5,94)***
$m(-1)$	0,1303	(3,08)***	0,1230	(2,92)***
D84	0,0314	(2,26)**	0,0227	(1,90)*
R^2 ajusté	0,93		0,93	
DW	2,19		2,43	
F-statistique Prob(F-stat.)	54,29 (0,00)		62,01 (0,00)	
Test Breusch- Godfrey (LM)(2) Prob(F-stat.)	0,35 (0,71)		0,94 (0,40)	

*** seuil de 1% , ** seuil de 5%, *seuil de 10%

L'absence d'autocorrélation des résidus a été vérifiée à l'aide du test de *Breusch-Godfrey (LM)*, plus adapté aux modèles comprenant des variables décalées que le test Durbin-Watson. L'estimation de l'expression dynamique de la relation aboutit à un coefficient de correction d'erreur de 41 % pour la première régression et de 32 % pour la seconde au cours d'une période, ce qui indique un ajustement assez rapide. De plus, ce

coefficient apparaît très significatif (voir t-stat) et avec le bon signe, ce qui est nécessaire pour confirmer l'hypothèse de co-intégration des variables⁹.

Les estimations de la fonction de productivité du travail (avec la seconde régression) conduisent à cette relation de long terme :

$$Q/L = e^{-1,30} W_t^{0,58} M_t^{0,38}$$

Conformément aux hypothèses habituelles, la variable rémunération du travail est de signe positif, c'est-à-dire négatif sur la demande de travail. Il apparaît que la variable m indiquant la variété des entreprises dans l'industrie manufacturière luxembourgeoise (hors sidérurgie) a un impact significativement positif sur la productivité apparente du travail. L'élasticité de cette productivité par rapport à m s'élève à 0,38. Cette estimation indique la présence d'un effet de complémentarité externe qui influe sur la productivité du travail. La présence d'un tel type d'effet peut alors favoriser l'émergence d'un processus cumulatif de croissance, ce qui peut justifier une politique industrielle de diversification du tissu industriel.

Sous l'hypothèse, plus restrictive, d'uniformité des $L(i)$, émise lors de la construction de la fonction agrégée, nous définissons $\phi(\beta) = \frac{1}{\beta} - 1$ et $a_4 = \frac{1 + \phi(\beta)}{\alpha_1 + \alpha_2} - 1$.

Dans ces conditions, nous pouvons déduire des résultats des régressions (demande de travail) la valeur estimée de β qui permet de mesurer l'intensité du phénomène de complémentarité externe. Cette intensité est d'autant plus forte qu'elle s'approche de 0. Sachant que $(\alpha_1 + \alpha_2)$ est non significativement différent de 1 (selon le test de Wald appliquée au coefficient a_2 pour la régression 1), β s'élève ici à 0,72.

⁹ Test de la régression de co-intégration : test ADF sur les résidus de la régression statique :

$$\pi_t = b_1 + b_2 q_t + b_3 w_t + b_4 m_t + \varepsilon_t$$

Stationnarité en niveau des résidus : rejet de H_0 (non stationnarité) : -3,76*** (val critique au seuil de 1 % : -2,65), la constante et le trend ne sont pas significatifs ; nombre de retards : 1.

Conclusion

Cette contribution s'efforce de modéliser un effet externe qui peut s'interpréter comme un effet de complémentarité informationnelle entre branches d'activités différentes. L'indicateur synthétique de complémentarité externe obtenu peut être relié de manière croissante avec une variable représentant la variété des activités du système industriel. Ainsi, un des aspects de cette contribution est de montrer qu'une partie de l'évolution de la productivité peut s'expliquer par ce type d'externalités.

La formulation envisagée permet de conduire à une représentation empirique d'un effet externe lié à la proximité. Appliqué à un système industriel de petite taille (le secteur industriel non sidérurgique luxembourgeois), nos estimations économétriques font apparaître un impact significatif de la diversité des activités industrielles sur la productivité du travail. Ainsi, nous parvenons à une première approximation empirique d'une réflexion intuitive qui considère que la présence d'un grand nombre d'entreprises formant un « système » industriel multiplie les sources d'émission et de captation de l'information et améliore donc l'efficacité de l'ensemble de ce système.

Cette démarche pourrait être poursuivie dans plusieurs directions. D'une part, la construction modélisée de notre indicateur repose sur une hypothèse ad-hoc d'interaction d'activités différentes sans analyser les fondements comportementaux de ces interactions. D'autre part, s'agissant de l'analyse empirique, l'indicateur m exprimant la diversité des activités industrielles, pourrait être davantage développé dans le cadre d'une étude empirique de grande envergure à partir de données de panel portant sur l'ensemble des entreprises industrielles et même de services.

Annexe

Il s'agit d'analyser sous quelles conditions l'élasticité de I par rapport à m est positive :

$$\phi = \frac{\partial I}{\partial m} \frac{m}{I} = m \left[\frac{1}{\beta} \frac{L(m)^\beta}{\int_0^m L(i)^\beta di} - \frac{L(m)}{\int_0^m L(i) di} \right] \quad \text{où } 1 \geq \beta \geq 0 \quad (\text{I})$$

On voit d'abord que si $\beta=0$ on a $\phi \rightarrow +\infty$, tandis que si $\beta=1$ on obtient $\phi = 0$. Par conséquent la grandeur ϕ est de signe positif si elle décroît de façon monotone pour β variant de 0 à 1. Pour ce faire calculons la dérivée de ϕ par rapport à β (pour $\beta \in [0,1]$). Il en résulte l'expression :

$$\frac{\partial \phi}{\partial \beta} = -\frac{m}{\beta} \left\{ \frac{L(m)^\beta}{\int_0^m L(i)^\beta di} \left[1 - \frac{\int_0^m L(i)^\beta \cdot \ln\left(\frac{L(m)}{L(i)}\right)^\beta di}{\int_0^m L(i)^\beta di} \right] \right\} \quad (\text{II})$$

La condition nécessaire et suffisante pour que $\frac{\partial \phi}{\partial \beta}$ soit de signe négatif est que :

$$\int_0^m L(i)^\beta \cdot \ln\left(\frac{L(m)}{L(i)}\right)^\beta di < \int_0^m L(i)^\beta di \quad \beta \in [0,1] \quad (\text{III})$$

Notons qu'il suffit que les rapports $\frac{L(m)}{L(i)}$ soient suffisamment proches de 1 pour que la condition (III) soit vérifiée.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AITKEN B., HANSON G.H., HARRISON A.E. (1997) « Spillovers, foreign investment, and export behavior », *Journal of International Economics* 43, pp. 103-132.
- AUDRETSCH D.B., FELDMAN M.P. (1996) « R&D spillovers and the geography of innovation and production », *American Economic Review*, Vol. 86, n° 3, pp. 630-640.
- COE D.T., HELPMAN E. (1995) « International R&D spillovers », *European Economic Review* 39, pp. 859-887.
- ETHIER W. J. (1982) « National and international returns to scale in the modern theory of international trade » *American Economic Review*, vol. 72, pp. 389-405.
- FUJITA M. (1989) *Urban economic theory : Land use and city size*, Cambridge University Press.
- FUJITA M., THISSE J-F., (1997) « Economie géographique, Problèmes anciens et nouvelles perspectives », *Annales d'Économie et de Statistiques*, n° 45.
- GLAESER E.L., KALLAL H.D., SCHEINKMAN J.A., SCHLEIFER A. (1992) « Growth in cities », *Journal of Political Economy*, vol 100, n° 6, pp. 1126-1152.
- GROSSMAN G.M., HELPMAN E. (1991) *Innovation and growth in the global economy*, MIT Press, Cambridge.
- HELPMAN E., KRUGMAN P. (1985) *Market structure and foreign trade*, MIT Press, Cambridge.
- HENDERSON V., KUNCORO A., TURNER M. (1995) « Industrial development in cities », *Journal of Political Economy*, vol. 103, n° 5.
- JACOBS J. (1969) *Economy of cities*, Vintage, New York.
- KRUGMAN P. (1991) *Geography and trade*, Leuven University Press, Louvain, et MIT Press, Cambridge.
- MALINVAUD E. (1981) *Théorie macroéconomique : Tome 1*, Dunod, Paris.
- MARSHALL A. (1958) *Elements of economics of industry* 1er tome des *Elements of Economics*, MacMillan, London.
- MATSUYAMA K. (1995) « Complementarities and cumulative processes in models of monopolistic competition », *Journal of Economic Literature*, vol 23, june, p. 701-729.
- OLIVEIRA MARTINS J. (1990) « Comportement à l'exportation avec différenciation des produits, exportations de la Corée, de Taïwan et du Japon vers le marché américain », *Revue d'Économie Politique*, vol. 100, n° 3, pp. 416-438.
- PECQUEUR B. (1992) *Le développement local : mode ou modèle ?*, Syros, Paris.
- PECQUEUR B. (1995) « La logique de proximité », *Sciences humaines*, HS n° 8, février-mars, p. 43.

- ROMER P.M. (1986) « Increasing returns and long-run growth » *Journal of Political Economy*, vol 94, n° 5.
- ROMER P. M. (1987) « Growth based on increasing returns due to specialization », *American Economic Review*, vol. 77, n° 2.
- STATEC (1987) « Mutations structurelles et politique de diversification économique », *Bulletin n° 7-87*.
- STATEC (1997) « La politique de développement et de diversification économique », *Bulletin n° 1-97*.
- THISSE J.F. (1995) « Science régionale et économie géographique : matériaux pour un rapprochement », Colloque de science régionale en langue française, Toulouse, 30 août- 1^{er} septembre.