

EMPLOI DANS LE SECTEUR PUBLIC ET CROISSANCE ÉCONOMIQUE RÉGIONALE AU CANADA : QUELQUES LIMITES INHÉRENTES AUX RÉGRESSIONS SPATIALES

Jean-Philippe Meloche
Institut d'urbanisme
Université de Montréal
C.P. 6128, succursale Centre-ville
Montréal (Québec) H3C 3J7
Adresse courriel :
jean-philippe.meloche@umontreal.ca

Richard Shearmur
Chaire du Canada en statistiques spatiales
et politique publique
Institut national de recherche scientifique –
urbanisme, culture et société
385 Sherbrooke Est
Montréal (Québec) H2X 1E3
Adresse courriel :
richard.shearmur@ucs.inrs.ca

Résumé.

La présente recherche s'intéresse à la relation entre l'emploi dans le secteur public et la croissance régionale des revenus d'emploi par habitant au Canada. Les résultats suggèrent une relation positive et significative entre les deux variables, mais seulement dans le cas spécifique des régions périphériques urbaines. Une relation négative semble par ailleurs exister dans les régions métropolitaines. Dans les autres cas, il demeure difficile d'établir une relation claire. Il n'est donc pas démontré que les régions exportatrices nettes de services publics sont nécessairement avantagées sur le plan de la croissance économique, mais certains types de région le sont. Ces résultats soulèvent donc la question de la non-stationnarité spatiale de la relation entre l'emploi dans le secteur public et la croissance régionale. Les méthodes usuelles de régression spatiale ne permettent pas d'identifier ce type d'effet contextuel : on suppose généralement que la relation est identique partout dans l'espace ou qu'elle varie de manière continue. Or, nos résultats mettent en évidence un effet contextuel qui varie dans l'espace mais de manière discontinue.

Mots clé : emploi public, croissance économique régionale, gouvernement, décentralisation, non-stationnarité spatiale, Canada.

Code JEL : R11

Abstract. Public Sector Employment and Regional Economic Growth in Canada: Some Limitations Inherent to Spatial Regressions

This paper focuses on public employment and its impact on regional economic growth for the sub-provincial regions of Canada. Its point of departure is the fact that public sector employment is not equally distributed across regional space. Some regions therefore tend to export public services, whilst others import them. We hypothesize that exporting regions have an advantage in the production of public services, which is expected to be related to stronger economic growth. Exporting regions are defined as those which have a higher proportion of public sector jobs than they do of total income. Economic growth refers to the variation of *per capita* employment income. Simple regressions on cross-sectional data are used to estimate models, as well as multiple regressions accounting for spatial dependency. The urban structure of regions is also considered. Our results show that the link between public sector employment and growth is tenuous at best, and that, if it exists, it varies depending on context: public sector employment is associated with faster growth in peripheral urban areas, and is associated with slower growth in metropolitan regions. Thus, we find no evidence of a generalized impact of public employment on regional economic growth, but rather we observe different effects in different contexts. This result has methodological implications for spatial regression analysis: neither GWR (Geographically Weighted Regression) nor spatial regression (incorporating terms to correct for spatial bias)

are able to identify contextual effects if they do not vary in a continuous manner across space. It is only by envisaging the types of contexts where particular effects are expected and by constructing a taxonomy of regions that accords with these expectations, that such non-contiguous contextual effects can be explored.

Keys Words: Public employment, regional economic growth, government, decentralization, non-stationary spatial effects, Canada.

JEL Code : R11

Introduction

La présente recherche s'intéresse à la relation entre le gouvernement dit « central » et la croissance économique « régionale ». Elle émane d'un constat de base sur les activités du gouvernement central dans l'espace : le lieu de prélèvement des impôts n'est pas obligatoirement celui des dépenses. Certains lieux subissent alors des pressions plus fortes dans le prélèvement des recettes, tandis que d'autres bénéficient de dépenses supérieures. Il en résulte inévitablement un déséquilibre dans la distribution spatiale des recettes gouvernementales par rapport aux dépenses. Il est alors supposé que les régions qui bénéficient de plus de dépenses du gouvernement central, par rapport aux impôts payés, sont avantagées sur le plan de la croissance économique (hypothèse qui découle du modèle d'analyse de Barro, 1990). Cette hypothèse incorpore une supposition classique, à savoir que la relation entre dépenses publiques et croissance sera identique partout dans l'espace.

Il faut cependant reconnaître que des données régionales sur les dépenses ou les recettes des gouvernements centraux sont presque impossibles à obtenir : leur comptabilisation étant, par définition, centralisée. Pour pallier ce problème, il faut se rabattre sur des données qu'il est possible de situer plus aisément dans l'espace. Le choix s'arrête ici sur l'emploi dans le secteur public. Ce choix s'inscrit dans la lignée des travaux déjà accomplis par Bradley et Gans (1998), Henley et Thomas (2001) et Shearmur et Polèse (2005).

Mais l'utilisation de données sur l'emploi change la nature même du questionnement de recherche. Le déséquilibre entre les recettes prélevées et les dépenses effectuées par le gouvernement central se voit remplacé ici par les notions « d'exportation nette » ou « d'importation nette » de services publics. Ces notions découlent de mesures fondées sur les quotients de localisation de l'emploi dans le secteur public, et sont inspirées davantage de la théorie de la base économique (popularisée notamment par Tiebout, 1962). L'hypothèse de recherche n'est plus l'équivalent d'une hypothèse découlant du modèle de Barro (1990), mais elle est de même nature. Il est donc supposé que les régions bénéficiant d'un surplus d'emploi dans le secteur public (donc exportatrices nettes de services publics) sont avantagées par rapport aux autres régions sur le plan de la croissance économique. Nous allons voir que cette supposition n'est pas nécessairement fondée en tous points dans l'espace.

Il faut mentionner que la recherche présentée sommairement ici est tirée de travaux plus larges entrepris par les auteurs sur la décentralisation et le développement économique régional (Meloche, 2008). Ces travaux tentent, par plusieurs approches, de trouver une relation positive entre différentes formes de décentralisation et la performance économique régionale (croissance économique et disparités de revenu, notamment). Plusieurs méthodes d'analyse quantitative ont servi, mais aucune conclusion claire n'en émerge. S'il existe une relation entre la décentralisation et la croissance économique régionale, il a été impossible de la cerner. Les concepts de décentralisation et de développement régional sont

complexes et la relation qui peut exister entre les deux demeure, pour le moins, difficile à établir (si elle existe). Cependant, à la lumière des résultats obtenus (ou des non-résultats), il est possible d'identifier certaines questions fondamentales, au-delà de la question de départ, sur les techniques d'analyse utilisées et leurs limites (questions portant notamment sur l'hypothèse de stationnarité spatiale des liens entre les variables). Nous aborderons ces questions dans la conclusion.

Le texte qui suit présente le survol d'une partie de notre recherche (Meloche, 2008), portant précisément sur la possibilité que l'emploi dans le secteur public, sous responsabilité provinciale, influe sur la croissance des revenus par habitant des régions infraprovinciales. Puisqu'il s'agit d'un survol, certains détails sont laissés de côté. La recherche initiale est basée sur plusieurs définitions de l'emploi gouvernemental, touchant notamment l'administration publique provinciale et fédérale, en plus des services publics. Différentes techniques d'analyse ont été proposées, passant des corrélations simples, aux modèles de régressions multiples; utilisant des données en coupes transversales et en panels; et en tenant compte, dans certains modèles, de la spatialité de la distribution. Les résultats présentés ici doivent donc être considérés comme partiels et faisant partie d'un ensemble plus large.

Définition des variables et du modèle d'analyse

Les deux variables principales utilisées sont celles de l'emploi régional dans le secteur public et la croissance régionale des revenus d'emploi. Le découpage régional sur lequel s'applique la recherche s'inspire de Shearmur et Polèse (2004, 2005). Il s'agit des divisions de recensement de Statistique Canada, découpage de 1991, mais où les divisions appartenant à une même agglomération urbaine sont fusionnées. Ce découpage comprend 240 régions, et couvre la superficie totale des dix provinces canadiennes.

L'emploi dans le secteur public

Le secteur public est composé de l'emploi dans l'administration publique provinciale, auquel on ajoute les emplois dans les hôpitaux et l'enseignement (collèges, universités et commissions scolaires)¹. Puisqu'on s'intéresse ici au débalancement de la croissance des revenus d'emploi entre les régions « exportatrices nettes » et celles « importatrices nettes » de services publics, on mesure la dotation en emploi du secteur public des régions par le coefficient de localisation suivant :

$$g_i = \frac{EG_i}{YT_i} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N YT_i}{\sum_{i=1}^N EG_i}, \quad (1)$$

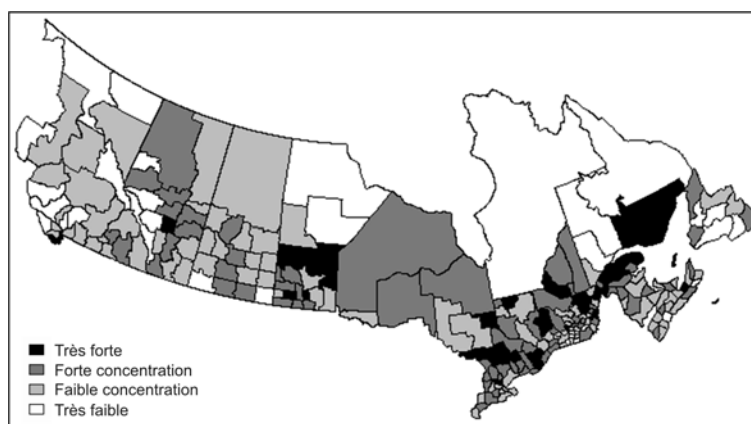
où EG_i et YT_i représentent respectivement l'emploi dans le secteur public et le revenu total d'emploi de la région i .

¹ Selon les définitions établies dans le recensement de Statistique Canada.

L'originalité d'un tel coefficient repose sur le dénominateur des revenus totaux. Ce dénominateur, plutôt que de référer à une répartition équitable des emplois gouvernementaux selon le poids démographique de la région, réfère à une répartition selon le poids de la région dans les revenus totaux. Autrement dit, on suppose qu'une région dont les revenus sont plus élevés paie plus d'impôt, ce qui justifierait, en quelque sorte, qu'elle dispose d'une plus grande part du secteur public sur son territoire. Ainsi, lorsque le coefficient affiche une valeur supérieure à 1, on suppose que la région reçoit une plus grande part des emplois gouvernementaux qu'elle ne contribue aux impôts du gouvernement central par ses revenus (elle est donc exportatrice nette). Lorsque cette mesure est inférieure à 1, on suppose alors que la région est déficitaire en emplois du secteur public. Elle paie donc plus d'impôts selon ses revenus que ne le justifie la présence locale de services publics (elle est, par conséquent, importatrice nette).

Les données utilisées proviennent des recensements de 1971, 1981, 1991 et 2001 de Statistique Canada (voir annexe pour le résumé). Puisque l'emploi dans le secteur public relève des gouvernements provinciaux, la sommation sur N régions de l'équation 1 est faite sur la base des provinces. On tient ainsi compte des différences provinciales d'effectifs du secteur public et des revenus d'emploi. La figure 1 offre un aperçu de la répartition régionale de l'emploi dans le secteur public des provinces canadiennes pour l'année 1971.

FIGURE 1 Concentration régionale de l'emploi dans le secteur public en 1971



Note : Répartition spatiale du coefficient de localisation de l'emploi dans le secteur public pour les régions infraprovinciales canadiennes. Une région à forte (ou faible) concentration est une région dont la concentration est supérieure (ou inférieure) à la moyenne canadienne. Une région à très forte (ou très faible) concentration est une région qui se trouve à plus d'un écart type au-dessus (ou en dessous) de la moyenne canadienne.

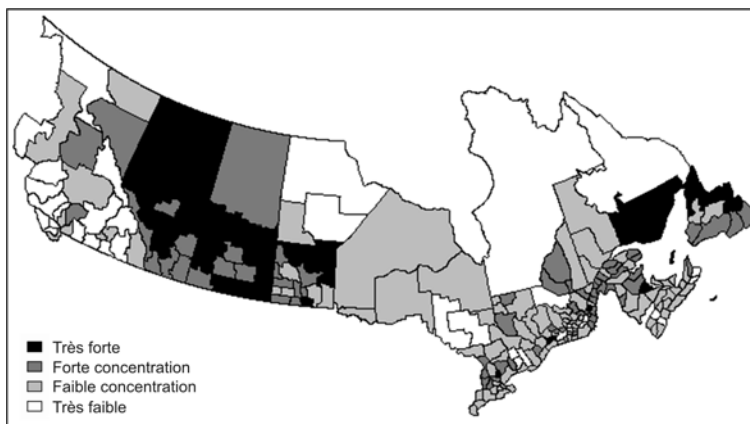
La croissance économique

La variable de croissance économique découle quant à elle de la variation du revenu d'emploi par habitant. Il s'agit d'une mesure de l'accroissement des revenus issus d'activités « productives » (ce qui exclut les revenus de placements ou les revenus de transferts)². Les données utilisées proviennent aussi des recensements de Statistique

² Il faut toutefois mentionner que l'analyse empirique a également été appliquée aux revenus totaux (incluant les revenus de placements et les revenus de transferts), mais les résultats ne sont pas significativement différents de ceux obtenus par les revenus d'emploi.

Canada de 1971, 1981, 1991, et 2001 (voir annexe). Les variations sont exprimées en termes réels³. Elles sont calculées pour les trois périodes de 10 ans comprises entre 1971 et 2001, ainsi que pour l'ensemble des 30 années couvertes par l'analyse. La répartition spatiale de cette variable pour les 30 années est illustrée sur la figure 2.

FIGURE 2 Croissance régionale du revenu d'emploi par habitant de 1971 à 2001



Note : Répartition spatiale de la croissance annuelle moyenne réelle entre 1971 et 2001 du revenu d'emploi par habitant pour les régions infraprovinciales canadiennes. Une région à forte (ou faible) concentration est une région dont la concentration est supérieure (ou inférieure) à la moyenne canadienne. Une région à très forte (ou très faible) concentration est une région qui se trouve à plus d'un écart type au-dessus (ou en dessous) de la moyenne canadienne.

Le modèle

Le modèle de croissance économique développé par Barro (1990) présente la croissance économique comme une fonction du capital physique et humain⁴, une partie provenant du secteur privé et une autre du secteur public. Ainsi, par ses dépenses, le gouvernement influence l'acquisition de capital physique et de capital humain, ce qui est générateur de croissance économique. Mais ces acquisitions entraînent aussi implicitement de l'innovation. Et cette innovation multiplie les effets du capital physique et humain sur la croissance. Il s'agit là d'une conséquence propre de la théorie de la croissance endogène.

Lorsqu'on passe des dépenses gouvernementales aux emplois, la dynamique fonctionne différemment. On s'éloigne de la logique du modèle de Barro (1990). Mais des effets apparentés, liés aux emplois du secteur public, peuvent influencer de façon similaire la croissance économique. Le premier de ces effets est lié à la teneur en capital humain des emplois du secteur public. Comme ces emplois sont plus intensifs en capital humain que

³ Puisqu'il n'existe aucune donnée sur l'inflation à l'échelle des régions infraprovinciales canadiennes, les régions sont soumises à l'inflation de la province à laquelle elles appartiennent. Cette méthode de calcul de la croissance permet de contrôler pour l'évolution des prix à travers le temps, mais offre également la possibilité de laisser évoluer les prix à des rythmes différents d'une province à l'autre (à travers l'espace).

⁴ Le capital physique découle des investissements, essentiellement ceux en machines et équipement. Quant au capital humain, il représente la somme des connaissances des travailleurs ou leurs compétences, ce qui est habituellement mesuré par les diplômes scolaires.

ceux des autres secteurs⁵, leur concentration peut avoir un impact positif sur la croissance économique. C'est ce que suggèrent notamment les travaux de Rauch (1993) sur le capital humain et la croissance économique régionale⁶.

Le deuxième effet potentiel sur la croissance économique des emplois dans le secteur public touche l'innovation. Par les institutions auxquelles ils sont liés, les emplois de ces secteurs s'imbriquent en quelque sorte dans ce que Doloreux et Dionne (2007) appellent le système local d'innovation. Certaines institutions, surtout celles liées à l'enseignement supérieur, dont les universités, les collèges et les écoles de métiers, affichent un potentiel d'influence sur l'innovation plus grand. Le nombre d'emplois dans le secteur public peut témoigner de la dotation d'un lieu en « institutions » susceptibles d'affecter sa capacité d'innovation.

À la lumière des informations illustrées dans les figures 1 et 2, il est difficile d'établir un lien entre l'emploi dans le secteur public et la croissance économique régionale. Certaines régions où se concentrent davantage d'emplois du secteur public sont des régions à forte croissance économique. Mais on remarque également le contraire. La superposition des cartes ne répond donc pas clairement à la question. Pour explorer davantage la relation entre l'emploi dans le secteur public et la croissance régionale des revenus, on doit alors faire appel aux statistiques.

Analyse empirique et résultats

Plusieurs outils ont été utilisés pour chercher l'existence d'une corrélation significative entre l'emploi dans le secteur public et la croissance régionale des revenus : des corrélations simples et des régressions multiples, appliquées parfois sur des données en coupes transversales ou sur des données en panels, et parmi lesquelles on a pu intégrer, à l'occasion, un terme d'autocorrélation spatiale (voir Meloche, 2008). Différentes mesures d'emploi gouvernemental ont été utilisées : administration publique fédérale et provinciale, ainsi que secteur public (provincial). La croissance économique régionale, qui renvoie ici à la variation annuelle moyenne réelle des revenus d'emploi par habitant, a également été mesurée à l'aide du revenu total. Des variables de contrôle telles que les revenus d'emploi initiaux, la variation de la population, la structure régionale et le taux de diplômés universitaires ont également été intégrées aux modèles d'analyse. Peu importe la méthode d'analyse, aucune relation stable et significative n'est trouvée entre l'emploi gouvernemental et la croissance des revenus par habitant des régions infraprovinciales canadiennes. On peut en conclure trois choses : ou bien cette relation n'existe tout simplement pas (ou rarement), ou bien elle agit dans un sens à certains endroits et dans un autre ailleurs, ou bien les méthodes et les données utilisées ici pour la saisir n'arrivent pas à l'identifier.

Les paragraphes qui suivent rapportent les résultats d'analyse pour un seul des modèles estimés dans cette recherche, portant sur la relation spécifique entre la localisation de

⁵ Une analyse des secteurs économiques croisés avec les professions montre que les emplois publics sont plus intensifs en professions qui exigent des diplômes universitaires (cols blancs) et moins intensifs en professions qui exigent des études de métier ou aucun diplôme (cols bleus) : ceci est une indication de leur teneur en capital humain.

⁶ Il ne s'agit pas ici de dire que l'accroissement du capital humain permet un accroissement de la productivité (ou une hausse des revenus), mais plutôt de dire que la dotation de départ en capital humain d'une région permet un rythme de croissance de productivité plus élevé (ou une croissance plus rapide des revenus).

l'emploi du secteur public et la croissance régionale des revenus d'emploi par habitant. Le modèle utilisé pour cette estimation est un modèle de régressions multiples avec erreur spatial, calculé par le maximum de vraisemblance. Inspiré de Anselin (1988) et LeSage (1999), ce modèle prend la forme

$$\log \left[\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}} \right] = a + b_1 \log g_{i,t-1} + B_2 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

où

$$\varepsilon_i = \rho W \varepsilon_i + \eta_i, \quad (3)$$

et où le terme d'erreur η_i est indépendant et aléatoirement distribué. Les termes b_1 et ρ sont des paramètres, et B_2 un vecteur de paramètres. La variable $y_{i,t}$ représente le revenu moyen par habitant de la région i au temps t (le terme de gauche exprime donc la croissance du revenu entre $t-1$ et t en variation annuelle moyenne). La variable $g_{i,t-1}$, quant à elle, représente le coefficient de localisation de l'emploi dans le secteur public en début de période.

Les variables de contrôle contenues dans la matrice $X_{i,t-1}$ sont celles du revenu initial par habitant en début de période et de la variation de la population au cours de la période (voir annexe pour description).

Le terme W est une matrice de contiguïté spatiale symétrique, constituée de 240 lignes et colonnes qui réfèrent à chacune des régions. Les valeurs de contiguïté sont normalisées en fonction du poids démographique de chacune des régions voisines dans l'ensemble du voisinage. Un voisinage est constitué de l'ensemble des régions ayant au moins une frontière commune à la région de base ainsi qu'un lien autoroutier principal avec cette dernière. Les régions n'ayant aucun lien autoroutier principal avec d'autres régions sont considérées comme indépendantes^{7 8}.

Les résultats de cette estimation apparaissent dans le tableau 1, pour les périodes 1971-1981, 1981-1991, 1991-2001, et 1971-2001. On voit tout de suite que la variable d'intérêt, l'emploi dans le secteur public, n'affiche aucun coefficient significatif. Parfois négatif, parfois positif, ce coefficient n'est jamais significativement différent de 0. S'il est vrai qu'une relation existe entre la concentration régionale d'emploi dans le secteur public

⁷ Trois exceptions sont faites pour remplacer ce lien autoroutier par un lien maritime dans le cas de l'île de Vancouver, l'île de Terre-Neuve et l'île du Prince-Édouard (le Pont de la Confédération ayant été bâti après 1991).

⁸ Sur la i^e ligne de cette matrice, toutes les colonnes référant aux régions n'ayant aucune frontière commune ou aucun lien autoroutier avec la région i affichent une valeur de 0. Pour les V régions voisines de i la valeur attribuée $w_{i,v}$ est celle du ratio de leur population sur l'ensemble du voisinage, ce qui équivaut à

$$w_{i,v} = \frac{P_v}{\sum_{v=1}^V P_v + P_i},$$

où P_v réfère à la population de la région v et P_i , à la population de la région i . Puisque P_i fait parti du dénominateur de cette équation, même si les lignes sont normalisées, leur somme n'atteint jamais l'unité. Cela reflète l'importance du volume dans les effets de débordement. Ainsi, plus le poids d'une région est important dans son voisinage, moins sa croissance économique est affectée par celle de son voisinage. Cela respecte l'intuition économique voulant que les grandes régions affectent davantage les petites que ces dernières ne les affectent en retour (effet de volume).

et la croissance des revenus, il faut alors conclure que ce modèle n'est pas pertinent pour la déterminer.

TABLEAU 1 Impact de l'emploi dans le secteur public sur la croissance des revenus d'emploi par habitant, pour l'ensemble des régions du Canada, modèle d'erreur spatiale

	<i>Croissance régionale du revenu d'emploi par habitant</i>			
	<i>(1971-1981)</i>	<i>(1981-1991)</i>	<i>(1991-2001)</i>	<i>(1971-2001)</i>
Constante	27,068	13,923	15,217	15,742
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Emploi secteur public (ln)	0,533	-0,593	-0,303	0,121
	(0,178)	(0,201)	(0,535)	(0,539)
Revenu initial (ln)	-2,691	-1,331	-1,508	-1,550
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Variation de population	0,194	0,364	0,191	0,205
	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,000)
ρ	0,615	0,773	0,524	0,554
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
R ²	0,616	0,569	0,367	0,640
R ² -ajusté	0,601	0,564	0,359	0,640
Observations*	234	234	234	234

Note : Estimations par le maximum de vraisemblance. Les chiffres entre parenthèses représentent la valeur de probabilité (P-values). Ils sont en caractères gras lorsqu'ils sont significatifs à un seuil de confiance de 10 % ou moins. La variable dépendante est la croissance annuelle moyenne du revenu d'emploi par habitant 1971-1981, 1981-1991, 1991-2001, et 1971-2001. Les variables explicatives sont décrites en annexe. (*) Certaines données jugées exagérées ont été retirées (critère de la distance de Cook)

Lorsqu'on ajoute des variables géostructurelles au modèle, les résultats sont légèrement différents. La structure régionale renvoie ici à une classification du degré d'urbanité et de centralité des régions. Les régions y sont divisées en deux catégories : centrales et périphériques (C et P). Les régions centrales (C) comprennent les régions métropolitaines de plus de 500 000 habitants (Métro), ainsi que toutes les régions se trouvant dans un périmètre d'approximativement une heure de transport routier (soit environ 120 km). Quant aux régions périphériques (P), elles sont localisées à plus d'une heure de transport routier des régions métropolitaines. À l'intérieur de ces deux catégories, on distingue également les régions urbaines (U) des régions rurales (R). Les régions rurales sont celles qui ne comprennent aucun noyau urbain de 10 000 habitants ou plus. Quant aux régions urbaines, elles sont petites (P) lorsqu'elles ne comprennent aucun noyau urbain d'au moins 50 000 habitants et moyenne (M) lorsqu'elles en comprennent un ou plus⁹.

⁹ La notation des régions est RP pour rural périphérique, RC pour rural central, UPP pour urbain périphérique avec petite ville, UCM pour urbain central avec ville moyenne, etc. (voir annexe).

TABLEAU 2 Impact de l'emploi dans le secteur public sur la croissance des revenus d'emploi par habitant, pour l'ensemble des régions du Canada, modèle d'erreur spatiale avec variables géostructurelles

	<i>Croissance régionale du revenu d'emploi par habitant</i>			
	<i>(1971-1981)</i>	<i>(1981-1991)</i>	<i>(1991-2001)</i>	<i>(1971-2001)</i>
Constante (Régions RP)	31,669	11,941	17,354	17,622
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Régions UPM	0,428	-0,155	0,142	0,114
	(0,022)	(0,402)	(0,436)	(0,208)
Régions UPP	0,365	0,064	0,022	0,133
	(0,003)	(0,601)	(0,858)	(0,027)
Régions UCM	0,259	-0,158	0,659	0,230
	(0,248)	(0,492)	(0,002)	(0,034)
Régions UCP	0,261	-0,091	0,656	0,204
	(0,215)	(0,662)	(0,000)	(0,043)
Régions Métro	0,700	-0,351	0,716	0,368
	(0,004)	(0,138)	(0,001)	(0,002)
Régions RC	0,273	-0,139	0,303	0,126
	(0,101)	(0,420)	(0,052)	(0,118)
Emploi secteur public (ln)	-0,535	-1,458	0,395	-0,407
	(0,393)	(0,032)	(0,595)	(0,180)
Emp. * UPM	2,143	3,332	-1,007	1,708
	(0,249)	(0,063)	(0,584)	(0,060)
Emp. * UPP	2,299	2,434	0,713	1,082
	(0,006)	(0,028)	(0,535)	(0,008)
Emp. * UCM	1,262	1,670	-1,934	0,403
	(0,419)	(0,283)	(0,297)	(0,595)
Emp. * UCP	1,006	2,692	-3,272	0,934
	(0,511)	(0,148)	(0,104)	(0,205)
Emp. * MÉTRO	-0,443	-0,981	-5,823	-2,175
	(0,805)	(0,574)	(0,005)	(0,016)
Emp. * RC	-0,070	0,865	-1,190	0,091
	(0,950)	(0,493)	(0,296)	(0,866)
Revenu initial (ln)	-3,226	-1,112	-1,752	-1,771
	(0,000)	(0,001)	(0,000)	(0,000)
Variation de population	0,172	0,392	0,127	0,194
	(0,000)	(0,000)	(0,048)	(0,000)
<i>P</i>	0,643	0,790	0,491	0,596
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
<i>R</i> ²	0,655	0,598	0,430	0,690
<i>R</i> ² -ajusté	0,602	0,570	0,391	0,670
Observations*	234	234	234	234

Note : Estimations par le maximum de vraisemblance. Les chiffres entre parenthèses représentent la valeur de probabilité (P-values). Ils sont en caractères gras lorsqu'ils sont significatifs à un seuil de confiance de 10 % ou moins. La variable dépendante est la croissance annuelle moyenne du revenu d'emploi par habitant 1971-1981, 1981-1991, 1991-2001, et 1971-2001. Les variables explicatives « régions » sont dichotomiques et réfèrent à l'annexe 2. Les variables « emp*régions » représentent l'interaction entre l'emploi dans le secteur public et les « régions ». Les autres variables explicatives sont décrites dans l'annexe 1. (*) Certaines données jugées exagérées ont été retirées (critère de la distance de Cook).

Les résultats des estimations du modèle avec variables géostructurelles sont présentés dans le tableau 2. Ce qui les démarque des résultats précédents, est l'apparition de coefficients significatifs pour l'emploi dans le secteur public, mais seulement pour quelques catégories de régions¹⁰. Ainsi, on trouve des coefficients positifs pour les régions urbaines périphériques en 1971-1981 et 1981-1991 ainsi que sur l'ensemble de la période 1971-2001. Cet effet est surtout évident lorsqu'il s'agit des régions urbaines avec agglomérations de petite taille (UPP). À l'opposé, on trouve un effet négatif et significatif pour les régions métropolitaines. Cet effet est particulièrement visible pour 1991-2001, mais il apparaît aussi significatif sur l'ensemble de la période 1971-2001. De façon générale, les coefficients ne sont pas différents de 0 pour les autres types de régions, sauf sur la période 1981-1991, où le coefficient de l'emploi dans le secteur public est négatif et significatif pour presque toutes les régions, sauf les régions urbaines et périphériques.

Conclusion

C'est seulement dans le cas spécifique des régions périphériques urbaines que les estimations des modèles d'erreur spatiale suggèrent une relation positive et significative entre l'emploi dans le secteur public et la croissance régionale des revenus d'emploi. Mais il demeure difficile d'établir une relation claire entre ces deux variables. Il n'est pas démontré, de façon convaincante, dans cette recherche, que les régions exportatrices nettes de services publics sont nécessairement avantagées sur le plan de la croissance économique. On pourrait toutefois conclure que, s'il existe un type de région plus sensible à profiter de ces effets bénéfiques, ce sont les régions urbaines périphériques. À l'opposé, s'il existe des régions qui n'en bénéficient pas, ce sont surtout les régions métropolitaines.

Ces résultats soulèvent des questions quant à la stationnarité spatiale de la relation entre les variables étudiées. Les régressions du type de celles utilisées ici, même si elles tiennent compte de l'auto-corrélation spatiale, incorporent une hypothèse forte de stationnarité des liens (Anselin, 1988; Griffith, 1988). Autrement dit, elles supposent que la relation entre les variables dépendantes et indépendantes est la même en tous points dans l'espace. Or, en incorporant des variables géo-structurelles à notre analyse, nos résultats semblent indiquer que ce n'est pas le cas : les emplois publics auraient un effet positif dans certains types de région (régions urbaines périphérique), et négatif dans d'autres (régions métropolitaines). Il ne faudrait donc pas chercher *une seule* théorie explicative du lien entre l'emploi dans le secteur public et la croissance régionale, mais au moins deux¹¹.

La non-stationnarité spatiale des facteurs de croissance, mise en évidence par Shearmur et al (2007) dans un autre contexte, peut être partiellement prise en compte par des

¹⁰ L'intérêt porte ici sur les coefficients d'interaction entre l'emploi dans le secteur public et les variables géostructurelles (ex. : emp * UPM). Ces derniers reflètent des écarts par rapport à la structure régionale de référence RP (appelée ici simplement « emploi secteur public »). Le coefficient associé à la variable d'interaction « emp * UPM », par exemple, marque la différence entre l'effet de l'emploi du secteur des régions rurales périphériques (RP) et celui des régions urbaines périphériques moyennes (UPM). Un coefficient négatif, mais non significatif, pour la variable « emp * UPM » peut ainsi être interprété comme étant positif et significatif si le coefficient de la variable « emploi secteur public » est positif et significatif. Cette distinction est importante à prendre en compte dans l'analyse des résultats du tableau 2

¹¹ Rien ne nous permet de dire qu'un troisième type de lien, peut-être de nature quadratique, existe pour d'autres types de régions: seule une bonne théorisation nous permettrait de limiter les formes relationnelles et les contextes à prendre en compte.

techniques de régressions pondérées spatialement (voir Fotheringham et al, 2002). Mais ces techniques supposent tout de même que les relations entre les variables dépendantes et indépendantes varient de manière continue dans l'espace, ce qui n'est pas nécessairement le cas ici. Une relation comme celle qui est mise en évidence par notre analyse ne peut être repérée que par une classification appropriée des observations et par l'étude des interactions. Cette classification repose sur la taxonomie d'avantage que l'économétrie. Elle requiert une connaissance approfondie des processus étudiés et une théorisation appropriée, capable de remettre en question l'idée d'une relation de cause à effet identique en tout lieu.

Dans le cas de notre étude, la faiblesse des résultats repose peut-être sur notre hypothèse de départ d'un lien positif entre l'emploi dans le secteur public et la croissance régionale identique en tous lieux dans l'espace. Si notre exploration avait été fondée sur l'idée que ce lien est positif pour certaines régions, mais négatif pour d'autres, un effort plus important aurait pu être consenti à la définition des éléments de contexte. Le constat de non-stationnarité potentielle de la relation entre l'emploi dans le secteur public et la croissance régionale ne s'est établi qu'en fin d'étude, donc trop tard pour reprendre l'ensemble des analyses. Nos résultats témoignent toutefois de l'importance, à l'avenir, d'en tenir compte.

Références

- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publisher.
- Barro, R. 1990. "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". *Journal of Political Economy*, 98 (5): s103-s125.
- Bradley, R. et J. Gans. 1998. "Growth in Australian Cities". *The Economic Record*. 74: 266-278.
- Doloreux, D. et S. Dionne. 2007. *Évolution d'un système local d'innovation en région rurale : Le cas de La Pocatière dans une perspective historique (1827-2005)*. Éditions du GRIDEQ et du CRDT.
- Fotheringham, S., C. Brundson and M. Charlton 2002. *Geographically Weighted Regression*. Chichester : John Wiley.
- Griffith, D. 1988. *Advanced Spatial Statistics*. New York : Springer Verlag.
- Henley, A. et D. Thomas. 2001. "Public Service Employment and the Public-Private Wage Differential in British Regions". *Regional Studies*. 35 (3): 229-240.
- Lesage, J. 1999. *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. Department of Economics, University of Toledo, www.spatial-econometrics.com.
- Meloche, J-P. 2008. *Secteur public et développement économique régional : Impacts de l'emploi gouvernemental et de la décentralisation*. Thèse de doctorat, Université de Montréal.
- Poot, J. 2000. "A Synthesis of Empirical Research on the Impact of Government on Long-Run Growth". *Growth and Change*. 31: 516-546.
- Rauch, J. 1993. "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities". *Journal of Urban Economics*. 34: 380-400.

- Shearmur, R. et M. Polèse. 2004. *Do Local Factor Explain Local Employment Growth ? : Evidence from Canada, 1971-2001*. Paper work prepared for the 2004 Meetings of the North American Regional Science Association International.
- Shearmur, R. et M. Polèse. 2005. *La géographie du niveau de vie au Canada, 1971-2001. Suivi du rapport préliminaire : Exploration des dimensions infra provinciales*. Document de recherche, INRS-UCS.
- Shearmur, R., P. Apparacio, P. Lauzon et M. Polèse. 2007. Space, Time and Local Employment Growth : An Application of Spatial Regression Analysis. *Growth and Change*, 28 (4): 696-722.
- Tiebout, C. 1962. *The Community Economic Base Study*. Committee for Economic Development.

Annexes

ANNEXE 1 Résumés statistiques des variables

Variables		Période	Obs.	Moy.	Max	Min	Éc.T
Dépendante	Variation annuelle moyenne du revenu réel d'emploi par habitant	1971-1981	240	3,440	8,194	0,161	1,237
		1981-1991	240	1,820	6,296	-1,495	1,099
		1991-2001	240	1,095	3,344	-2,782	0,867
		1971-2001	240	2,118	4,728	0,375	0,632
Variable d'intérêt	Part régionale de l'emploi dans le secteur public provincial en proportion de la richesse relative	1971	240	1,071	2,232	0,312	0,309
		1981	240	1,049	2,307	0,507	0,274
		1991	240	1,119	3,469	0,520	0,306
Variables de contrôle	Richesse initiale mesurée par le revenu d'emploi réel par habitant en début de période (\$2001)	1971	240	7 368	13 116	2 038	2 110
		1981	240	10 255	18 496	3 525	2 458
		1991	240	12 327	24 628	3 770	3 078
	Variation annuelle moyenne de la population en pourcentage	1971-1981	240	0,806	8,694	-3,121	1,455
		1981-1991	240	0,304	2,885	-2,730	0,995
		1991-2001	240	0,165	3,434	-4,864	1,055

Note : Données provenant des recensements de 1971, 1981, 1991, et 2001 de Statistique Canada et compilées sur la base des frontières des divisions de recensement de 1991 par Shearmur et Polèse (2004 et 2005). Les divisions de recensement appartenant à une même région urbaine sont fusionnées. Le revenu réel d'emploi est exprimé en dollars de 2001.

ANNEXE 2 Définition des variables géostructurelles

Variables	Fréquence
Régions périphériques	
Régions rurales périphériques (RP)	84 valeurs non nulles sur 240
Régions urbaines périphériques comportant au moins une petite ville (UPP)	52 valeurs non nulles sur 240
Régions urbaines périphériques comportant au moins une ville moyenne (UPM)	23 valeurs non nulles sur 240
Régions centrales	
Régions rurales centrales (RC)	32 valeurs non nulles sur 240
Régions urbaines centrales comportant au moins une petite ville (UCP)	21 valeurs non nulles sur 240
Régions urbaines centrales comportant au moins une ville moyenne (UCM)	20 valeurs non nulles sur 240
Régions métropolitaines (Métro)	8 valeurs non nulles sur 240

Note : Les régions périphériques sont celles situées à plus de 120 km des régions métropolitaines. Les régions métropolitaines renvoient aux régions contenant une agglomération de recensement de plus de 500 000 habitants. Les villes moyennes comptent quant à elles entre 50 000 et 500 000 habitants, alors que les petites villes en comptent entre 10 000 et 50 000. Les régions rurales sont celles qui ne comportent aucune agglomération de recensement de plus de 10 000 habitants.

