



Canadian Journal of Regional Science
Revue canadienne des sciences régionales

Impacts de la décentralisation fiscale et de la déconcentration sur les disparités régionales: le cas des provinces canadiennes

Jean-Philippe Meloche

Institut d'urbanisme, Faculté de l'aménagement, Université de Montréal, Montréal, Québec, Canada. Adressez vos commentaires à jean-philippe.meloche@umontreal.ca

Soumis 18 Aout 2011. Accepté 19 Avril 2012.

© Canadian Regional Science Association/ Association canadienne des sciences régionales 2012.

Meloche, J-P. 2012. Impacts de la décentralisation fiscale et de la déconcentration sur les disparités régionales: le cas des provinces canadiennes. *Canadian Journal of Regional Science / Revue canadienne des sciences régionales* 35(1/3), 19-28.

Cet article s'intéresse à la décentralisation et son impact sur les disparités régionales. La définition de la décentralisation déborde l'aspect fiscal et englobe l'aspect géographique de la déconcentration. L'analyse présentée offre un barème de comparaison original entre les deux processus. Des coefficients de corrélation et des régressions multiples sont estimées à partir de données de panel des 10 provinces canadiennes de 1971 à 2001. Les résultats montrent que la décentralisation fiscale n'influence pas les disparités régionales, alors que la déconcentration a un effet négatif et significatif sur celles-ci. La déconcentration apparaît donc plus performante que la décentralisation fiscale pour réduire les disparités de revenu entre les régions infraprovinciales.

Décentralisation fiscale, déconcentration, disparités régionales, provinces canadiennes.

This article explores the impact of decentralization on regional disparities. The definition of decentralization is not restricted to its fiscal aspect. A broader vision is proposed by including the geographical aspect of deconcentration. Putting together measures of decentralization characterized by, on the one hand, fiscal decentralization, and on the other hand, deconcentration, offers a new scheme of comparison. The analysis is based on panel data of the 10 provinces of Canada, from 1971 to 2001. As data are mostly taken from Statistics Canada censuses, only a few periods are available. Simple coefficients of correlation and multiple regressions are used to estimate the link between both processes of decentralization and regional disparities. Regional disparities are measured by the Gini index of the average personal revenue of infraprovincial regions (regions similar to census divisions). Although multivariate analysis has a relatively low capacity to explain the level of regional disparities in Canadian provinces, it is coherent with the simple correlation analysis. Both show that fiscal decentralization does not influence regional disparities, and that deconcentration has a negative and significant effect (but only when the size of capital city is fixed). The various processes of decentralization thus do not have the same potential to lessen regional disparities. If, as the theory of the fiscal federalism claims, fiscal decentralization improves efficiency and productivity of local public services, in the field of regional disparities, then it seems that deconcentration represents a more appropriate policy.

Fiscal decentralization, deconcentration, regional disparities, Canadian provinces.

Merci à François Vaillancourt pour ses précieux commentaires ainsi qu'à Christopher Brvant et Richard Shearmur pour leur soutien à diverses étapes de la recherche.

Il règne une certaine confusion autour des vertus que l'on prête à la décentralisation gouvernementale en matière de réduction des disparités régionales. Dans leur conceptualisation théorique, Oates (1972) et Prud'homme (1994) soulignent les effets potentiellement néfastes de la décentralisation fiscale sur la redistri-

bution des revenus. De leur côté, Qian & Weingast (1997) amènent l'idée que la décentralisation fiscale stimule le développement économique des régions et peut contribuer à réduire les disparités régionales. Les études empiriques sur la question n'y répondent pas précisément. Au mieux y apprend-on que le lien entre la décentralisation

et les disparités varie selon le territoire à l'étude.¹

Cet article s'intéresse à la décentralisation gouvernementale et à son impact sur les disparités régionales en termes de revenus. Contrairement à la plupart des études antérieures, la définition de la décentralisation ne se limite pas à son seul aspect fiscal. Une vision plus large est proposée, englobant aussi un aspect plus géographique: celui de la déconcentration. Aux côtés des mesures de décentralisations fiscales on retrouve donc des mesures de déconcentration de l'activité gouvernementale. Le territoire à l'étude est celui des provinces canadiennes. Comme pour Akai & Sakata (2005), qui ont étudiés les États américains, ce choix permet d'analyser le phénomène dans un contexte constitutionnel et culturel plus homogène que celui des études internationales. On contourne ainsi en partie le problème d'hétérogénéité soulevé par Rodriguez-Pose & Ezcurra (2010).

En proposant des mesures de décentralisation qui caractérisent, d'une part, la décentralisation fiscale, et d'autre part, la déconcentration, l'analyse présentée offre un barème de comparaison original. Il est possible alors de faire des recommandations ciblées en matière de décentralisation, sachant qu'un processus est plus susceptible d'engendrer une réduction des disparités régionale que l'autre.

Après avoir défini les concepts de décentralisation et de disparités régionales, la première partie de cet article fait un bref survol des études empiriques sur la question. Les données utilisées pour l'analyse et les mesures sont présentées ensuite dans la seconde partie. Viennent en troisième et quatrième parties l'analyse empirique et les conclusions.

La décentralisation

Dans sa définition la plus simple, la décentralisation réfère à un transfert d'attributs d'un centre vers sa périphérie.² Elle se concrétise généralement par trois processus:

1. La déconcentration, qui est une forme de décentralisation stricte-

ment géographique ou administrative. Il s'agit d'un transfert vers la périphérie des activités du gouvernement central. Cette forme prend aussi parfois le nom de régionalisation.

2. La délégation, qui implique un transfert partiel de responsabilités vers des gouvernements autres que le gouvernement central. Les institutions périphériques restent alors redevables à l'autorité centrale.
3. La dévolution, sans doute la forme la plus complète de décentralisation, qui implique un transfert d'autorité vers des paliers inférieurs de gouvernement. Les institutions décentralisées acquièrent alors le droit de gouverner leurs propres affaires, incluant un certain pouvoir de lever leurs impôts et de voter leurs budgets.

De bonnes définitions de ces processus se trouvent dans les ouvrages de Litvack et al. (1998) et de Lemieux (2001). Il faut noter que la délégation et la dévolution impliquent des relations entre au moins deux paliers de gouvernements, alors que la déconcentration ne reflète qu'un transfert géographique ou administratif à l'intérieur d'un même palier. On remarque également que la délégation et la dévolution réfèrent davantage à des transferts financiers. Pour cette raison, on les qualifie souvent de décentralisation financière ou de décentralisation fiscale.

Il existe plusieurs façons de mesurer la décentralisation fiscale. L'indicateur le plus répandu est celui de la part occupée par les gouvernements locaux dans les dépenses nationales. Dans certaines études, il s'agit même de la seule mesure utilisée.³ Les dépenses des gouvernements locaux ne sont toutefois pas garantes de leur autonomie financière. Pour cette raison, certains auteurs utilisent aussi des mesures de décentralisation fiscale basées sur les recettes.⁴

Très peu d'études s'attardent à la dimension plus géographique de la décentralisation, imprégnée dans le processus de déconcentration. Une

seule étude recensée en tient compte, celle de Kim et al. (2003), où les mesures se basent sur des indices de Gini de la dispersion régionale des infrastructures et des services publics. Les infrastructures et les services servent alors d'estimateur de l'activité gouvernementale.

Les disparités régionales

Il existe plusieurs façons de définir les disparités régionales. On peut les considérer sur la base de la production, des revenus personnels, des revenus d'emploi ou même des caractéristiques du marché de l'emploi.⁵ Les définitions les plus utilisées dans la littérature reposent sur le produit intérieur brut (PIB) ou les revenus. Au niveau des régions infraprovinciales canadiennes, les données de PIB n'existent pas. L'analyse se restreint donc à la dimension des revenus totaux par habitant ou des revenus d'emploi. Les mesures basées sur le revenu total donnent une indication des disparités une fois les paiements de transfert effectués. Elles considèrent donc en partie l'effet des politiques publiques. Quand aux mesures basées sur le revenu d'emploi, elles reflètent davantage les disparités en termes de potentiel économique, soit la capacité des régions à générer leurs propres revenus.

Une fois la base déterminée, plusieurs outils permettent de quantifier les disparités régionales. Parmi ces outils, les plus répandus sont le coefficient de variation, l'indice de Theil et l'indice de Gini (Corwell, 1995; Alasia, 2002). Il s'agit, dans tous les cas, de mesures de dispersion. La plupart des auteurs pondèrent ces formules en fonction du poids démographique des régions. Cela revient toutefois à mesurer les disparités entre les individus sur la base de leur région de résidence, plutôt que de mesurer les disparités entre les régions, sur la base du revenu moyen. Bien que ces outils aient chacun leurs subtilités, ils ne produisent généralement pas de contrastes importants en matière de disparités régionales.⁶ L'indice de Gini, privilégié dans l'analyse qui suit, est employé également dans les travaux de Kim et

al. (2003), Gil Canaleta et al. (2004) et Lessmann (2009). On le retrouve également dans Alasia (2002).

La plupart des auteurs qui se sont penchés sur les disparités régionales au Canada l'ont fait sur la base des disparités de production entre les provinces.⁷ Leurs travaux portent surtout sur la convergence des PIB provinciaux. Moins nombreux sont les auteurs qui ont abordé la question des disparités sur la base des régions infraprovinciales.⁸ Les travaux de Alasia (2002) présentent une analyse sur la base des divisions de recensement. On y suggère un éventail de mesures de disparités, comme le coefficient de variation, la variance du logarithme, le coefficient de Gini et l'indice de Theil. Les disparités régionales sont mesurées sur la base du revenu personnel (à partir de données annuelles provenant de déclarations fiscales). L'auteur observe une augmentation des disparités régionales entre 1992 et 1999 au Canada. Shearmur & Polèse (2005) suggèrent quant à eux un découpage différent, où les agglomérations urbaines sont purgées de leurs territoires ruraux par la fusion et la scission des divisions de recensement. Leur analyse porte sur les revenus totaux par habitant, les revenus d'emploi par habitant et les revenus d'emploi par travailleur, dont les données sont prises à partir des recensements de Statistique Canada. Les disparités y sont calculées notamment à partir de coefficients de variation et d'indices de Theil. Les auteurs concluent à une diminution des disparités régionales infraprovinciales significative entre 1971 et 1981, et à une stagnation entre 1981 et 2001 (et même une dégradation dans les revenus d'emploi entre 1991 et 2001).

Le lien entre la décentralisation et les disparités

La théorie du fédéralisme fiscal suggère que la décentralisation peut avoir des conséquences sur la capacité de redistribution du gouvernement central.⁹ En effet, puisque les recettes du gouvernement central sont généralement basées sur la richesse des régions, alors que les dépenses sont

proportionnelles à la population, l'effet budgétaire contribue à la réduction des disparités régionales. Tout transfert de responsabilité budgétaire au profit des gouvernements locaux entraînerait, selon cette conception, une augmentation des disparités. Selon Qian and Weingast (1997), la décentralisation permettrait cependant aux régions moins développées de mettre en place leurs propres politiques économiques afin de se rendre plus attractives pour les investisseurs. Les investissements ainsi recueillis entraîneraient une accélération de la croissance, donc un certain rattrapage économique. La décentralisation fiscale contribuerait alors, dans ce cas, à réduire les disparités régionales.¹⁰ D'autres auteurs mentionnent également l'idée que les gouvernements locaux puissent être efficaces dans la redistribution des revenus.¹¹ Ces études s'intéressent toutefois à la redistribution des revenus des particuliers. Les disparités régionales y sont vues comme un facteur aggravant, qui inhiberait la capacité des gouvernements locaux à pouvoir jouer un rôle efficace en matière de redistribution.

Devant l'ambiguïté théorique sur la question, les études empiriques sont d'un mince secours. Le survol le plus récent et le plus étoffé de Rodriguez-Pose & Ezcurra (2010) en témoigne. Les études qu'ils recensent concluent parfois à un lien positif et parfois à un lien négatif entre la décentralisation fiscale et les disparités régionales. Les résultats de leurs propres analyses les mènent à la conclusion que la décentralisation fiscale accroît les disparités régionales dans les pays en voie de développement, mais qu'elle serait sans effet dans les pays développés. Ce dernier résultat n'est toutefois pas cohérent avec ceux de Gil Canaleta et al. (2004), Akai & Sakata (2005), Ezcurra & Pascual (2008) et Lessmann (2009), qui trouvent plutôt un lien négatif et significatif entre la décentralisation fiscale et les disparités régionales pour des pays développés. Akai & Sakata (2005) est la seule, parmi ces études, à avoir été menée à l'échelle d'États fédérés (sous-nationaux) qui se décentralisent

vers leurs gouvernements locaux (municipaux).

La plupart de ces études font appel à la décentralisation fiscale et ses concepts théoriques. La seule étude recensée traitant de la dimension plus géographique de la décentralisation est celle de Kim et al. (2003). Cette étude diffère des autres à plusieurs égards. Plutôt que de reposer sur l'analyse des coupes transversales, elle s'appuie sur l'analyse des séries temporelles. On y associe les disparités régionales de revenus par habitant en Corée du Sud, mesuré par un indice de Gini pondéré, à la dispersion spatiale des infrastructures et des services publics nationaux (éducation, emploi gouvernemental, réseaux de télécommunication, et infrastructures de transport et d'eau), également mesurée par un indice de Gini. Les auteurs trouvent une coïncidence historique entre les politiques de redistribution des infrastructures et des services publics nationaux dans les années 1980 et la réduction des disparités régionales de revenus moyens par habitant. L'étude ne fait toutefois aucune comparaison entre sa mesure de déconcentration et des mesures de décentralisation fiscale, plus traditionnelles. Dans l'ensemble de la littérature, ces deux processus sont toujours traités de façon séparée.¹²

L'intérêt de présenter ici une comparaison entre la déconcentration et la décentralisation fiscale repose sur les postulats mêmes de la théorie du fédéralisme fiscal. S'il est vrai que la capacité de redistribution des gouvernements centraux, amputée par la décentralisation fiscale, mène à l'augmentation des disparités régionales, qu'en est-il de la déconcentration? La déconcentration ne réduit pas la capacité de redistribution du gouvernement central. Elle ne fait que répartir dans l'espace les ressources appartenant au gouvernement central. Se pourrait-il alors que ce processus ait un impact plus significatif sur la réduction des disparités régionales que la décentralisation fiscale?

Les données

Les données utilisées pour l'analyse proviennent des recensements de 1971 à 2001 de Statistique Canada, ainsi que de la base de données Cansim couvrant la période 1971-2001 (Statistique Canada). Certaines données ne sont toutefois disponibles que pour les années 1971, 1981, 1991, 1996 et 2001, donc pour cinq périodes seulement.¹³ Les divisions régionales sur lesquelles sont calculées les mesures de déconcentration et de disparités sont celles des divisions de recensement. Comme pour Meloche & Shearmur (2010), les divisions de recensement appartenant à une même région métropolitaine ont été fusionnées afin d'éviter que les variations infrarégionales n'influencent les résultats. Par cette opération on obtient un total de 240 régions pour l'ensemble des provinces canadiennes. Le nombre très inégal de régions par province varie entre 3 à l'Île-du-Prince-Édouard et 74 au Québec.

Mesurer la décentralisation

Les mesures de décentralisation fiscale sont basées sur le poids relatif des gouvernements municipaux dans l'ensemble des finances publiques provinciales (excluant le palier fédéral).¹⁴ Les indicateurs proposés font la distinction entre la dimension des recettes et celle des dépenses. La mesure de décentralisation fiscale par les recettes utilise les recettes avant les transferts. Elle reflète donc la capacité des gouvernements municipaux à prélever eux-mêmes leurs revenus (leur autonomie fiscale). Quant à la mesure basée sur les dépenses, elle inclut l'ensemble des dépenses et donc celles financées par les paiements des transferts, ce qui reflète le poids budgétaire réel des gouvernements municipaux (leurs responsabilités). Lorsque les paiements de transferts sont importants, ces mesures peuvent envoyer des signaux différents. L'utilisation conjointe des deux permet de nuancer l'analyse. De plus, puisque les transferts provenant du gouvernement fédéral ne sont pas comptabilisés dans les recettes alors qu'ils entrent dans le calcul des dépenses, ces deux mesures permettent de tenir compte des écarts importants qui

TABLEAU 1. Mesures de décentralisation et de disparités, valeurs moyennes et variations entre 1971 et 2001

Provinces	Décentralisation fiscale				Déconcentration				Disparités	
	Par les recettes (%)		Par les dépenses (%)		Mesure brute Gini (base 100)		Mesure nette Gini (base 100)		Coefficients de Gini (base 100)	
	Moy.	Var.(pts)	Moy.	Var.(pts)	Moy.	Var.(pts)	Moy.	Var.(pts)	Moy.	Var.(pts)
Terre-Neuve-Labrador	7,9	2,2	6,9	4,8	70,0	7,0	64,1	4,5	10,1	-8,9
Île-du-Prince-Édouard	6,7	-2,8	5,3	-1,7	78,2	8,1	69,5	5,4	4,8	-1,4
Nouvelle-Écosse	13,6	-0,1	12,8	-1,9	75,0	9,6	72,5	7,2	5,4	-1,9
Nouveau-Brunswick	8,7	1,3	8,6	-0,7	62,3	-1,7	69,2	-2,4	7,4	-4,5
Québec	15,3	-3,8	14,2	-4,0	60,2	4,8	69,3	4,4	7,3	-4,5
Ontario	14,8	-1,0	18,4	-1,2	79,5	3,6	75,0	1,4	5,9	-2,5
Manitoba	10,3	-7,6	13,6	-7,9	87,8	1,1	72,4	-0,2	10,6	-4,7
Saskatchewan	11,1	-8,1	12,4	-5,0	59,5	-0,9	63,5	-2,1	8,3	-1,1
Alberta	10,2	-10,6	15,6	-4,3	69,5	1,0	68,1	1,8	7,8	-2,7
Colombie-Britannique	10,6	-10,8	14,4	-10,6	67,7	-8,4	77,1	-7,8	4,9	-0,9

Note: Les mesures de décentralisation fiscale représentent la part en % des recettes et des dépenses des gouvernements municipaux dans les finances provinciales (excluant le gouvernement fédéral). Elles sont calculées à partir de données provenant des matrices 3840004, 3840024 et 4780010 de la banque *Cansim* de Statistique Canada. Les mesures de déconcentration sont basées sur l'indice de Gini de la distribution de l'emploi dans la fonction publique provinciale (recensement de Statistique Canada). En appliquant la formule $(1 - \text{Gini}) \times 100$, on obtient une mesure de déconcentration qui tend vers 100 lorsque la déconcentration est élevée et vers 0 lorsqu'elle est faible. Pour la mesure de disparité, il s'agit du coefficient de Gini de la distribution des revenus moyens par région. Cet indice est calculé à partir des revenus des particuliers de 15 ans et plus déclarés au recensement. Les variations correspondent à la différence en points de pourcentage entre les données de 1971 et 2001.

peuvent survenir dans les provinces qui dépendent davantage des fonds fédéraux.¹⁵

Le tableau 1 présente les données moyennes de chaque province pour les mesures de décentralisation fiscale et leur évolution entre 1971 et 2001.¹⁶ De façon générale, on remarque que les mesures de décentralisation fiscale diminuent au cours de la période (toutes les provinces affichent des coefficients négatifs de variation pour l'une ou l'autre des mesures à l'exception de Terre-Neuve-Labrador). Cette tendance s'explique surtout par l'accroissement très important des fonctions assumées par les gouvernements provinciaux au cours de cette période, notamment en matière de santé et d'éducation.¹⁷ Sans que les municipalités n'aient été démisées de leurs fonctions, la croissance plus rapide des dépenses des gouvernements provinciaux a eu pour effet de diminuer leur part relative dans les finances publiques.

Les mesures de déconcentration se fondent de leur côté sur la répartition géographique de la structure gouvernementale, mesurée ici par l'emploi dans l'administration publique provinciale. Cette répartition est calculée à l'aide d'un indice de Gini en base 100. La valeur de cet indice est de 100 lorsque toutes les régions au sein

d'une province reçoivent une part de l'emploi dans l'administration provinciale équivalant à leur poids démographique (déconcentration parfaite) et il tend vers 0 lorsque cet emploi se concentre dans une seule région (centralisation parfaite).

Puisqu'on utilise ici des mesures pondérées, le poids démographique de la ville capitale influence grandement la mesure de déconcentration. Le meilleur exemple pour illustrer ce problème est celui du Manitoba. Dans cette province, la ville capitale, Winnipeg, représente près des deux tiers de la population. Même si le gouvernement y est extrêmement concentré, l'indice de déconcentration demeure élevé puisque la population se trouve encore plus concentrée dans l'espace que les emplois dans l'administration publique. Pour remédier à ce problème, la mesure de déconcentration obtenue par l'indice de Gini a été régressée sur le poids démographique des villes capitales (méthode des MCO). Cette manœuvre a permis de constater que les mesures de déconcentration étaient effectivement fortement corrélées au poids démographique des villes capitales (R^2 de 0,72). La formule de régression a permis de faire ressortir l'effet marginal causé par le poids démographique de la ville capitale et l'extraire de la mesure de

déconcentration.¹⁸ La mesure ainsi obtenue est dite "nette" de l'effet du poids démographique des villes capitales.

Les mesures moyennes de déconcentration et leur évolution entre 1971 et 2001 pour les dix provinces canadiennes apparaissent également dans le tableau 1. Contrairement aux mesures fiscales, celles-ci affichent une tendance à la hausse sur l'ensemble de la période (sauf pour les provinces du Nouveau-Brunswick, de la Saskatchewan et de la Colombie-Britannique, dont les coefficients de variation sont plutôt négatifs). L'effet marginal du poids démographique des villes capitales n'affecte pas cette trajectoire, mais seulement l'ordre des provinces. Ainsi, les provinces où les villes capitales sont plus importantes, comme le Manitoba, l'Ontario, la Nouvelle-Écosse, l'Île-du-Prince-Édouard et Terre-Neuve-Labrador, voient leur mesure de déconcentration ajustée à la baisse, alors que les autres sont relativement ajustées à la hausse.

En somme, deux conclusions peuvent être tirées des mesures de décentralisation fiscale et de déconcentration présentées dans le tableau 1. La première est que les gouvernements provinciaux contrôlent en 2001 une part plus grande des finances pu-

TABLEAU 2. Corrélations simples entre quatre mesures de décentralisation et déconcentration et les disparités régionales

	1971		2001		Données regroupées (1971-2001)	
	Corr.	Sig.	Corr.	Sig.	Corr.	Sig.
Décentralisation fiscale						
Par les recettes	-0,41	(0,24)	-0,36	(0,31)	0,01	(0,94)
Par les dépenses	-0,40	(0,25)	-0,12	(0,73)	0,01	(0,95)
Déconcentration						
Mesure brute	0,25	(0,95)	0,21	(0,57)	-0,07	(0,65)
Mesure nette	-0,51	(0,13)	-0,46	(0,18)	-0,50	(0,00)
Observations	10		10		50	

Note: Coefficients de corrélations de Pearson (corr.) et leurs valeurs p (sig.). Les coefficients en gras sont significatifs à un niveau de confiance de 5 % ou moins.

bliques provinciales –locales qu'en 1971. C'est donc dire qu'il a eu centralisation des finances publiques durant cette période. À l'inverse, on remarque que les emplois dans l'administration publique sont mieux distribués dans l'espace en 2001 qu'ils ne l'étaient en 1971. On peut alors conclure qu'il y a eu déconcentration de l'administration publique sur cette période. Les gouvernements provinciaux se sont donc accaparé une part croissante des recettes publiques, tout en répartissant davantage leurs effectifs sur le territoire. Peut-on conclure alors que les gouvernements se sont décentralisés au cours de la période? Difficile à dire.

Une certaine cohérence émerge tout de même du rang qu'occupent les provinces. L'Ontario et les provinces de l'Ouest, par exemple, apparaissent comme des provinces plus décentralisées. Les provinces de l'Est du Canada, à l'exception de la Nouvelle-Écosse, se retrouvent quant à elles généralement parmi les moins décentralisées.¹⁹

Mesurer les disparités régionales

Les disparités régionales sont mesurées à partir d'un indice de Gini non pondéré des revenus moyens par habitant.²⁰ Les revenus sont ceux déclarés par les personnes de 15 ans et plus au recensement (le revenu total – incluant toutes les sources). Même s'il a été mentionné plus haut qu'il était intéressant d'offrir un éventail plus large de mesures de disparités, incluant des mesures basées sur le revenu d'emploi, l'analyse présentée ici se limite aux mesures basées sur le revenu

total. Cela dit, toutes les analyses préliminaires ont été effectuées sur la base des deux mesures (revenu d'emploi et revenu total), mais comme les résultats obtenus étaient relativement similaires, il a été décidé, par souci de simplicité, de ne présenter ici que la démarche basée sur le revenu total.

Le tableau 1 montre la valeur moyenne de la mesure de disparités régionales en base 100 et son évolution pour les dix provinces canadiennes de 1971 à 2001. On y observe une baisse généralisée au cours de la période. Les mêmes observations se trouvent dans Shearmur & Polèse (2005). Parmi les provinces canadiennes, celle de Terre-Neuve-Labrador et du Manitoba affichent des disparités régionales plus élevées, alors qu'à l'Île-du-Prince-Édouard et en Colombie-Britannique, ces disparités sont moins importantes.²¹

L'analyse

Le Canada étant composé de dix provinces seulement et les périodes disponibles pour l'analyse étant limitées à cinq, on dispose ici d'une base de données relativement restreinte. Pour cela, il faut être prudent avec les analyses statistiques. Dans un souci de rigueur, malgré le peu d'observations disponibles, les méthodes proposées se basent d'abord sur une analyse très simple des coefficients de corrélation de Pearson, pour ensuite migrer vers des outils plus complexes de régressions multiples sur des données groupées.

Simple corrélations

Pour mettre en relation les disparités régionales et la décentralisation, on utilise d'abord une méthode d'analyse simple, celle des coefficients de corrélation. Le tableau 2 présente les coefficients de corrélation de Pearson et leurs valeurs p de test de signification pour la coupe transversale des 10 provinces canadiennes en 1971 et en 2001, ainsi que pour l'ensemble des données regroupées de 1971 à 2001.²²

Les mesures de décentralisation fiscale présentent des coefficients de corrélation négatifs en 1971 et en 2001, mais ceux-ci ne sont pas significatifs, même s'ils dépassent parfois 0,4. Cela s'explique par le fait que les critères du test de significativité sont très sévères lorsque le nombre d'observation est petit. On ne peut donc pas conclure que les provinces dont les niveaux de décentralisation fiscale sont plus élevés sont également celles qui ont les disparités régionales les moins prononcées. Cela devient encore plus clair d'ailleurs par l'analyse des données regroupées. Les coefficients de corrélation pour la décentralisation fiscale y sont très près de 0.

Du côté des mesures de déconcentration, on retrouve des coefficients aux signes opposés. Dans le cas des mesures brutes, bien que les valeurs soient positives, elles ne sont jamais significatives, et d'ailleurs très proches de 0 lorsqu'estimées avec l'ensemble des données. Quant aux mesures nettes, elles sont négatives partout et même significatives sur l'ensemble des données regroupées. Bien qu'il n'y ait pas de lien entre la déconcentration brute et les disparités régionales, on trouve un lien négatif et significatif entre la déconcentration nette et les disparités régionales. En d'autres mots, la déconcentration contribue à réduire les disparités régionales, mais seulement lorsque la taille relative de la ville capitale est prise en compte.

Analyse multivariée

L'analyse multivariée vient bonifier les corrélations simples en permettant de contrôler pour un ensemble de facteurs qui pourraient affecter la relation entre les disparités régionales et

TABLEAU 3. Résumé statistique des variables de contrôle et nombre de régions par province, valeurs moyennes et variations, 1971 à 2001

i Provinces	Nb de régions	X ₁ PIB par habitant en \$ de 2001		X ₂ Gouvernement en % du PIB		Partis politique		
		Moy (\$)	Var (%)	Moy (%)	Var (pts.)	X ₃ Cons	X ₄ Lib	X ₅ Dém
		Terre-Neuve-Labrador	10	17 303	137,8	39	1,3	0,4
Île-du-Prince-Édouard	3	17 627	127,6	34	2,3	0,2	0,8	0,0
Nouvelle-Écosse	18	19 679	83,9	31	1,2	0,6	0,4	0,0
Nouveau-Brunswick	10	19 290	92,4	31	5,8	0,2	0,8	0,0
Québec	74	23 131	75,5	30	7,5	0,2	0,4	0,4
Ontario	42	27 711	76,7	22	1,0	0,6	0,2	0,2
Manitoba	18	22 785	80,5	28	8,9	1,0	0,0	0,0
Saskatchewan	18	23 542	168,9	27	4,1	0,4	0,2	0,4
Alberta	19	36 225	185,3	20	-2,5	0,8	0,2	0,0
Colombie-Britannique	28	26 345	64,7	24	7,3	0,0	0,6	0,4

Note: Les données de PIB initial réfèrent au PIB réel par habitant (aux prix de base). Elles sont obtenues par la fusion de séries appartenant aux matrices 3840001 et 3840014 de la banque de données *Cansim* de Statistique Canada. L'effet des prix est corrigé par un ensemble de séries appartenant aux matrices 3840003, 3840021 et 3840036. Le dénominateur de la population provient quant à lui de la matrice 510005. Les données de gouvernement réfèrent aux dépenses gouvernementales, excluant le gouvernement fédéral, divisé par le PIB des provinces. Elles sont prises à partir des matrices 3840004 et 3840024 de la banque de données *Cansim*. Les variables des partis politiques sont dichotomiques. Leurs moyennes reflètent les proportions d'occupation du pouvoir de chacun des parties pour les cinq périodes concernées. Certains partis provinciaux s'écartent aussi légèrement des définitions proposées Au Québec, par exemples, l'Union nationale est associée au courant conservateur, alors que le Parti québécois est considéré démocrate. En Colombie-Britannique, le Crédit social est quant à lui classé au centre, comme les libéraux.

la décentralisation. Parce que les données sont limitées ici à 50 observations,²³ il faut toutefois demeurer prudent avec les résultats obtenus. Le risque d'inconsistance est élevé. Un écart par rapport à l'analyse simple peut signifier autant l'influence d'une variable externe que la présence d'un biais dans les estimations. Dans ce cas, l'analyse multivariée ne doit servir qu'à valider l'analyse simple, et non à produire des estimations précises sur la relation entre la décentralisation et les disparités régionales.

L'analyse multivariée est ici basée sur un modèle de données de panel qui se définit par l'équation:

$$(1) Z_{it} = d_i + b_1 \varphi_{it} + B_2 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

où b_1 est le coefficient d'estimation de l'effet de la décentralisation φ_{it} sur les disparités régionales Z_{it} .²⁴ Toutes les données sont utilisées en tant que ratio sur la moyenne, ce qui justifie l'absence de variable temporelle (d_t). Le paramètre d_i marque les effets attribuables aux provinces. Ce paramètre peut être le même pour toutes les provinces, varier de façon aléatoire

ou même être propre à chacune d'elles. La forme qu'il prend dicte la méthode d'estimation à être utilisée.

Le vecteur B_2 mesure quant à lui l'impact des différentes variables de contrôle de la matrice X_{it} sur les disparités régionales Z_{it} . Ces variables s'inspirent surtout des travaux de Shankar & Shah (2001), Gil Canaletta et al. (2004) et Rodriguez-Pose & Ezcurra (2010). On y retrouve une mesure de "richesse", calculée à l'aide du PIB par habitant. Cette mesure est supposée liée négativement aux disparités régionales (Williamson, 1965). On y retrouve également une mesure de la taille de l'état. Elle est prise à partir du ratio des dépenses gouvernementales, excluant le gouvernement fédéral, sur le PIB des provinces.²⁵ Plus la taille de l'État est grande, plus la capacité de redistribution est élevée. La relation avec les disparités régionales devrait donc être négative. Une mesure du pouvoir politique fait également partie de la matrice X_{it} . Celle-ci est caractérisée par trois variables dichotomiques indiquant le parti ayant occupé majori-

tairement le pouvoir durant les 5 années précédant l'année utilisée dans l'analyse. Une variable marque les partis conservateurs, une autre les partis libéraux et une dernière les partis socio-démocrates. Suivant les positions véhiculées par chacun de ces partis au Canada, nos attentes sont que les socio-démocrates au gouvernement réduisent davantage les disparités régionales. Les libéraux viennent ensuite, puis les conservateurs.²⁶

Le tableau 3 présente le résumé statistique des variables de contrôle pour la période 1971 à 2001. À l'exception des variables politiques, ces variables sont utilisées dans les régressions sous la forme de ratio sur la moyenne des provinces, ce qui permet d'éliminer les effets temporels propres à l'ensemble.

La méthode d'analyse des données de panels tient ici lieu de figure imposée: nous disposons de trop peu de provinces ou de périodes pour être en mesure de pratiquer une analyse en coupe transversale ou une analyse temporelle. Le principal avantage d'utiliser ici l'analyse des données de panel repose sur la taille de la base de données. Tel que mentionné plus haut, malgré la fusion des données transversales et temporelles, notre univers demeure petit, ce qui limite la portée des résultats.

Puisque c'est le paramètre d_i de l'équation (1) qui dicte la méthode devant servir aux estimations, il faut d'abord en déterminer la forme. Lorsque d_i est le même pour toutes les régions, la méthode des MCO peut servir à estimer efficacement l'équation. Si toutefois d_i affiche une valeur distincte pour chacune des régions, mais fixe dans le temps, on estime l'équation par la méthode des effets fixes. Cette méthode est similaire à celle des MCO, mais considère d_i comme un ensemble de variables dichotomiques représentant chacune des régions. En ajoutant autant de paramètres à estimer qu'il y a de régions, le degré de liberté de l'estimation se voit toutefois réduit, ce qui n'est pas nécessairement souhaitable dans le cas d'un petit groupe. Pour cette raison, la méthode des effets fixes doit

TABLEAU 4. Résultats d'estimations de l'impact de la décentralisation sur les disparités régionales de revenu pour les provinces canadiennes de 1971 à 2001

	Décentralisation fiscale				Déconcentration			
	Par les recettes		Par les dépenses		Mesure brute		Mesure nette	
	MEA	MCG	MEA	MCG	MEA	MCG	MEA	MCG
φ (Décentralisation)	-0,240 (0,053)	-0,171 (0,056)	-0,152 (0,406)	-0,152 (0,338)	-0,767 (0,073)	-0,527 (0,067)	-1,582 (0,002)	-2,189 (0,000)
X_1 (PIB initial)	0,240 (0,257)	0,443 (0,001)	0,305 (0,155)	0,524 (0,001)	0,307 (0,138)	0,472 (0,002)	0,322 (0,097)	0,227 (0,043)
X_2 (Gouvernement)	0,421 (0,078)	0,712 (0,000)	0,399 (0,145)	0,648 (0,013)	0,388 (0,111)	0,630 (0,005)	0,272 (0,240)	0,269 (0,115)
X_4 (Libéral)	-0,006 (0,905)	-0,042 (0,372)	-0,031 (0,500)	-0,053 (0,331)	-0,024 (0,590)	-0,057 (0,284)	-0,012 (0,772)	-0,030 (0,396)
X_5 (Démocrate)	0,011 (0,857)	-0,081 (0,149)	0,025 (0,691)	-0,073 (0,247)	0,009 (0,889)	-0,098 (0,119)	0,003 (0,956)	-0,070 (0,068)
Constante	0,579 (0,192)	0,051 (0,881)	0,478 (0,354)	0,014 (0,976)	1,121 (0,079)	0,461 (0,375)	1,986 (0,003)	2,646 (0,000)
R^2	0,172		0,199		0,060		0,324	
Log vraisemblance	24,16		21,64		23,48		38,55	
Observations	50	50	50	50	50	50	50	50
Breusch-Pagan	43,48 (0,000)		40,47 (0,000)		43,31 (0,000)		49,36 (0,000)	
Hausman	6,80 (0,236)		6,20 (0,287)		10,42 (0,064)		1,63 (0,897)	

Note: La variable dépendante est celle des disparités régionales de revenu. Elle est mesurée par un indice de Gini. La mesure de décentralisation réfère à la décentralisation fiscale dans les quatre premières colonnes et à la déconcentration dans les quatre colonnes suivantes. Toutes les variables, sauf les variables politiques, ont été divisées par la moyenne pour chaque période. Les estimations sont faites à partir de la méthode des effets aléatoires (MEA) et des moindres carrés généralisés (MCG). Cette dernière méthode offre des estimations robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation. Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. Les coefficients en gras sont significatifs à un niveau de confiance de 5 % ou moins.

être évitée. Dans la mesure où d_i n'est pas corrélée avec les autres variables dépendantes, l'équation (1) peut aussi s'estimer par la méthode des effets aléatoires. L'avantage de cette méthode repose sur le fait qu'elle permet un degré de liberté plus élevé. Si l'indépendance de d_i par rapport aux autres variables n'est pas vérifiée, cette méthode peut cependant entraîner une inconsistance des estimations.

Des tests statistiques permettent de déterminer la forme que prend d_i dans l'équation (1). Deux d'entre eux, le test de Breusch-Pagan et celui de Hausman, sont présentés au bas du tableau 4. Le premier vérifie si le paramètre d_i diverge d'une région à l'autre ou s'il est identique pour toutes. Des estimations significatives, telles que celles présentées dans le tableau 4, signalent la présence d'une modulation en fonction de la province. On peut donc conclure que la méthode des MCO n'est pas la plus ap-

propriée pour estimer l'équation (1). Le second test évalue le degré de corrélation entre le paramètre d_i et les variables dépendantes du modèle. Des résultats non significatifs, comme ceux qui apparaissent dans le tableau 4, signalent l'absence de corrélation. La méthode des effets aléatoires est alors jugée appropriée. Pour cette raison, l'équation (1) est estimée à l'aide de la méthode des effets aléatoires.

Parce que la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation est probable, il est souhaitable d'opérer des estimations qui en sont robustes. Une méthode de calcul basée sur les moindres carrés généralisés (MCG) permet d'en tenir compte.²⁷ Il faut cependant être prudent lorsque qu'on utilise ce type de méthode avec un groupe aussi petit d'observations. Le manque de données transversales et temporelles fait augmenter le risque d'erreur dans le calcul des coefficients liés à l'hétéroscédasticité (sur les données transversales) et à l'autocorréla-

tion (sur les données temporelles). Pour cette raison, les résultats rapportés dans le tableau 4 proviennent autant des estimations non robustes obtenues par la méthode des effets aléatoires (MEA) que ceux dits robustes à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation, obtenus par les moindres carrés généralisés (MCG). Une différence importante entre ces deux méthodes peut indiquer la présence d'un biais dans les estimations robustes.

Le tableau 4 présente les résultats d'estimation se rapportant à l'effet de la décentralisation sur les disparités régionales. Ces résultats viennent surtout confirmer ceux obtenus par l'analyse des coefficients de corrélation. Les coefficients estimés pour la décentralisation fiscale sont partout négatifs, mais non significatifs pour un seuil de confiance fixé à 5 %. Il faut remarquer que les coefficients estimés de la décentralisation fiscale, mesurée par les recettes, seraient toutefois significatifs si le seuil de confiance avait

été fixé à 10 %. Comme pour Akai & Sakata (2005), ce constat fait ressortir la différence entre la décentralisation fiscale liée aux recettes propres et celle liée aux dépenses. Contrairement à Gil Canaleta et al. (2004), Ezcurra & Pascual (2008) et Lessmann (2009), on ne trouve toutefois pas de lien significatif ici entre la décentralisation fiscale, mesurée par les dépenses, et les disparités régionales. Les résultats obtenus pour les provinces canadiennes se rapprochent donc davantage de ceux de Rodriguez-Pose & Ezcurra (2010) pour les pays développés.

Les coefficients estimés pour la déconcentration sont quant à eux négatifs, mais seulement significatifs lorsque la mesure utilisée est nette du poids démographique des villes capitales. Ce résultat est très similaire à celui obtenu précédemment par l'analyse des coefficients de corrélation. Ainsi, lorsqu'on contrôle pour la richesse, la taille de l'état et le régime politique, le lien entre la déconcentration et les disparités régionales se confirme. Ce constat est cohérent avec les résultats de Kim et al. (2003). Le poids démographique des villes capitales est toutefois un facteur majeur à prendre en compte dans cette analyse. La relation entre la déconcentration et les disparités régionales n'est observable que si l'on en tient compte. Lorsque des gouvernements sont localisés dans des villes capitales de premier rang, l'impact de leurs efforts de déconcentration est donc plus difficile à mesurer.

On remarque aussi que les R2 des régressions présentées dans le tableau 4 sont faibles. Le modèle présenté ne s'avère donc pas très pertinent pour expliquer les disparités régionales des provinces canadiennes. Les variables de contrôle n'affichent pas les signes attendus. Les provinces plus riches, ainsi que celles où le gouvernement est plus important, ne sont pas celles où les disparités régionales sont les plus faibles. Les variables politiques sont également très peu utiles. Ce problème de validité du modèle est présent dans la plupart des études recensées sur les disparités régionales, mais surtout chez Gil Canaleta et al. (2004). Les études de Ezcurra & Pas-

cual (2008) et de Lessmann (2009) contournent le problème par l'ajout d'effets fixes. Akai & Sakata (2005) et Rodriguez-Pose & Ezcurra (2010) arrivent quant à eux à de meilleurs résultats, mais avec plusieurs variables de contrôle encore non significatives. Quant à Kim et al. (2003), leur modèle est différent et porte sur une analyse de série temporelle. La significativité de leurs variables de contrôle est plus élevée.

Conclusion

Bien que le modèle d'analyse multivariée ait une capacité relativement faible d'explication du niveau des disparités régionales pour les provinces canadiennes, il offre tout de même une indication cohérente avec l'analyse simple voulant que la décentralisation fiscale n'influence peu ou pas les disparités régionales, et que la déconcentration ait un effet négatif et significatif sur celles-ci (pour la mesure nette). Les différents processus de décentralisation n'offrent donc pas le même potentiel de réduction des disparités régionales. S'il est vrai, comme le prétend la théorie du fédéralisme fiscal, que la délégation et la dévolution ont un effet bénéfique sur l'efficacité de production des services publics locaux, en ce qui a trait aux disparités régionales, c'est la déconcentration qui apparaît comme la plus performante.

Ce résultat est intéressant en matière de politiques territoriales. Dans une province comme le Québec, par exemple, où les acteurs sont nombreux à réclamer la décentralisation gouvernementale dans le but d'assurer un développement régional plus équitable (voir notamment FQM, 2005), on semble croire aux vertus de la décentralisation fiscale. Or, depuis la fin des années 1970, la décentralisation au Québec, comme ailleurs au Canada, a surtout pris la forme de la déconcentration. Sans présumer des subtilités qu'il pourrait y avoir dans une véritable politique de décentralisation (de l'aspect fiscal notamment), les résultats présentés ici laissent croire que la stratégie adoptée par les gouvernements provinciaux jusqu'à

maintenant était la bonne. La décentralisation fiscale aurait eu moins de chance de permettre aux régions un développement équitable que ne l'a permis la déconcentration.

Références

- Afxentiou, PC, & Sterletis, A. 1998. Convergence across Canadian Provinces. *Canadian Journal of Regional Science* 21(1), 111-126.
- Akai, N, & Sakata, M. 2005. *Fiscal Decentralization, Commitment and Regional Inequality: Evidence from State-level Cross-sectional Data for the United States*. CIRJE Discussion Papers (CIRJE-F-15), University of Tokyo.
- Alasia, A. 2002. *Alternative Measure of Territorial Disparity: An Application to Canada*. Paper presented at the meeting of the Working Party on Territorial Indicators, Territorial Development Services, OECD.
- Corwell, FA. 1995. *Measuring Inequality*. 2nd Edition. Prentice Hall.
- Coulombe, S. 2000. New evidences of convergence across Canadian Provinces: the role of urbanization. *Regional Studies* 34(8), 713-725.
- Coulombe, S, & Day, KM. 1999. Economic growth and regional income disparities in Canada and the Northern United States. *Canadian Public Policy* 25 (2), 155-178.
- Ezcurra, R, & Pascual, R. 2008. Fiscal decentralization and regional disparities: evidence from several European Union countries. *Environment and Planning A*. 40: 1185-1201.
- FQM (Fédération québécoise des municipalités). 2005. *Pour un État de proximité et une autonomie des communautés: Proposition de loi-cadre sur la décentralisation*. Comité à la décentralisation.
- Gil Canaleta, C, et al. 2004. Regional economic disparities and decentralisation. *Urban Studies* 41 (1), 71-94.
- Hansen, N. 1995. Addressing regional disparity and equity objectives through regional policies: a sceptical perspective. *Papers in Regional Science* 74 (2), 89-104.
- Kim, E, et al. 2003. Impacts of national development and decentralization policies on regional income disparity in Korea. *Annals of Regional Science* 37, 79-91.
- Kitchen, HM. 2002. *Municipal Revenue and Expenditure Issues in Canada*. Canadian Tax Paper no. 107. Association canadienne d'études fiscales.

- Lemieux, V. 2001. *Décentralisation, Politiques Publiques et Relations de Pouvoir*. Les Presses de l'Université de Montréal.
- Lessmann, C. 2009. Fiscal decentralization and regional disparity: evidence from cross-section and panel data. *Environment and Planning A* 41, 2455-2473.
- Litvack, J, et al. 1998. *Rethinking Decentralization at the World Bank*. Discussion Paper, World Bank Institute.
- Madiès, T, et al. 2005. «Externalités fiscales horizontales et verticales: Où en est la théorie du fédéralisme financier?». *Revue d'économie politique* 115 (1), 17-63.
- Meloche, J-P, & Shearmur, R. 2010. «Emploi dans le secteur public et croissance économique régionale au Canada: Quelques limites inhérentes aux régressions spatiales». *Revue canadienne des sciences régionales* 33 (1), 101-114.
- Oates, WE. 1972. *Fiscal Federalism*. New-York NY: Harcourt Brace Jovanovich.
- Prud'homme, R. 1994. On the Dangers of Decentralization. Policy Research Working Paper no. 1252, World Bank Institute.
- Qian, Y, & Weingast, BR. 1997. Federalism as a commitment to preserving market incentives. *Journal of Economic Perspectives* 11 (4), 83-92.
- Rodriguez-Pose A, & Ezcurra, R. 2010. Does decentralization matter for regional disparities? A cross-country analysis. *Journal of Economic Geography* 10, 619-644.
- Rodriguez-Pose, A, & Gill, N. 2004. Is there a global link between regional disparities and devolution? *Environment and Planning A* 36, 2097-2117.
- Rosen, HS, et al. 1999. *Public Finance in Canada*. Toronto ON: McGraw-Hill Ryerson.
- Shankar, R, & Shah, A. 2001. *Bridging the Economic Divide within Nations: A Scoreboard on the Performance of Regional Development Policies in Reducing Regional Income Disparities*. Policy Research Working Paper no. 2717, World Bank Institute.
- Shearmur, R, & Polèse, M. 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.
- Wakerly, EC. 2002. Disaggregate dynamics and economic growth in Canada. *Economic Modelling* 19, 197-219.
- Williamson, JG. 1965. Regional inequality and the process of national development: a description of the patterns. *Economic Development and Cultural Change* 13, 3-54.
- ¹ Rodriguez-Pose & Ezcurra (2010).
- ² Le mot périphérie ne réfère pas ici à la hiérarchie des villes ou à la périphérie économique. On parle plutôt de périphérie par rapport à la localisation du gouvernement. En ce sens, Toronto peut être considérée comme une périphérie d'Ottawa sur le plan des finances publiques canadiennes, par exemple, et Montréal une périphérie de Québec, sur le plan des finances publiques provinciales au Québec.
- ³ Voir Rodriguez-Pose & Gill (2004), Ezcurra & Pascual (2008), et Rodriguez-Pose & Ezcurra (2010).
- ⁴ Voir Gil Canaleta et al. (2004), Akai & Sakata (2005), et Lessmann (2009).
- ⁵ Voir Hansen (1995) et Shearmur & Polèse (2005).
- ⁶ Les données extrêmes dans les distributions des revenus moyens par habitant sont peu fréquentes et les propriétés de décomposition des indices (comme l'indice de Theil) ne sont pas toujours nécessaires à cette échelle. Cela dit, il est important de mentionner que les trois outils ont servi aux présentes analyses, mais qu'en l'absence de contrastes importants dans les résultats, il a été décidé de n'en présenter qu'une seule, soit l'indice de Gini.
- ⁷ Voir Coulombe & Day (1999), Coulombe (2000), Afxentious et Serletis (1998), et Wakerly (2002).
- ⁸ Voir Alasia (2002) et Shearmur & Polèse (2005).
- ⁹ Voir Oates (1972) et Prud'homme (1994).
- ¹⁰ L'exemple évoqué par Qian & Weingast (1997) réfère surtout à celui des États du Sud américain. Tous les gouvernements locaux ne disposent cependant pas des ressources de ces États pour assurer leur développement économique. Au niveau des municipalités canadiennes, toutes ne sont pas au même niveau sur cette question. Au Québec, par exemple, les municipalités sont impliquées dans les politiques de développement économique régional, notamment à travers les activités de leurs municipalités régionales de comté (MRC). Dans les provinces maritimes, en contrepartie, ce type d'outil est plus rudimentaire, surtout à l'extérieur des agglomérations urbaines.
- ¹¹ Notamment Madiès et al. (2005).
- ¹² En fait, à l'exception de Kim et al. (2003), la déconcentration n'est tout simplement pas abordée dans la littérature sur les disparités régionales. Quant à Kim et al. (2003), ils ne touchent pas la décentralisation fiscale. Les deux processus sont donc analysés séparément, mais surtout parce que la déconcentration suscite peu d'intérêt parmi les chercheurs sur la question.
- ¹³ La base de données utilisée provient de compilations spéciales ayant servies à d'autres études, dont celles de Shearmur & Polèse (2005) et de Meloche & Shearmur (2010). Ces compilations spéciales pour les années 1976, 1986 et 2006 n'étaient pas disponibles au moment de l'analyse.
- ¹⁴ Il s'agit ici de mesures de décentralisation basées sur le poids relatifs des gouvernements municipaux exclusivement. Les dépenses et les recettes des commissions scolaires ne sont pas prises en compte, même si ces dernières sont considérées comme des gouvernements locaux dans plusieurs provinces canadiennes.
- ¹⁵ Ainsi, même si les finances du gouvernement fédéral ne sont pas prises en compte, ses transferts sont comptabilisés dans les dépenses des provinces. L'utilisation de mesure de disparités régionales basées sur les revenus totaux tient également compte, indirectement, de l'effet de certaines politiques publiques ou mesures sociales du gouvernement fédéral.
- ¹⁶ Moyenne = $(1/5)\sum_{t,y_{it}}$. Il s'agit donc de la moyenne des données des 5 périodes pour chaque province. La variation réfère à la variation en pourcentage entre la donnée de 1971 et celle de 2001.
- ¹⁷ C'est au cours de cette période que les provinces se dotent de systèmes d'accès universel aux soins de santé. Les dépenses en santé, qui ne représentent que 9,2 % de l'ensemble des dépenses gouvernementales canadiennes en 1963, comptent pour 13,2 % en 1995. Les services sociaux se développent aussi de façon importante durant ces années, passant de 15 % des dépenses globales à près de 24 % (Rosen et al., 1999).
- ¹⁸ La mesure est obtenue par l'équation: $M_{nette} = M_{brute} - 0,444 * cap + 13,2$ où M_{brute} est la mesure de déconcentration initiale et 0,444 le coefficient de régression simple par les MCO de M_{brute} sur le poids démographique de la ville capitale (cap). On ajoute à cette formule une constante de 13,2 pour que la moyenne des mesures brutes soit comparable à celle des mesures nettes. Dans le cas du Manitoba, sachant que le poids démographique de la ville capitale est en moyenne de 64,5 %, on peut obtenir la mesure nette par: $M_{nette} = 87,8 - 0,444 * 64,5 + 13,2$, ce qui donne 72,4.
- ¹⁹ L'espace manque ici pour détailler les contextes dans lesquels évoluent les structures municipales d'une province à l'autre. Les municipalités canadiennes n'ont pas d'existence constitutionnelle propre. Ce

sont des "créatures" des gouvernements provinciaux. Elles peuvent donc varier entre les provinces. Au Nouveau-Brunswick, par exemple, le gouvernement provincial assure une part importante des services locaux, notamment dans les régions rurales (d'où la faible décentralisation). À l'opposé, en Ontario, les gouvernements municipaux assument des responsabilités plus importantes, notamment en matière de santé et services sociaux (Kitchen, 2002).

²⁰ Un ensemble de mesures de disparités a été utilisé pour les estimations préliminaires. Parmi ces mesures, il y avait des indices de Theil, des coefficients de variation et des indices de Gini pondérés. Les résultats d'analyse sont relativement semblables pour l'ensemble des mesures. Nous avons choisi de présenter ici les résultats relatifs à l'indice de Gini seulement pour des raisons de simplicité et parce qu'il s'agit de l'une des mesures les plus utilisées dans les études comparables.

²¹ Il existe peu d'études qui comparent les niveaux de disparités régionales de revenu entre les provinces canadiennes ou qui s'attardent aux facteurs d'explication de ces disparités. Les études de Alasia (2002) et Shearmur & Polèse (2005), par exemple, n'offrent aucune comparaisons interprovinciales sur cette base.

²² Corrélation entre décentralisation (X) et disparités régionales (Y). La décentralisation réfère à la décentralisation fiscale dans les deux premières lignes du tableau 2 et à la déconcentration pour les deux lignes suivantes.

²³ Données en panels des dix provinces canadiennes pour les années 1971, 1981, 1991, 1996 et 2001.

²⁴ Modèle qui s'inspire des travaux de Shankar & Shah (2001), Gil Canaletta et al. (2004) et Rodriguez-Pose & Ezcurra (2010). Les variables qui contribuent à l'aggravation des disparités sont incluses dans la matrice X_{it} : PIB, dépenses gouvernementales et parti politique.

²⁵ Il faut rester conscient que le PIB varie d'une province à l'autre et qu'une mesure des dépenses sur le PIB n'est pas l'équivalent d'une mesure des dépenses par habitant. Ici, on choisit de mesurer la taille du gouvernement par les dépenses sur le PIB, ce qui est cohérent avec les mesures les plus répandues.

²⁶ Cette classification est contestable. Tous les partis ont des valeurs et des façons de faire qui relèvent souvent de la gauche comme de la droite. Certains conservateurs ont un bilan plus "socialiste" que des socio-démocrates, et vice versa. Le but de la recherche n'est pas de faire consensus sur

une classification, mais de contrôler pour l'effet du parti au pouvoir. Certains partis provinciaux s'écartent aussi légèrement de la définition des courants, notamment au Québec et en C-B. Par convenance, l'*Union nationale* du Québec est associée au courant conservateur, alors que le *Parti québécois* est considéré démocrate. Quant au *Crédit social*, il a été classé au centre (équivalent à libéral).

²⁷ Il s'agit de la fonction XTGLS du logiciel d'économétrie STATA. Les estimations non robustes de la méthode des effets aléatoires proviennent quant à elles de la fonction XTREG du même logiciel.