



N° 11F0027MIF au catalogue — N° 005

ISSN: 1703-0412

ISBN: 0-662-87401-3

Document de recherche

Volatilité de l'emploi au niveau régional dans le secteur canadien de la fabrication : Les effets de la spécialisation et du commerce

par John R. Baldwin, W. Mark Brown

Division de l'analyse micro-économique, Statistique Canada
Immeuble Coats, 18^e étage, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136 Télécopieur: 1 613 951-5403



Toutes les opinions émises par l'auteurs de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Volatilité de l'emploi au niveau régional dans le secteur canadien de la fabrication : Les effets de la spécialisation et du commerce

par
John R. Baldwin *
et
W. Mark Brown **

11F0027 N° 005
ISSN : 1703-0412
ISBN : 0-662-87401-3

N° 005

* Division de l'analyse micro-économique
18^e étage, Immeuble R.-H.-Coats
Statistique Canada
Ottawa, K1A 0T6
(613) 1 800 263-1136
Télécopieur : (613) 951-5403
Renseignements par courriel : linfostats@statcan.ca

** Université McGill
et Division de l'analyse micro-économique
Statistique Canada
(514) 398-3242

Avril 2003

Le nom des auteurs est inscrit selon l'ordre alphabétique.

Ce document reflète les opinions des auteurs uniquement et non celles de Statistique Canada ou du U.S. Bureau of the Census.

Also available in English

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Table des matières

RÉSUMÉ	II
SOMMAIRE.....	III
REMERCIEMENTS	VI
1. INTRODUCTION.....	1
2. DÉFINITION ET CARACTÉRISATION DE LA HIÉRARCHIE URBAINE-RURALE	5
2.1 DÉFINITION DE LA HIÉRARCHIE URBAINE-RURALE	5
2.2 CHANGEMENT STRUCTUREL DANS LA HIÉRARCHIE URBAINE-RURALE	7
3. MESURE DE LA VOLATILITÉ ET DE SES COMPOSANTES.....	11
3.1 DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE	12
3.2 VOLATILITÉ DANS LA HIÉRARCHIE URBAINE-RURALE AU CANADA.....	14
4. CORRÉLATS DE LA VOLATILITÉ.....	18
4.1 CHOIX DES CORRÉLATS STRUCTURELS DE LA VOLATILITÉ	18
4.2 RÉSULTATS DU MODÈLE DE RÉGRESSION DES CORRÉLATS STRUCTURELS	20
4.3 CORRÉLATS DU CHANGEMENT SUR LE PLAN DE LA VOLATILITÉ	23
4.4 COMPRENDRE LE CHANGEMENT STRUCTUREL	28
4.5 CORRÉLATS DU CHANGEMENT DANS LES VARIABLES STRUCTURELLES	30
5. CONCLUSION	32
BIBLIOGRAPHIE.....	34

Résumé

La présente étude vise à mesurer la volatilité de la croissance de l'emploi dans le secteur manufacturier dans les diverses régions du Canada durant la période de 1976 à 1997. Nous tâchons aussi d'établir un lien entre les caractéristiques structurelles des économies régionales et leur niveau de volatilité de l'emploi. Notre analyse vise plus particulièrement à déterminer s'il existe un lien empirique entre, d'une part, la diversité, la croissance, la taille des usines et l'intensité des exportations et, d'autre part, le niveau de volatilité.

Au moyen d'une analyse transversale, nous démontrons que les régions qui sont plus diversifiées, qui ont des taux de croissance inférieures à la moyenne, dont les usines sont de taille plus grande et où l'intensité des exportations est plus élevée, sont plus stables. Ces liens sont plus présents dans le cas des régions où les emplois dans le secteur manufacturier sont faibles que dans celles où ils sont en grand nombre.

Des résultats différents se dégagent à l'examen des changements au point de vue de la volatilité entre la première et la deuxième moitié de la période étudiée (de 1976 à 1987 et de 1988 à 1997). Bien que la diversification économique et l'intensification des exportations soient associées à une baisse de la volatilité dans les régions plus grandes, ces variables ont l'effet contraire dans les régions plus petites. Nous concluons à travers cette admonestation : la diversité et une plus grande libéralisation des échanges n'ont pas partout les mêmes effets. Ils peuvent contribuer à réduire la volatilité dans les plus grandes régions, mais il en va autrement dans les régions plus petites qui, de par leur nature même, ont beaucoup plus de difficulté à s'adapter au changement structurel.

Enfin, la présente étude montre que l'intensification des exportations a un effet sur la structure sous-jacente des économies régionales. Les régions où l'intensité des exportations est élevée sont plus spécialisées et celles où elle augmente le deviennent davantage. L'intensité plus élevée des exportations et leur intensification sont aussi associées, respectivement, à la présence d'usines de taille plus grande et à l'augmentation de leur taille. Ainsi, la libéralisation des échanges entre le Canada et d'autres pays est associée à des changements structurels dans l'économie canadienne qui ont des effets de compensation au point de vue de la volatilité. En effet, l'augmentation des échanges est associée à des usines de taille plus grande, ce qui a tendance à réduire la volatilité, et à une diminution de la diversité, ce qui a tendance à accroître la volatilité. Lorsqu'on tient compte de ces effets de compensation, la conclusion selon laquelle la libéralisation des échanges a tendance à réduire la volatilité dans les grandes régions mais à l'accroître dans les plus petits centres manufacturiers vient confirmer les premiers résultats.

Mots clés : volatilité de l'emploi, diversité économique, échanges internationaux, changement économique régional

Sommaire

On vante souvent les mérites d'une économie diversifiée, affirmant qu'elle est moins volatile et plus innovatrice. Dans le présent document, nous examinons la validité de l'affirmation selon laquelle il y a une corrélation négative entre la volatilité de la croissance de l'emploi et la diversité de la structure industrielle dans les diverses régions du Canada. En outre, nous examinons le lien entre la réorientation des exportations des régions canadiennes et les changements survenus sur le plan de leur volatilité. En théorie, l'augmentation des exportations est associée à des économies régionales de plus en plus spécialisées, donc peut-être plus volatiles.

Nous avons utilisé un ensemble de données longitudinales recueillies auprès d'un panel pour examiner la volatilité du secteur manufacturier canadien dans un ensemble de régions canadiennes (divisions de recensement) dont les limites sont maintenues constantes, pour la période de 1976 à 1997. La volatilité est déterminée par la variance du taux annuel de croissance de l'emploi d'une région pendant la période de 1976 à 1997 à l'étude.

Nous examinons un certain nombre de questions :

1. Les régions rurales sont-elles plus volatiles que les régions urbaines?

Aux fins de cet exercice, les divisions de recensement sont réparties selon une hiérarchie urbaine-rurale, noyaux centraux des grandes régions métropolitaines, banlieues des grandes régions métropolitaines, régions métropolitaines moyennes, petites régions métropolitaines et deux catégories de régions rurales, celles adjacentes et celles non adjacentes aux régions métropolitaines.

On observe le niveau de volatilité le plus faible dans le noyau central des grandes régions métropolitaines et le niveau le plus élevé dans les deux régions rurales, où il est en moyenne d'au moins cinq fois plus élevé. Le niveau de volatilité des régions métropolitaines moyennes et petites se situe entre ceux des noyaux centraux et des régions rurales. Pour ce qui est des quatre régions métropolitaines, les banlieues métropolitaines affichent le niveau de volatilité le plus élevé, peut-être en raison du déplacement important de l'emploi du centre vers les banlieues des grandes régions métropolitaines lors de la période étudiée.

2. Est-ce que l'évolution de la composition industrielle des régions entre 1976 et 1997 a abouti à des secteurs manufacturiers plus ou moins stables?

Les changements survenus dans la structure industrielle des grandes régions métropolitaines, de leurs banlieues et des régions métropolitaines de taille moyenne ont eu un effet absolu relativement faible sur le niveau de volatilité de l'emploi. Dans les régions métropolitaines plus petites et les régions rurales, toutefois, ces changements étaient associés à une instabilité accrue. Dans les régions métropolitaines plus petites, ce phénomène s'explique par l'importance accrue des branches d'activité dont les taux de croissance étaient plus synchronisés. Ce qui a tendance à modérer les avantages éventuels de la diversification. Dans

les régions rurales, par contre, une volatilité accrue s'expliquait généralement par la concentration de l'emploi dans des branches plus volatiles.

3. *Comment la volatilité d'une région est-elle liée à certaines caractéristiques structurelles moyennes?*

Nous tâchons de déterminer dans le présent document s'il existe un lien entre la volatilité et l'intensité des exportations ainsi que les autres caractéristiques sous-jacentes comme la diversité industrielle, la taille des usines, les taux de croissance et l'emploi total dans le secteur manufacturier.

Selon les résultats de notre analyse transversale, les régions qui sont plus diversifiées, qui ont des taux de croissance inférieures à la moyenne, dont les usines sont de taille plus grande et où l'intensité des exportations est plus élevée, sont plus stables. Inversement, on constate une plus grande volatilité dans les régions qui sont plus spécialisées, dont les usines sont de taille plus petite et dont les exportations sont plus faibles.

Cette étude vise aussi à déterminer si le rapport entre la volatilité et les caractéristiques industrielles diffère entre les régions plus grandes (qui comptent plus de 1 000 employés dans le secteur manufacturier) et les régions plus petites (qui comptent moins de 1 000 employés dans le secteur manufacturier). Ce lien est plus étroit dans le cas de régions où l'emploi dans le secteur manufacturier est faible que de celles où il est plus élevé.

4. *Comment les caractéristiques structurelles des régions (intensité des exportations, diversité industrielle, taille moyenne des usines) ont-elles évolué au fil du temps?*

De façon générale, l'intensité des exportations et la diversification industrielle ont augmenté dans toutes les régions au cours de la période étudiée. On constate la plus importante hausse de l'intensité des exportations dans les noyaux centraux et les banlieues des régions métropolitaines les plus grandes. La diversité industrielle a aussi augmenté dans la plupart des régions, mais surtout dans celles qui se classent plus bas dans la hiérarchie urbaine-rurale. La taille des usines, mesurée d'après la taille moyenne de l'effectif, a baissé de façon générale, mais cette baisse a été plus importante dans les régions métropolitaines de taille moyenne et petite.

5. *Comment les changements au point de vue de la volatilité sont-ils liés aux changements survenus dans ces caractéristiques structurelles (intensité des exportations, diversité industrielle, taille moyenne des usines) des différentes régions entre la première moitié de la période à l'étude (1976 à 1986) et la deuxième moitié (1987 à 1997)?*

Les changements liés à la diversité économique et les avantages de la libéralisation croissante des échanges n'ont pas partout les mêmes répercussions. L'accroissement de la diversité, l'augmentation de la taille des usines et l'intensification des échanges étaient associés à une baisse de la volatilité dans les régions plus grandes et plus urbaines. Ils ont eu l'effet contraire dans les régions plus petites, plus rurales et moins peuplées.

6. *Quelle incidence l'intensité des échanges au niveau régional a-t-elle eue sur la taille moyenne des usines et la diversité industrielle?*

Les régions à haute intensité des exportations et celles où elle augmente, sont plus spécialisées et le deviennent davantage respectivement.

Ces intensités des exportations aussi associées, respectivement, à la présence d'usines de taille plus grande et à l'augmentation de leur taille.

Ainsi, la libéralisation croissante des échanges commerciaux a des effets de compensation. Elle est directement associée à une baisse de la volatilité dans les grandes régions, l'augmentation de la taille des usines et à la diminution de la diversité.

Lorsqu'on tient compte des effets de compensation de l'augmentation des échanges commerciaux sur la taille des usines et la diversité, on constate que la libéralisation accrue des échanges a réduit la volatilité des grandes régions mais augmenté celle des centres manufacturiers plus petits.

Remerciements

Des versions antérieures du présent rapport ont été présentées à l'Association canadienne des géographes à Montréal et aux North American Regional Science meetings à Charleston, en Caroline du Sud. Nous sommes reconnaissants aux participants aux deux conférences ainsi qu'aux deux arbitres anonymes de leurs commentaires utiles. Nous tenons aussi à remercier Robert Gibson de son aide précieuse en recherche. Ces travaux de recherche ont été financés par une bourse de recherche post doctorale de Statistique Canada et une subvention du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (dossier n° 410-2001-1252).

1. Introduction

On vante souvent les mérites d'une économie régionale diversifiée, affirmant qu'elle est moins volatile. Or, si la diversité est éventuellement une caractéristique souhaitable de ces économies régionales, elle peut être de plus en plus difficile à réaliser à mesure que les régions s'intègrent aux marchés continental et mondial. En effet, les régions qui cherchent à se doter d'un avantage concurrentiel peuvent devenir plus spécialisées et donc davantage exposées aux bouleversements économiques.

Dans le présent document, nous examinons la validité de l'affirmation selon laquelle la diversification réduit la volatilité du secteur manufacturier dans les régions du Canada. Nous tâchons de déterminer également si l'accent mis sur les exportations au Canada se traduit par une plus grande volatilité des économies régionales. Dans la présente étude, la volatilité est mesurée par la variance du taux de croissance annuel de l'emploi dans le secteur manufacturier de chaque région durant la période à l'étude, soit 1976 à 1997.

La réduction de la volatilité est un objectif de longue date des organismes de développement économique régional (Schoening et Sweeney, 1992). La volatilité est une caractéristique jugée peu souhaitable pour deux raisons. Premièrement, des taux élevés de volatilité sont souvent associés à des taux plus élevés de chômage. La croissance négative de l'économie entraîne la re-localisation des travailleurs qui ont de la difficulté à trouver un nouvel emploi. Deuxièmement, lorsque les taux de volatilité sont élevés, il est difficile pour les administrations publiques de planifier des investissements à long terme au chapitre des infrastructures publique comme les routes, les écoles et les hôpitaux.

Pour réduire la volatilité, les autorités chargées du développement régional tentent souvent d'attirer des industries qui diversifieront l'assise économique de la localité. La diversification vise à aplanir les « soubresauts » de l'économie locale. Au Canada, elle a souvent été l'objectif explicite ou implicite visé par les organismes de développement régional. Par exemple, l'un des principaux buts du Fonds de diversification de l'économie de l'Ouest est de diversifier les économies des provinces de l'Ouest de manière à ce qu'elles soient moins dépendantes de leur structure industrielle fondée sur leurs ressources naturelles (Savoie 1992).

D'autres politiques gouvernementales peuvent soutenir ou entraver les efforts déployés par ces organismes pour réduire la volatilité. Les politiques commerciales sont sans doute parmi les plus importantes. L'augmentation croissante des échanges du Canada avec le reste du monde résultent de politiques commerciales élaborées au niveau national, allant des réductions tarifaires apportées par le « Kennedy round » et le « Tokyo round » dans les années 60 et 70 à l'Accord de libre-échange entre le Canada et les États-Unis (ALÉ) et l'Accord de libre-échange nord-américain (ALENA) dans les années 90. À mesure que les régions augmentent leurs échanges internationaux, elles peuvent concentrer leur production dans des branches d'activité où elles jouissent d'un avantage concurrentiel, ce qui mène à une plus grande spécialisation (Howes et Markusen, 1993). L'accroissement des échanges commerciaux pourrait aboutir à des économies régionales plus spécialisées, plus exposées aux bouleversements économiques. Ainsi, les politiques commerciales nationales peuvent aller à l'encontre des efforts déployés pour

diversifier les économies régionales. Toutefois, elles ne sont pas les seules qui peuvent conduire à une hausse de la volatilité. Il en va de même, pour des politiques élaborées par les gouvernements régionaux.

Plusieurs autorités économiques régionales ont poursuivi des politiques visant à encourager la croissance économique par la promotion des exportations. Ce qui peut entraîner une plus grande spécialisation des économies régionales¹. Dans une même optique, les organismes de développement régional ont œuvré au regroupement des entreprises sous le principe de grappes industrielles. De nombreux chercheurs soulignent les avantages d'un tel regroupement, qui comprennent les effets externes sur le plan de l'innovation qui résultent de l'installation de concurrents à proximité les uns des autres (Porter, 1998; voir aussi Glaeser et coll., 1992), les retombées potentielles sur le plan des connaissances entre les entreprises, l'accès à des fournisseurs spécialisés ainsi qu'à des bassins de travailleurs spécialisés dont ont besoin les branches d'activité (Marshall, 1920 et Krugman, 1991). Ces économies sont censées permettre aux entreprises d'acquérir un avantage concurrentiel et d'afficher un meilleur rendement en tant qu'exportateurs. Elles peuvent aussi mener à une plus grande spécialisation des économies régionales. Par conséquent, lorsque les politiques visant à favoriser la croissance ont aussi pour effet de promouvoir directement ou indirectement la spécialisation, les autorités économiques locales se trouvent à poursuivre deux buts en apparence contradictoires, d'une part, la croissance économique et, d'autre part, la stabilité économique².

Étant donné l'importance de la réduction de la volatilité en tant qu'objectif stratégique et le compromis éventuel entre la volatilité et la croissance dicté par la politique commerciale, le présent document vise trois objectifs. En premier lieu, il s'agit tout simplement de mesurer le niveau de volatilité du secteur manufacturier canadien de la fabrication dans différentes régions du pays. Très peu de recherches ont été faites au Canada à ce sujet et, par conséquent, le présent document fournit un point repère de la volatilité de l'emploi dans le secteur canadien de la fabrication. Le deuxième objectif consiste à vérifier s'il existe un lien entre la spécialisation, les traits caractéristiques régionaux et la volatilité. Nous tentons de déterminer si les régions plus spécialisées sont effectivement plus volatiles. Des études menées précédemment aux États-Unis, indiquent que ce n'est pas toujours le cas. Le troisième et dernier objectif consiste à déterminer s'il y a un lien empirique entre la spécialisation qui se produit sous l'impulsion des échanges commerciaux et la volatilité qui résulte de la spécialisation économique attribuable à ces échanges.

Pour orienter les travaux de recherche, nous posons quatre questions inter reliées. En premier lieu, comment la volatilité de la croissance économique varie-t-elle entre les régions urbaines et rurales canadiennes de différentes tailles? Les niveaux de volatilité des régions rurales revêtent un intérêt particulier, puisque leur économie rurales est souvent décrite comme étant instable (Schoening et Sweeney, 1989 et Siegel, Alwang et Johnson, 1995).

¹ Chaundy (2001) a signalé que le gouvernement fédéral, par l'entremise de l'Agence de promotion économique du Canada atlantique, ainsi que les quatre provinces atlantiques ont tous adopté des politiques visant à accroître les exportations.

² Selon Wagner et Deller (1998), cette contradiction peut être plus apparente que réelle, c'est-à-dire que les autorités peuvent poursuivre les deux objectifs de stabilité et de croissance en appliquant à court terme une stratégie de croissance et à long terme une stratégie de diversification de l'économie de la région.

En deuxième lieu, quel est le lien entre l'évolution de la structure industrielle des économies régionales et le changement sur le plan de la volatilité? Dans ce contexte, nous cherchons à déterminer si l'évolution de la composition industrielle des économies régionales a été associée à une hausse ou une baisse de la volatilité. Nous tâchons de faire la distinction entre deux scénarios possibles. À mesure que les économies régionales évoluent au fil du temps, elles peuvent se diversifier, ce qui peut réduire leur volatilité; ou bien, l'activité économique peut se déplacer vers des branches qui sont foncièrement instables, entraînant ainsi, une plus grande volatilité.

En troisième lieu, la volatilité est-elle négativement liée au niveau de diversification des régions? D'après des études antérieures menées aux États-Unis, il n'est pas clair qu'il existe un lien empirique entre la diversification et la volatilité. D'une part, Kort (1981), Sherwood-Call (1990) et Malizia et Ke (1993) constatent un lien positif entre la diversité et la stabilité. D'autre part, Attaran (1986) et Smith (1990) doutent que les régions diversifiées soient plus stables. Wagner et Deller (1998), qui se donnent beaucoup de mal pour élaborer et mettre à l'essai une mesure plus perfectionnée de la diversité, ne constatent qu'un faible rapport statistique positif entre la diversité et la stabilité.

Wagner et Deller (1998), s'appuyant sur le travail de plusieurs auteurs, cernent quatre raisons qui expliquent le manque d'uniformité des résultats des études antérieures. En particulier, ils décrivent les résultats peu concluants par l'utilisation (1) de petits échantillons, (2) de données trop désagrégées, (3) de piètres mesures d'évaluation de la diversité et de la volatilité et (4) le fait de se fier à des tests statistiques simples. Nous avons tenu compte de ces critiques en utilisant aux fins de notre analyse un plus grand échantillon de régions, des données hautement désagrégées et des mesures de la diversité et de la stabilité simples mais justifiables sur le plan logique. En outre, nous utilisons un cadre statistique à plusieurs variables, ce qui réduit la possibilité d'un biais attribuable à une variable manquante.

En dernier lieu, nous considérons la question de savoir si l'augmentation de l'intensité des échanges a été associée à une spécialisation croissante des économies régionales, comme le suppose le volet de l'avantage comparatif de la théorie commerciale et, par conséquent, si les échanges croissants du Canada avec le reste du monde ont eu pour effet de relever les niveaux d'instabilité économique.

L'augmentation des échanges commerciaux peut mener à une spécialisation des branches d'activité ou à l'intérieur de ces dernières. L'élimination des obstacles au commerce peut amener les économies à se spécialiser dans les secteurs où elles jouissent d'un avantage concurrentiel, peut-être en raison des différences dans les facteurs de production dont elles sont dotées (Ohlin, 1933) ou à cause de différences technologiques (Krugman, 1994). Les économies externes, qu'elles soient propres à un pays ou à une région, peuvent aussi mener à une spécialisation au niveau de la branche d'activité (Krugman, 1994). Selon ces théories, la libéralisation des échanges amènera les économies régionales à se spécialiser de plus en plus dans des secteurs particuliers (Howes et Markusen, 1993).

Malgré l'importance souvent accordée à l'avantage concurrentiel dans les ouvrages portant sur le commerce, il importe de signaler que la théorie commerciale ne repose pas sur une seule hypothèse concernant le lien entre le commerce et la spécialisation. Selon un autre volet de la théorie commerciale, l'augmentation des échanges mène à une plus grande spécialisation à l'intérieur des branches plutôt qu'au niveau de ces dernières. La spécialisation à l'intérieur des branches (intra-branches) a lieu lorsque les entreprises se spécialisent dans un plus petit nombre de produits associés à la branche en question. Il est possible que ça soit le cas à la suite du remplacement de nombreuses petites usines par un plus petit nombre de grandes usines ou de la production d'une plus petite gamme de produits par chaque usine. Les économies d'échelle de plus en plus importantes (Grubel et Lloyd, 1975, Krugman, 1981 et Helpman et Krugman, 1985) et les différences technologiques³ entre les entreprises (Davis, 1995) ont été cernées comme causes éventuelles de l'augmentation de la spécialisation et des échanges à l'intérieur des branches. La spécialisation intra-branches, par définition, ne mène pas à une plus grande spécialisation (ou à une diminution de la diversité) à l'échelle de la branche.

Dans ces exemples, l'intensification des échanges commerciaux peut avoir une incidence sur la taille des usines ce qui, à son tour, peut avoir un effet sur la volatilité. De façon générale, la volatilité de l'emploi dans les plus grandes usines est inférieure à celle dans les plus petites (Baldwin et Dhaliwahi, 2000). Cette régularité empirique pourrait tenir, entre autres, au fait de l'importance du capital organisationnel que représentent les grandes usines a un effet modérateur sur leur taux de croissance et de fléchissement de leurs activités. Ainsi, l'augmentation des exportations peut avoir une incidence sur la taille des usines et, de ce fait, réduire la volatilité. La spécialisation intra-branches pourrait alors avoir l'effet opposé à celui de la spécialisation inter branches sur la volatilité. Bien entendu, les deux phénomènes peuvent se produire simultanément, le changement dans l'intensité des exportations ayant alors des effets de compensation.

Par conséquent, la théorie du commerce dans son tout, laisse supposer que les répercussions de l'augmentation des échanges sur la spécialisation dépendent des changements structurels sous-jacents qui se produisent, soit de la ré affectation des ressources entre les branches d'activité ou à l'intérieur de chacune d'entre-elles. Les répercussions des changements structurels sur la volatilité, pour leur part, dépendent essentiellement du type de changements structurels qui se produisent.

Des études empiriques révèlent qu'une proportion croissante des échanges entre le Canada et les États-Unis depuis la mise en place de l'ALÉ/ALENA sont du type intra-branches (Gu et Sawchuk, 2000), ce qui laisse supposer que la spécialisation a lieu à l'intérieur des branches. Selon certaines indications, suite de la mise en œuvre de l'ALÉ, les usines canadiennes ont pris de l'expansion par rapport à celles aux États-Unis. Selon les résultats des études, les changements sur le plan des économies d'échelle ne semblent pas s'être particulièrement concentrés dans les branches où les tarifs ont baissé le plus (Head et Ries, 1999). De plus, les usines produisent des gammes de produits plus restreintes (Baldwin, Beckstead et Caves, 2001), ce qui a permis au secteur manufacturier de tirer parti des économies d'échelle associées à des cycles de production plus longs. Par conséquent, il y a des raisons de croire que, du moins dans le cas du Canada, l'intensification des échanges a entraîné une plus grande spécialisation au niveau de l'usine.

³ Ces différences sont définies comme étant des différences technologiques neutres selon Ricardo et Hicks.

Le reste du présent document est organisé comme suit. À la section 2, nous définissons la hiérarchie urbaine-rurale au Canada et nous illustrons comment la structure des économies régionales varie au niveau de la hiérarchie et du temps. La section 3 comprend une discussion de la façon dont nous mesurons la volatilité et les résultats de notre analyse des niveaux de volatilité et de ses composantes dans la hiérarchie urbaine-rurale au Canada. À la section 4, nous examinons le lien qui existe entre la structure économique et la volatilité, à l'aide de divers modèles de régression. La section 5 comprend une brève conclusion.

2. Définition et caractérisation de la hiérarchie urbaine-rurale

Nous tentons de répondre dans la présente section aux questions de recherche exposées ci-dessus, en examinant la situation d'un grand échantillon de régions canadiennes réparties selon une classification de la hiérarchie urbaine-rurale. Nous définissons la hiérarchie urbaine-rurale et nous la caractérisons selon les divers attributs structurels des économies régionales. Tout au long de l'analyse, nous utiliserons des données tirées de l'Enquête annuelle des manufactures (EMA) pour mesurer la volatilité de la croissance de l'emploi et ses divers corrélats utilisés aux fins de l'analyse de régression. Nous concentrons notre attention sur le secteur manufacturier parce que la majorité des exportations du Canada sont des biens produits par ce secteur (Statistique Canada, 2001). Par conséquent, les changements structurels résultant de l'augmentation des échanges commerciaux affecteront probablement le plus sur ce secteur. L'analyse porte sur la période allant de 1976 à 1997, la plus longue période pour laquelle nous disposons de données uniformes sur la fabrication pour les divisions de recensement. Nous examinons la volatilité au cours de toute la période visée ainsi qu'entre la première et la deuxième moitié de cette dernière, soit 1976 à 1986 par rapport à 1987 à 1997.

2.1 Définition de la hiérarchie urbaine-rurale

Dans le présent document, nous tâchons de déterminer si les niveaux de volatilité diffèrent dans diverses régions rurales et urbaines du Canada, si des déplacements structurels se sont produits dans l'économie canadienne et si la diversité et d'autres corrélats éventuels sont associés à des différences dans les niveaux de volatilité à travers diverses régions et au fil du temps.

Pour examiner ces questions, nous avons créé une géographie constante des régions pendant la période à l'étude. Cette géographie constante est nécessaire pour nous permettre de déterminer si les changements sur le plan de la volatilité observés découlent de changements structurels sous-jacents survenus dans les économies régionales plutôt que de changements résultant du déplacement des limites qui entraînent la re-classification de certaines usines d'une région à une autre. Par exemple, si une grande usine passe d'une région à une autre à cause d'un changement des limites, la baisse de l'emploi dans la première région et la hausse de l'emploi dans l'autre qui en résultent ont pour effet d'accroître la volatilité de l'une et l'autre région. Cette hausse de la volatilité est le fait non d'un changement structurel, mais du déplacement des limites géographiques.

L'unité spatiale de base utilisée aux fins de la présente étude est la division de recensement. C'est la classification géographique la plus stable au-dessous du niveau infra provincial au fil du temps. Même si les limites de la plupart des divisions de recensement demeurent les mêmes durant la période visée, dans un certain nombre de cas elles ont changé considérablement. Afin de fournir une mesure uniforme du changement au fil des ans, nous avons maintenu constante la géographie selon les limitations de 1976. La méthodologie utilisée à cette fin est décrite dans Baldwin et Brown (2001).

Une fois l'identificateur régional constant créé au niveau de la division de recensement, chaque région est affectée à un emplacement dans la hiérarchie urbaine-rurale selon les renseignements de 1976 sur la taille de la région et sa proximité à des régions métropolitaines. Il est aussi nécessaire de déterminer la position d'une division de recensement dans la hiérarchie urbaine-rurale aux fins de l'analyse pour nous permettre de comparer différentes collectivités canadiennes selon la taille de leur population. Laquelle est associée positivement à leur niveau de diversité (Baldwin et Brown, 2001). Nous utilisons à cette fin une version modifiée du système de codage urbain-rural de Beale mis au point initialement par le « United States Department of Agriculture » et qui a été modifié et appliqué au système urbain-rural au Canada (Baldwin et Brown, 2001).

Les six catégories urbaines-rurales sont résumées au tableau 1. Le système de codage de Beale classe les divisions de recensement en fonction de leur relation par rapport à la hiérarchie urbaine-rurale canadienne, relation définie par la taille des régions métropolitaines de recensement (RMR) et des agglomérations de recensement (AR) qu'elles englobent ou dans lesquelles elles sont incluses. Les divisions de recensement sont premièrement classifiées selon qu'elles font ou qu'elles ne font pas partie d'une région métropolitaine, et par la population de cette dernière. À l'extérieur de la région métropolitaine, elles sont classifiées en fonction de leur emplacement relatif par rapport aux régions métropolitaines (p. ex., régions rurales non métropolitaines-adjacentes ou régions non métropolitaines-non adjacentes) (voir le tableau 1). Le système de codage de Beale renferme donc des composantes hiérarchiques (de taille) et géographiques (d'emplacement). Il nous fournit une idée de l'influence sur le changement industriel de l'emplacement et de la position à l'intérieur de la hiérarchie urbaine-rurale.

Aux fins de la présente analyse, nous maintenons une classification de Beale constante au cours de la période étudiée. C'est-à-dire qu'un code de Beale est attribué à chaque division de recensement selon la population des AR et des RMR en 1976. Ainsi, nous pouvons comparer de façon uniforme la volatilité des régions classifiées selon le système de codage de Beale au fil du temps. S'il était permis à la classification urbaine-rurale des régions de changer, il serait impossible de déterminer si les changements du niveau de volatilité sont attribuables à la re-classification des divisions de recensement en raison de l'évolution de la population de leurs AR ou RMR, ou s'ils sont attribuables aux changements structurels survenus dans la catégorie urbaine-rurale.

Tableau 1. Description du système de codage de Beale

Code	Nom	Description
0	Grandes régions métropolitaines	Division de recensement centrale, la plus peuplée du RMR dont la population est supérieure à un million d'habitants
1	Grandes banlieues métropolitaines	Autre(s) division(s) de recensement située(s) à l'intérieur ou en partie à l'intérieur d'une RMR dont la population est supérieure à un million d'habitants.
2	Régions métropolitaines moyennes	Division(s) de recensement, située(s) à l'intérieur ou située(s) en partie à l'intérieur d'une RMR dont la population se situe entre 250 000 et 999 999 habitants
3	Petites régions métropolitaines	Division(s) de recensement, située(s) à l'intérieur ou située(s) en partie à l'extérieur d'une RMR/AR dont la population se situe entre 50 000 et 249 999 habitants
4	Régions non métropolitaines-adjacentes	Divisions de recensement qui partagent une limite avec une RMR/AR et dont la RMR/AR doit renfermer une population supérieure à 50 000 habitants
5	Régions non métropolitaines-non adjacentes	Divisions de recensement qui <i>ne</i> partagent <i>pas</i> une limite avec une RMR/AR renfermant une population supérieure à 50 000 habitants

Source : Baldwin et Brown (2001).

Nota : Comme les limites des RMR et des AR sont différentes de celles des divisions de recensement, ces dernières peuvent : 1) renfermer des RMR/AR entières, 2) se trouver complètement à l'intérieur des limites d'une RMR/AR ou 3) être seulement en partie à l'intérieur du territoire d'une RMR ou d'une AR. Dans tous les cas, une division de recensement est classifiée à l'aide du code de Beale relié à la taille de cette RMR/AR.

2.2 Changement structurel dans la hiérarchie urbaine-rurale

Les structures des économies régionales varient sur le plan de la diversité, de la taille et de l'intensité des exportations. Avant de procéder à un examen des différences dans les niveaux de volatilité et de la façon dont les changements sur ce plan sont reliés au changement structurel, nous décrivons dans la présente section comment les statistiques fondamentales des régions urbaines et rurales classifiées selon le système de codage de Beale ont évolué au fil du temps. Notre examen porte sur les caractéristiques suivantes : la diversité, la taille moyenne des usines, les taux de croissance et l'intensité des exportations.

L'intensification des liens entre les régions canadiennes et l'économie nord-américaine et mondiale résultant de l'intensification des échanges commerciaux est peut-être l'un des plus importants moteurs du changement structurel survenu dans l'économie canadienne durant la période de 22 ans à l'étude. Nous mesurons l'importance des exportations pour les économies régionales en calculant l'intensité de leurs exportations. L'intensité des exportations est définie comme étant la proportion de la valeur des biens manufacturés produits par les entreprises dans une division de recensement qui est exportée. Ces proportions sont calculées d'après les données de l'Enquête annuelle des manufactures qui, sur une base périodique, demande aux fabricants quel pourcentage de leurs propres biens manufacturés est exporté⁴.

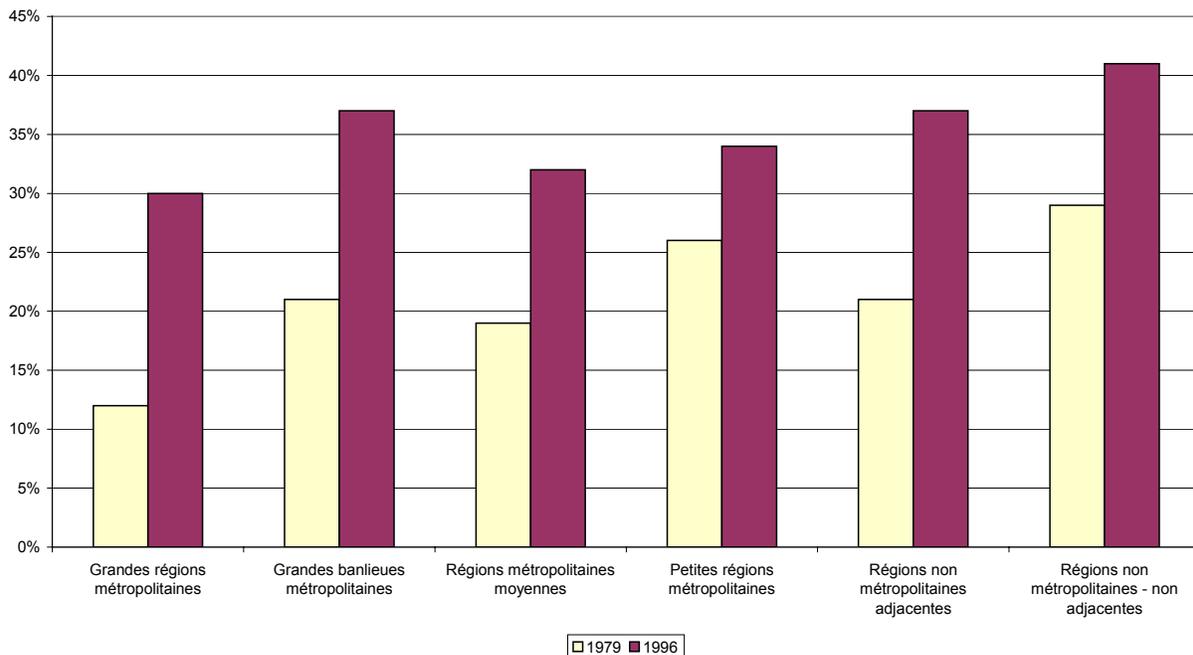
⁴ Contrairement aux autres données utilisées dans la présente étude, les données sur les exportations ne portent que sur les usines qui ont répondu aux questionnaires d'enquête détaillés. Ces usines représentaient plus de 92 % des ventes au début des années 90.

L'intensité moyenne des exportations des divisions de recensement classifiées selon les catégories de Beale en 1979 et en 1996 est indiquée à la figure 1. L'intensité des exportations des régions urbaines et rurales a augmenté durant la période de 1979 à 1996, surtout dans les grandes régions métropolitaines qui ont presque rattrapé les autres catégories de régions au cours de la dite période. Les exportations se sont aussi beaucoup intensifiées dans les grandes banlieues métropolitaines et dans les régions non métropolitaines-adjacentes.

Selon la théorie de l'avantage comparatif, le degré de spécialisation devrait augmenter au fur et à mesure que les régions canadiennes s'intègrent à l'économie mondiale. Nous mesurons la diversité à l'aide de l'indice de Herfindahl, $HERF_r = \sum_i w_i^2$, où w_i est la part de chaque industrie i dans la division de recensement r . Les industries sont définies selon la classification industrielle à 4 chiffres de la CTI 1980. La valeur d'un indice de Herfindahl va d'un maximum de 1, où l'emploi est concentré dans la même industrie i , à un minimum de $1/n$, où l'emploi est réparti également sur n industries.

L'indice de Herfindahl moyen pour les divisions de recensement classifiées selon les catégories de Beale est présenté à la figure 2. Nous y indiquons les valeurs de l'indice moyen pour la première et la dernière année de la période étudiée, soit 1976 et 1997. On constate un lien étroit entre la diversité et la hiérarchie urbaine-rurale. En général, le niveau de diversité baisse à mesure que nous descendons la hiérarchie urbaine-rurale. Les régions rurales ont des économies beaucoup plus spécialisées que les régions urbaines, particulièrement les grandes régions métropolitaines.

Figure 1. Intensité moyenne des exportations des divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1979 et 1996

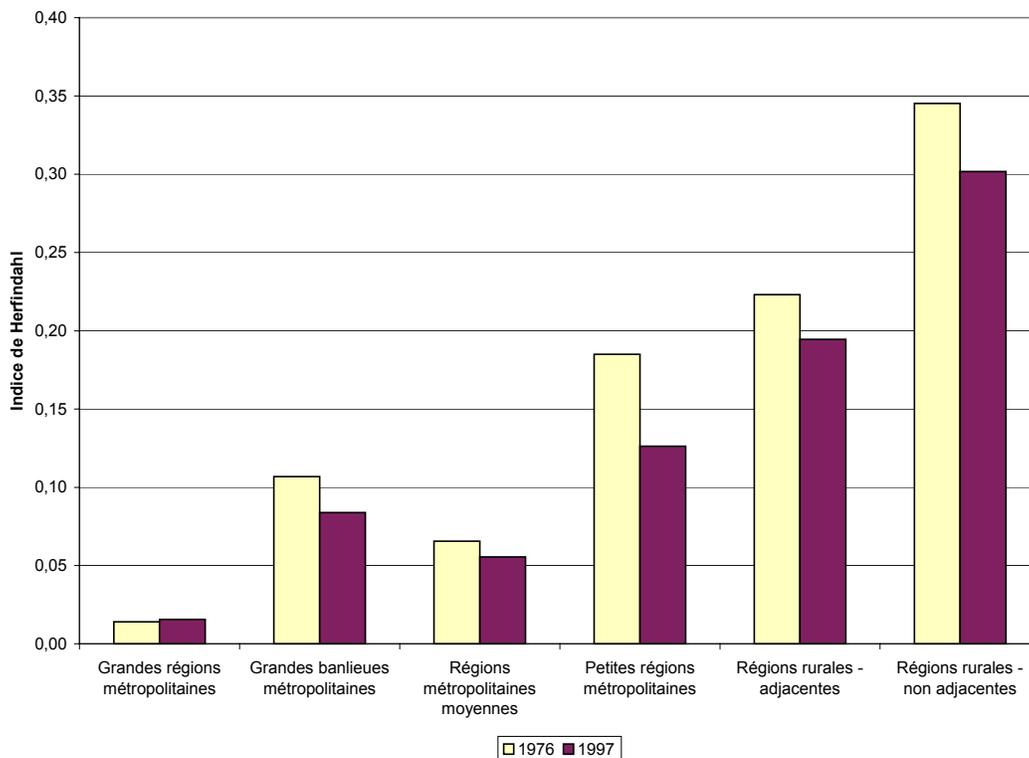


Alors que les différences dans les niveaux de spécialisation observés correspondent à nos attentes, les changements survenus entre 1976 et 1997 ne permettent pas de conclure que l'augmentation des échanges commerciaux entraîne une plus grande spécialisation. On constate une augmentation générale de la diversité entre 1976 et 1997, à l'exception des divisions de recensement dans les grandes régions métropolitaines, et ce, malgré l'intensification des exportations au cours de la période.

On s'attendrait à ce que la taille des usines ait augmenté en raison de l'accroissement des échanges commerciaux qui ont permis aux entreprises de tirer partie d'économies d'échelle de plus en plus importantes. Toutefois, on constate que la taille moyenne des usines des divisions de recensement a diminué entre 1976 et 1997. La figure 3 montre la taille moyenne des usines, calculée en divisant l'emploi total dans une division de recensement par le nombre d'usines, selon la catégorie de Beale pour 1979 et 1997.

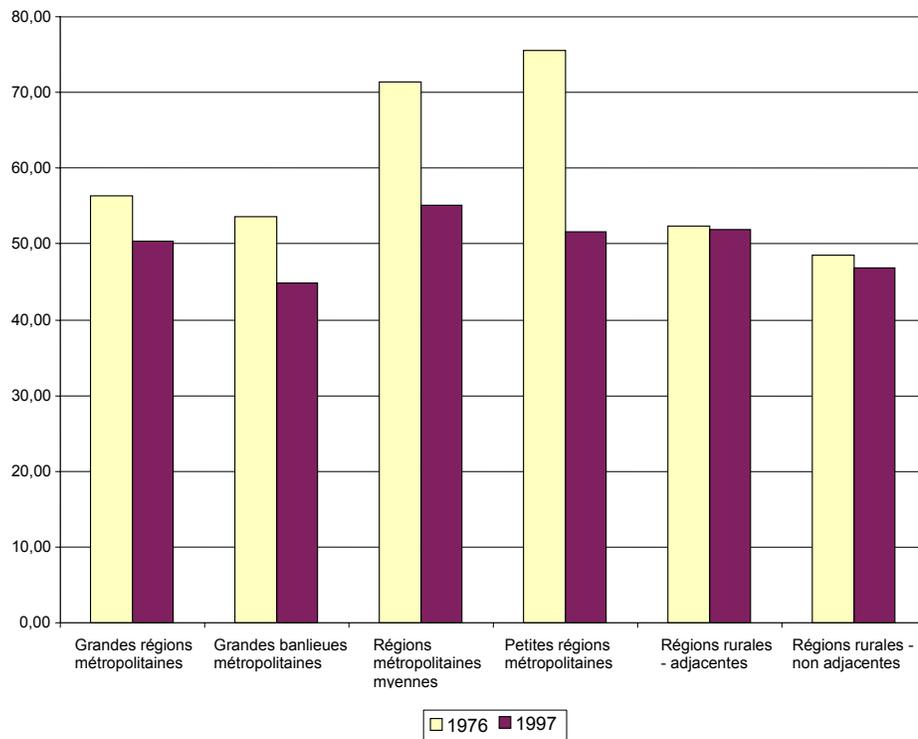
Les divisions de recensement dans les régions métropolitaines, ont connu une baisse considérable de la taille moyenne de leurs usines au cours de la période. Ce phénomène, rapporté par Baldwin plutôt (1998) est le résultat de la part croissante de l'emploi détenue par les usines de plus petites tailles. Ces usines ont augmenté leur part de l'emploi tant au Canada qu'aux États-Unis (Baldwin, Jarmin et Tang, 2002).

Figure 2. Indice de Herfindahl moyen des divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1976 et 1997



Les économies régionales diffèrent aussi quant aux niveaux d'emploi et aux taux de croissance. Les niveaux d'emploi moyens des divisions de recensement baissent rapidement dans la hiérarchie urbaine-rurale. Même si, dans l'ensemble, les niveaux d'emploi dans le secteur manufacturier sont demeurés relativement stables, passant seulement de 1,7 à 1,8 million d'employés entre 1976 et 1997 (voir Baldwin et Brown 2001), la taille de l'effectif dans le secteur manufacturier dans chacune de ces trois régions a évolué au fil du temps. Entre 1976 et 1997, le niveau moyen d'emploi dans le secteur manufacturier dans les divisions de recensement des grandes régions métropolitaines et des petites régions métropolitaines a baissé, tandis qu'il a augmenté dans les grandes banlieues métropolitaines, dans les régions métropolitaines moyennes et dans les deux catégories rurales (voir la figure 4).

Figure 3. Taille moyenne des usines des divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1976 et 1997



Les taux moyens annuels de croissance de l'emploi selon la catégorie de Beale sont indiqués à la figure 5. Nous avons constaté les taux de croissance annuels les plus élevés et les plus faibles (négatifs) dans les grandes banlieues métropolitaines et les grandes régions métropolitaines, respectivement. Leurs taux de croissance relatifs reflètent la tendance générale à la suburbanisation de l'emploi dans le secteur manufacturier (Coffey, 1994 et Baldwin et Brown, 2001). Nous avons constaté des taux de croissance modestes dans les divisions de recensement des régions métropolitaines moyennes et des taux négatifs dans les divisions des grandes et des petites régions métropolitaines. Les deux catégories rurales ont affiché les deuxième et troisième taux de croissance les plus élevés.

Figure 4. Niveaux moyens de l'emploi total en fabrication dans les divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1976 et 1997

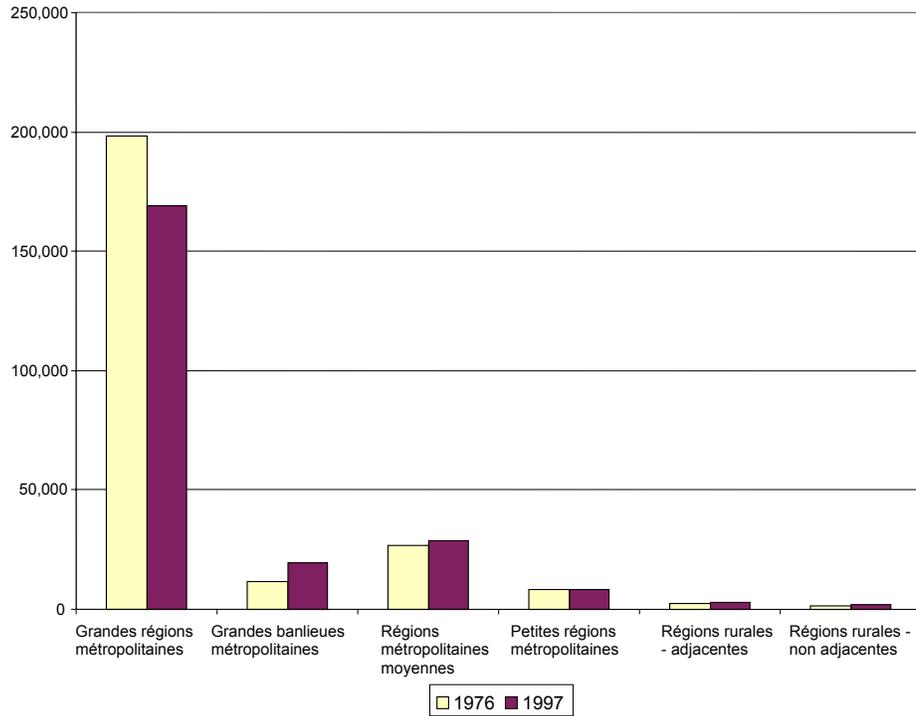
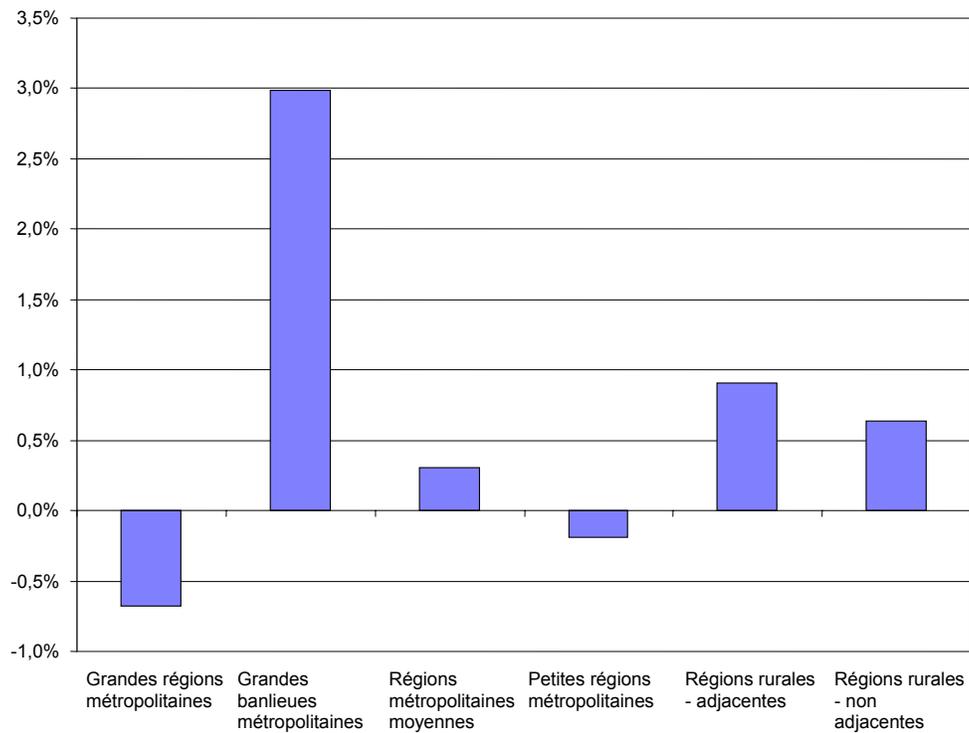


Figure 5. Taux moyens de croissance annuelle des divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1976 à 1997



Dans la présente étude, nous mesurons la volatilité d'après la variance des taux annuels régionaux de croissance de l'emploi total dans le secteur manufacturier dans chaque division de recensement. Nous utilisons la variance de la croissance comme mesure de la volatilité pour deux raisons. D'abord, les fluctuations du taux de croissance ont souvent un effet perturbateur sur une économie régionale en raison des pénuries de main-d'œuvre ou du chômage qui en résultent. N'oublions pas non plus, la difficulté qu'ont les organismes publics à planifier à long terme la construction d'installations publiques (comme les routes et les hôpitaux) dans un environnement économique incertain.

La deuxième raison est plus subtile mais tout aussi importante. Contrairement aux autres mesures de la volatilité (voir Schoening et Sweeney, 1992), la variation de la croissance peut être décomposée en deux parties. Premièrement, celle qui résulte de la variation de la croissance de différentes branches d'activité et, deuxièmement, celle qui résulte des corrélations entre les taux de croissance de l'ensemble du secteur. Nous procédons à cette décomposition ici aux fins de nos modèles statistiques et pour déterminer si les deux composantes varient de façon différente dans la hiérarchie urbaine-rurale.

Le reste de cette section est divisé en deux parties. La première porte sur la décomposition de la variance. Dans la deuxième, nous examinons les niveaux de volatilité dans la hiérarchie urbaine-rurale canadienne définie plus haut, ainsi que l'importance relative des composantes de la volatilité pour ces classifications rurales et urbaines.

3.1 Décomposition de la variance

Pour mesurer l'incidence des changements du degré de diversification sur la volatilité, nous devons tenir compte de la nature des nouvelles entreprises et de celles déjà établies dans une région. À cette fin, nous pouvons décomposer la variance de la croissance dans une région en deux composantes : i) la variance des taux de croissance de différentes branches d'activité (*effet propre à la branche*) et ii) la covariance des taux de croissance de ces branches d'activité (*effet de portefeuille*) (voir Sharpe, 1970). Plus particulièrement, la variance de la croissance, σ_r^2 , pour la régions r est donnée par :

$$\sigma_r^2 = \sum_i w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i \neq j} \sum_{j \neq i} w_i w_j \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j, \quad (1)$$

où σ_i^2 est la variance des taux annuels de croissance de la branche d'activité i , w_i est le poids de la branche i ème et ρ_{ij} est la corrélation entre les branches i ème et j ème dans la région r . Les taux de croissance et les poids pour les branches d'activité sont mesurés par les parts de la croissance annuelle de l'emploi et les parts de l'emploi, respectivement.

Au moyen de l'équation (1), nous pouvons isoler l'incidence de la diversification sur la volatilité en posant comme hypothèses fortes que les variances des taux annuels de croissance sont les mêmes dans toutes les branches d'activité et que la corrélation entre les taux de croissance des branches est nulle. En pareil cas, l'équation (1) se réduit à

$$\sigma_r^2 = \sigma^2 \sum_i w_i^2, \quad (1.1)$$

où on a laissé tombé l'indice de σ^2 parce qu'on suppose que la variance des taux de croissance est égale entre les secteurs. Il est intéressant de constater que le terme correspondant à la sommation, $\sum_i w_i^2$, est équivalent à la mesure de la diversification économique de Herfindahl que nous avons définie plus haut.

Dans un univers conforme aux hypothèses qui sous-tendent l'équation (1.1), la volatilité diminue avec le nombre de branches d'activité dans une région. La volatilité est égale à $\sigma^2(g)$ s'il y a seulement une branche d'activité dans la région et sa valeur minimale est $\sigma^2(g)/n$ si toutes les branches n dans la région ont la même part de l'emploi. Par conséquent, toutes choses étant égales par ailleurs, la volatilité devrait diminuer à mesure que les parts de l'emploi sont réparties de façon plus égale entre les différentes branches d'activité et (ou) que le nombre de branches dans une région augmente. C'est ce rapport qui sous-tend l'affirmation selon laquelle la diversification de la base économique d'une région devrait réduire la volatilité. Toutefois, il y a lieu de signaler que ce résultat repose sur les hypothèses voulant que la covariance de la croissance soit nulle et que la variance de la croissance soit égale dans tous les secteurs.

Pour illustrer l'effet du relâchement des hypothèses voulant que la covariance soit nulle et que la variance de la croissance soit égale à l'échelle des secteurs, il est utile de se pencher sur la situation d'une région qui comprend deux branches d'activité, 1 et 2. Nous pouvons alors réécrire l'équation (1) comme suit

$$\sigma_r^2 = w_1^2 \sigma^2_1 + (1 - w_1)^2 \sigma^2_2 + 2w_1 \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 - 2w_1^2 \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2 \quad (1.2)$$

Si nous supposons que $w_1 < w_2$, l'augmentation de la part de la branche 1 a pour effet d'accroître la diversification. Par conséquent, si nous prenons la première dérivée de (1.2) relativement à w_1 , nous pouvons isoler l'effet d'une augmentation de la diversification sur la volatilité :

$$\frac{\partial \sigma^2(g_r)}{\partial w_1} = 2[w_1 \sigma^2(g_1) - (1 - w_1) \sigma^2(g_2) + (1 - 2w_1) \rho_{12} \sigma_1 \sigma_2] \quad (2)$$

Si nous supposons, comme ci-dessus, que les variances des différentes branches d'activité sont les mêmes, $\sigma_1 = \sigma_2$, l'équation (2) se réduit à

$$\frac{\partial \sigma^2(g_r)}{\partial w_1} = 2\sigma^2[\rho_{12} - 1] \quad (2.1)$$

où $\sigma^2 = \sigma_1\sigma_2$. L'équation (2.1) sous-entend qu'une plus grande diversité aura pour effet de réduire la volatilité à la condition que la corrélation entre les taux de croissance des branches d'activité soit inférieure à 1, mais que l'efficacité de la diversification diminuera à mesure que la corrélation entre les taux de croissance des branches devient plus forte.

Pour comprendre l'effet de différentes variances associées aux branches d'activité, il est utile de se reporter à l'équation (2). Les deux premiers termes entre les parenthèses carrées montrent qu'une augmentation de la part de la branche 1 a pour effet de réduire la variation de la croissance seulement si le second terme surpasse le premier, probablement plus que w_1 se rapproche de zéro et (ou) plus le que ratio de $\sigma^2(g_2)$ à $\sigma^2(g_1)$ est élevé, c'est-à-dire plus le niveau initial de spécialisation dans la branche 2 est élevé et plus que le niveau de volatilité de la branche 2 est élevé par rapport à la branche 1. Bien entendu, si la branche 1 est plus volatile que la branche 2, l'effet modérateur de la diversification sur la volatilité peut être complètement annulé et, à l'extrême, la diversification peut accroître la volatilité. Le troisième terme entre les parenthèses carrées sera positif si la corrélation entre les taux de croissance des secteurs est positive⁵. Autrement dit, l'augmentation de la part d'emploi de la branche 1 a aussi pour effet d'accroître l'incidence de la covariance entre le taux de croissance de la branche 1 et celui de la branche 2. Par conséquent, l'effet net des deux premiers termes est négatif, le troisième terme pourrait compenser leur effet. Dans l'ensemble, ces résultats montrent qu'il n'y a pas de solution analytique à la question posée plus haut; la diversité n'a pas d'effet non ambigu sur la volatilité⁶. Dans la section qui suit, nous examinons la nature de la relation réelle pour le Canada.

3.2 Volatilité dans la hiérarchie urbaine-rurale au Canada

Plusieurs mesures de la répartition de la volatilité dans les six catégories urbaines-rurales de Beale sont présentées au tableau 2⁷. Ces mesures comprennent la moyenne, la médiane et les quartiles supérieur et inférieur. La moyenne de la variance est la plus élevée dans les deux catégories rurales, soit les régions non métropolitaines-adjacentes et les région non métropolitaines-non adjacentes, et la plus faible dans la catégorie des grandes régions métropolitaines. Toutefois, les niveaux moyens de volatilité dans les régions rurales sont attribuables à quelques divisions de recensement dont les niveaux de volatilité sont très élevés. Nous observons de telles variances maximales élevées dans les divisions de recensement au bas de la hiérarchie urbaine-rurale parce qu'elles sont les plus susceptibles d'avoir un petit nombre d'usines dont une peut-être domine l'emploi global. Par conséquent, une mise à pied massive dans une usine peut se traduire par une chute de 90 % de l'emploi et le réembauchage des même travailleurs au cours de la période suivante, par une augmentation de 900 %.

⁵ Nous faisons abstraction de la possibilité d'une covariance négative entre g_1 et g_2 , bien que cela soit possible.

⁶ MacBean et Nguyen (1980) font une observation analogue concernant l'effet de la concentration des biens et services sur l'instabilité des recettes d'exportation.

⁷ L'échantillon de divisions de recensement n'inclut que celles où il y avait de l'emploi dans le secteur manufacturier chaque année de la période visée par l'étude.

Tableau 2. Résumé des mesures de la variance de la croissance de l'emploi dans les divisions de recensement dans les catégories de Beale, 1976-1997

Catégorie de Beale	Moyenne	Minimum	Quartile inférieur	Médiane	Quartile supérieur	Maximum	n
Grandes régions métropolitaines	17,98	10,33	10,33	16,82	26,79	26,79	3
Grandes banlieues métropolitaines	121,75	33,29	47,32	68,29	124,94	494,34	15
Régions métropolitaines moyennes	39,04	9,17	20,90	30,20	40,35	108,84	12
Petites régions métropolitaines	111,98	15,75	34,84	45,51	90,79	859,25	31
Régions rurales - adjacentes	216,09	19,19	57,00	102,62	154,08	3159,57	69
Régions rurales - non adjacentes	486,40	23,51	65,90	138,03	363,66	12042,64	123

Source : Enquête annuelle des manufactures, totalisation spéciale.

Lorsque nous utilisons des niveaux médians de la volatilité, nous constatons toujours la présence d'un lien hiérarchique étroit entre la taille de la région et la volatilité. Autrement dit, plus une division de recensement est classée bas dans la hiérarchie urbaine-rurale, plus le niveau de volatilité de l'emploi est élevé. Il en est de même pour les quartiles inférieur et supérieur des répartitions dans chaque catégorie de Beale.

Les grandes banlieues métropolitaines constituent une exception à ce rapport hiérarchique. La croissance de l'emploi était la plus élevée dans les divisions de recensement inclus dans les banlieues métropolitaines lors la période étudiée et ces taux élevés de croissance étaient associés à des niveaux de volatilité plus élevés (Malizia et Ke, 1993). Les divisions de recensement qui entrent dans cette catégorie peuvent aussi avoir des niveaux de volatilité plus élevés parce qu'elles sont généralement plus petites que les divisions de recensement des régions métropolitaines moyennes (voir la figure 4) et, par conséquent, potentiellement moins diversifiées.

Au tableau 3, nous décomposons la variance de la croissance en effet propre à la branche d'activité et effet de portefeuille⁸. Comme dans le cas de la mesure globale de la volatilité de la croissance présentée au tableau 2, le niveau de volatilité et l'effet propre à la branche d'activité augmentent généralement à mesure que nous descendons la hiérarchie urbaine.

L'effet de portefeuille représente 67 %, 34 %, 19 %, 11 %, 9 % et 2 % de la variance totale à chaque niveau de la hiérarchie urbaine-rurale, des grandes régions métropolitaines-adjacentes aux régions rurales non métropolitaines-non adjacentes. Cependant, cette tendance à la baisse tient essentiellement à ce que l'effet propre à la branche augmente dans la hiérarchie. La taille absolue de l'effet de portefeuille ne manifeste pas de tendance claire. Cet effet est plus important dans le cas des régions rurales adjacentes et non adjacentes, mais il est élevé également dans le cas des régions qui entrent dans la catégorie des grandes banlieues métropolitaines.

⁸ L'effet global indiqué au tableau 3 ne sera pas tout à fait égal à celui indiqué au tableau 2 puisque les décompositions au tableau 2 utilisent comme facteurs de pondération les parts de l'emploi moyen, qui changent au fil du temps dans les calculs utilisés aux fins du tableau 2.

Tableau 3. Composantes de la variance de la croissance dans les catégories de Beale, 1976 à 1997

	Composantes	Moyenne	1976	1997
Grandes régions métropolitaines	Effet propre à la branche	5,66	5,83	5,50
	Effet de portefeuille	11,54	11,51	11,82
	<i>Effet total</i>	<i>17,20</i>	<i>17,34</i>	<i>17,32</i>
Grandes banlieues métropolitaines	Effet propre à la branche	65,27	65,87	64,64
	Effet de portefeuille	33,48	29,76	33,76
	<i>Effet total</i>	<i>98,75</i>	<i>95,63</i>	<i>98,40</i>
Régions métropolitaines moyennes	Effet propre à la branche	31,88	30,80	31,85
	Effet de portefeuille	7,26	7,22	8,55
	<i>Effet total</i>	<i>39,14</i>	<i>38,03</i>	<i>40,41</i>
Petites régions métropolitaines	Effet propre à la branche	143,18	168,08	164,95
	Effet de portefeuille	17,23	7,76	26,49
	<i>Effet total</i>	<i>160,42</i>	<i>175,84</i>	<i>191,45</i>
Régions non métropolitaines - adjacentes	Effet propre à la branche	629,28	637,50	961,59
	Effet de portefeuille	63,52	84,74	50,58
	<i>Effet total</i>	<i>692,80</i>	<i>722,23</i>	<i>1012,17</i>
Régions non métropolitaines - non adjacentes	Effet propre à la branche	1187,35	1222,78	1681,84
	Effet de portefeuille	26,88	18,88	51,30
	<i>Effet total</i>	<i>1214,23</i>	<i>1241,66</i>	<i>1733,14</i>

Source : Enquête annuelle des manufactures, totalisation spéciale.

Ainsi, dans la plupart des régions, les cycles qui coïncident présentent un problème inférieur à celui de la variabilité des branches d'activité, c'est-à-dire l'effet propre à la branche. Les décideurs dans les plus petites régions métropolitaines et les régions rurales doivent conclure qu'il est relativement peu important de réduire la covariance des taux de croissance de l'ensemble de leurs branches d'activité. Il importe davantage pour ces derniers de travailler à réduire l'effet de la branche d'activité, qui dépend de la volatilité des différentes branches⁹ et du degré de diversification de l'économie de la région. D'autre part, les planificateurs dans les grandes régions métropolitaines ou les grandes banlieues métropolitaines pourraient accorder davantage d'attention à la façon dont les branches d'activité s'intègrent, étant donné l'importance de l'effet de portefeuille tant en termes absolus que proportionnellement à la volatilité totale.

Étant donné que la structure des économies régionales peut influencer fortement sur la volatilité par le biais de l'effet propre à la branche d'activité et, dans une moindre mesure, de l'effet de portefeuille, il importe de déterminer l'incidence de l'évolution de la structure industrielle (l'importance relative des différentes branches d'activité) sur la volatilité. À cet effet, nous calculons la variance globale d'après les variances individuelles des diverses branches et les covariances estimées pour l'ensemble de la période et, autrement, en utilisant comme coefficients de pondération l'emploi des branches d'activité durant la première et la dernière année de la période étudiée. En procédant de cette façon pour calculer l'incidence des changements

⁹ Siegel, Alwang et Johnson (1994) avancent un argument connexe. Ils signalent que la recherche de la stabilité à l'échelle régionale peut masquer une importante volatilité particulière à une branche d'activité, qui a une incidence tant sur les entreprises que les travailleurs dans cette branche.

structurels sur la volatilité, nous posons comme hypothèse implicite que les variances et les covariances des divers secteurs restent identiques, tandis que les coefficients de pondération des branches d'activité changent (Siegel, Alwang et Johnson, 1994)¹⁰.

Les niveaux de volatilité après application des poids fondés sur l'emploi de 1976 et 1997, la première et la dernière année de la période étudiée, pour les divisions de recensement classifiées selon les catégories de Beale sont présentés au tableau 3. Sauf pour les grandes régions métropolitaines, la volatilité a augmenté dans toutes les régions au cours de cette période. On constate des augmentations particulièrement importantes dans la catégorie des petites régions métropolitaines et dans les deux catégories rurales. Dans le cas des petites régions métropolitaines, l'augmentation de la volatilité est attribuable à un plus important effet de portefeuille, ce qui montre que la restructuration industrielle a été davantage axée sur les branches d'activité dont les taux de croissance sont plus étroitement corrélés. Par contre, dans le cas des deux régions rurales, l'augmentation globale de la volatilité tient davantage à l'effet propre à la branche. Comme ces régions se sont, en général, diversifiées davantage au cours de la période (voir la figure 3), ce résultat est probablement attribuable à une plus grande concentration dans les branches d'activité plus volatiles. Dans l'ensemble, ces résultats montrent que l'évolution de la structure industrielle de ces régions s'est traduite par des taux de croissance plus instables.

Pour résumer, les deux dernières sections ont fait état des importants changements structurels survenus au cours de la période étudiée. Les secteurs manufacturiers des régions tant rurales qu'urbaines se sont de plus en plus intégrés aux marchés mondiaux avec l'augmentation de leurs exportations. Au même moment, les régions se sont généralement davantage diversifiées et la taille moyenne des usines a diminué, ce qui semble contraire aux attentes établies. En outre, les résultats présentés jusqu'ici laissent supposer un lien entre la diversité et la volatilité. Les régions rurales et urbaines les plus diversifiées étaient généralement moins volatiles. Toutefois, d'autres caractéristiques structurelles qui varient considérablement à l'intérieur de la hiérarchie urbaine-rurale, comme les taux de croissance et les niveaux d'emploi, pourraient aussi influencer sur les niveaux de volatilité. De plus, l'analyse montre que la structure industrielle des économies régionales influe sur la volatilité. Par conséquent, afin de comprendre l'incidence indépendante de l'une de ces variables sur la volatilité des économies régionales, il faut en vérifier l'effet dans un cadre statistique à plusieurs variables. Nous présentons dans la section suivante les résultats de cette analyse statistique multidimensionnelle.

¹⁰ Ce peut être le cas parce que le fait d'accroître le poids d'un secteur stable peut avoir pour effet de réduire la variance des secteurs fournisseurs. De même, les covariances de deux secteurs en amont peuvent être plus élevées s'ils font des ventes importantes à un même secteur en aval.

4. Corrélats de la volatilité

L'analyse de la décomposition de la variance ci-dessus montre que la variance des taux de croissance régionaux est fonction de (1) la diversité de la structure industrielle d'une région, (2) la variance des taux de croissance de ses branches d'activité et (3) la covariance entre ces taux de croissance. On peut considérer ces éléments comme des caractéristiques structurelles des économies régionales qui peuvent être utilisées aux fins de la sélection des corrélats éventuels de la volatilité. Dans la présente section, nous précisons ces corrélats et nous estimons leur signification sur le plan statistique et leur importance relative.

4.1 Choix des corrélats structurels de la volatilité

Les corrélats de la volatilité sont choisis parmi les caractéristiques structurelles, soit la diversification, la taille et l'intensité des exportations de chaque division de recensement. Pour plus de commodité, nous avons regroupé sous forme de tableau les noms des variables, leur définition et le signe prévu de la corrélation entre la variable et la mesure de la volatilité (voir le tableau 4).

Nous utilisons l'indice de Herfindahl (HERF) pour mesurer la diversité et nous partons de l'hypothèse qu'elle est associée positivement à la volatilité. Nous utilisons l'indice de Herfindahl plutôt que d'autres mesures de la diversité en raison de l'étroit lien mathématique entre la diversité et la volatilité du portefeuille signalé ci-dessus¹¹.

Nous sommes aussi partis de l'hypothèse que la taille moyenne des usines dans une région (PLSIZE) influe sur la volatilité. Les petites usines sont souvent nouvelles et donc plus susceptibles de fermer que les usines plus grandes (Baldwin et coll., 1999). Par conséquent, nous nous attendons à trouver un niveau de volatilité plus faible dans les régions où les usines sont plus grandes. Nous fondant sur la théorie et la preuve empirique, nous nous attendons aussi à ce que l'augmentation des échanges entraîne une augmentation de la taille des usines canadiennes. Il pourrait donc y avoir un lien indirect entre les échanges et la volatilité en raison de l'incidence des premiers sur la taille des usines.

Selon une autre hypothèse, les niveaux d'emploi et les taux de croissance influent sur les niveaux de volatilité (voir Malizia et Ke, 1993). Même si l'on s'attend fermement à ce que l'emploi total dans le secteur manufacturier et la diversité soient corrélés et, par conséquent, à ce que l'effet de la taille d'une région soit subsumé sous l'effet de la diversité sur la volatilité, il se peut que l'emploi total ait une incidence indépendante sur la volatilité. Certains chercheurs ont affirmé que les plus grandes régions peuvent être plus stables que les régions plus petites (Malizia et Ke, 1993). Toutefois, le contraire peut être vrai également. En théorie, les régions où les niveaux d'emploi sont plus élevés devraient vendre une plus grande partie de leur production sur leur marché intérieur que sur les marchés extérieurs (Pred 1966 et Krugman, Fujita et

¹¹ D'autres mesures de la concentration industrielle (diversité) ont été mises à l'essai mais n'ont pas donné des résultats aussi fiables que l'indice de Herfindahl.

Venebles, 1999). Plus la proportion de la production vendue sur le marché intérieur sera importante, plus les taux de croissance des branches d'activité d'une région seront corrélés étroitement, puisqu'ils dépendront du même marché et donc subiront les mêmes bouleversements économiques. Par conséquent, dans le cas de deux régions ayant le même degré de diversité, si l'une est plus grande que l'autre, la région plus grande pourrait présenter un plus haut niveau de volatilité. Nous mesurons ici la taille de la région selon l'emploi total dans le secteur manufacturier (EMPLOY).

Selon les résultats de travaux empiriques réalisés précédemment, la courbe qui relie la croissance et la volatilité est en forme de U (Malizia et Ke, 1993). C'est-à-dire que les endroits où le taux de croissance est négatif ou très faible ont un niveau de volatilité très élevé, tout comme les régions où le niveau de croissance est très élevé. Les raisons de ce phénomène ne sont pas claires. Il se peut que les endroits ayant un taux de croissance faible ou négatif ou au contraire très élevé réagissent à des perturbations économiques. En outre, les régions au taux de croissance élevé peuvent comprendre des branches d'activité naissantes qui sont foncièrement plus volatiles que les branches établies depuis longtemps dont la technologie et les marchés sont bien développés. En outre, la croissance est souvent attribuable à l'entrée sur le marché de nouvelles entreprises dont les taux de sortie sont plus élevés que ceux des entreprises établies depuis plus longtemps (Baldwin et coll., 1999). La croissance est mesurée ici sous forme de variation en pourcentage annuelle moyenne de l'emploi (GROWTH) au cours de la période à l'étude et son carré, GROWTHSQ.

Comme le montre la figure 1, les exportations de la plupart des régions canadiennes ne sont intensifiées au cours de la période à l'étude. Même si nous partons de l'hypothèse que l'intensité des exportations (EXPORT) est reliée aux variables HERF et PLSIZE et influe de ce fait sur la volatilité, l'intensité des exportations peut avoir un effet indépendant sur la volatilité. En exportant davantage, les régions élargissent les limites géographiques de leurs marchés et, par conséquent, diversifient le risque d'un bouleversement économique lié à un seul marché régional. Tant et aussi longtemps que les taux de croissance des divers marchés étrangers desservis ne sont pas étroitement corrélés entre eux et avec le marché intérieur, l'augmentation des exportations devrait avoir pour effet de réduire la volatilité. Par contre, si les marchés d'exportation sont instables comparativement aux marchés intérieurs, les régions dont l'intensité des exportations est plus élevée peuvent aussi avoir des niveaux de volatilité plus élevés. L'intensité des exportations peut donc influencer négativement ou positivement sur la volatilité.

Comme le montre la décomposition de la variance, la volatilité peut aussi augmenter si la composition industrielle d'une région devient davantage axée sur les branches d'activité volatiles ou celles dont les taux de croissance sont plus ou moins corrélés. Pour tenir compte de l'incidence de la composition industrielle, nous incluons dans le modèle la proportion de la production représentée par les branches d'activité axées sur les ressources naturelles (RESOURCE), à forte intensité de main-d'œuvre (LABOUR), fondées sur des économies d'échelle (SCALE), à produits différenciés (PROD_DIFF) et axées sur les sciences (SCIENCE). Une étude antérieure sur le roulement des usines a montré que les branches d'activité à forte intensité de main-d'œuvre et à produits différenciés ont subi la restructuration interne la plus importante durant la période étudiée (Baldwin et Rafiqzaman, 1994).

Tableau 4. Corrélats structurels de la volatilité

Nom de la variable	Description de la variable	Signe hypothétique
HERF	Indice de Herfindahl de la diversification/spécialisation	+
PLSIZE	Taille moyenne des usines selon l'emploi	-
EMPLOY	Emploi total dans le secteur manufacturier	+/-
GROWTH	Taux de croissance annuel moyen	-
GROWTHSQ	Carré du taux de croissance annuel moyen	+
EXPORT	Pourcentage des produits fabriqués exportés à l'étranger	+/-
RESOURCE	Proportion de l'emploi total dans les branches d'activité axées sur les ressources naturelles	+/-
LABOUR	Proportion de l'emploi total dans les branches d'activité à forte intensité de main-d'œuvre	+/-
SCALE	Proportion de l'emploi total dans les branches d'activité fondées sur des économies d'échelle	+/-
PROD_DIFF	Proportion de l'emploi total dans les branches d'activité à produits différenciés	+/-
SCIENCE	Proportion de l'emploi total dans les branches d'activité axées sur les sciences	+/-

4.2 Résultats du modèle de régression des corrélats structurels

Dans la présente section, nous présentons les estimations des paramètres pour plusieurs modèles transversaux qui utilisent la variance de la croissance comme variable dépendante et les corrélats hypothétiques comme variables indépendantes. Nous incluons les variables HERF, GROWTH, GROWTHSQ, PLSIZE, EMPLOY et EXPORT ainsi que la proportion de l'emploi dans quatre des cinq secteurs industriels agrégés. Nous éliminons une part de l'emploi des secteurs (SCALE) afin d'éviter la multicollinéarité parfaite entre les parts des secteurs.

Voici la régression calculée :

$$\sigma_r^2 = \alpha_0 + \alpha_1 HERF + \alpha_2 PLSIZE + \alpha_3 EMPLOY + \alpha_4 GROWTH + \alpha_5 GROWTHSQ + \alpha_6 EXPORT + \alpha_7 RESOURCE + \alpha_8 LABOUR + \alpha_9 SCALE + \alpha_{10} PROD_DIFF + \alpha_{11} SCIENCE. \quad (3)$$

Dans les modèles de régression présentés dans cette section et dans les sections subséquentes, nous utilisons les coefficients normalisés (bêta) plutôt que les coefficients de régression normaux. Les coefficients normalisés mesurent la variation de la valeur de la variable dépendante (exprimée en écarts types) résultant de la variation d'un écart type de la valeur de la variable indépendante. Ainsi, ils permettent de comparer l'effet relatif des variables indépendantes.

Les résultats des trois régressions transversales sont présentés au tableau 5. La première régression est fondée sur les niveaux de volatilité et les valeurs moyennes des corrélats calculées pour l'ensemble de l'échantillon. Les deuxième et troisième régressions transversales sont fondées sur les niveaux de volatilité et les valeurs moyennes des corrélats pour les grandes et petites régions, respectivement. La colonne 2 ne porte que sur les divisions de recensement qui

comptaient en moyenne plus de 1 000 employés dans le secteur manufacturier durant la période étudiée. La colonne 3 comprend les divisions de recensement qui comptaient en moyenne moins de 1 000 employés dans le même secteur. Nous divisons ainsi l'échantillon en deux groupes pour déterminer si les liens entre les caractéristiques structurelles et la volatilité diffèrent dans les plus petites et dans les plus grandes régions. Les différences entre ces deux groupes peuvent s'expliquer par le fait que les plus petits centres se ressentent peut-être davantage des bouleversements économiques, comme l'ouverture d'une usine dans une nouvelle branche d'activité. Cet événement peut avoir pour effet de diversifier l'économie de la dite région et réduire la volatilité à long terme, mais son effet immédiat est de l'accroître en raison de l'importance relative du changement discontinu qui s'est produit. Le changement discontinu n'est pas de la même ampleur dans les régions plus grandes. Par conséquent, les variables telles que PLSIZE ou HERF peuvent avoir une incidence différente sur les centres plus petits.

Tous les résultats présentés au tableau 5 et dans les sections suivantes sont estimés au moyen d'un sous-ensemble de l'échantillon complet des régions. Le sous-ensemble ne comprend que les divisions de recensement dont les niveaux de volatilité se situent en deçà du 95^e rang centile. Nous avons restreint l'échantillon parce que plusieurs de ces divisions de recensement ont des niveaux de volatilité extrêmement élevés (voir le tableau 2), de sorte que ces observations peuvent influencer fortement sur les estimations des paramètres des modèles de régression.

Les résultats indiqués à la colonne 1 pour l'ensemble de l'échantillon expliquent environ 64 % de la variation de la mesure de la volatilité. Ils confirment la plupart des hypothèses formulées.

La spécialisation (HERF) a un coefficient positif et significatif. La taille des usines (PLSIZE) a un paramètre significativement négatif. EXPORT a une influence négative et significative sur la volatilité. Ainsi, les régions où le niveau de spécialisation est plus élevé (qui sont moins diversifiées) sont plus volatiles. Les régions où la taille moyenne des usines est plus grande sont moins volatiles. En moyenne, le niveau de volatilité des régions dont l'intensité des exportations est plus élevée est plus faible.

Un niveau de croissance plus élevé est associé à un niveau de volatilité considérablement plus élevé. Des travaux empiriques réalisés antérieurement ont montré que la courbe qui relie la volatilité et la croissance est en forme de U (Malizia et Ke, 1993). Nous avons aussi constaté une courbe similaire en forme de U. Le paramètre de la variable GROWTHSQ est négatif et significatif et celui de la variable GROWTHSQ est positif et significatif. Selon les estimations des paramètres, l'incidence de la croissance sur la volatilité est réduite au minimum lorsque les taux de croissance annuels moyens sont d'environ 0 %, soit en deçà du taux de croissance moyen de l'échantillon restreint, qui est de 1,6 %.

Le niveau d'emploi total (EMPLOY) dans le secteur manufacturier a un effet négatif et significatif au point de vue de la volatilité, ce qui confirme l'indication proposée par Malizia et Ke et laisse supposer qu'une augmentation de la covariance de la croissance associée aux marchés régionaux plus importants n'entraîne pas nécessairement une augmentation importante de la volatilité.

Dans les quatre secteurs industriels inclus dans le modèle, on constate un taux de volatilité plus élevé uniquement dans les régions où les branches d'activité fondées sur les produits différenciés détiennent une part de l'emploi supérieure à la moyenne. Les niveaux de volatilité ont aussi tendance à être plus élevés dans les régions où les entreprises sont concentrées dans les secteurs autres que ceux fondés sur des économies d'échelle. Mais ces résultats ne sont pas statistiquement significatifs.

Quand on utilise les coefficients normalisés pour mesurer l'influence relative des variables indépendantes, il est évident que la croissance (GROWTHSQ) et la spécialisation (HERF) sont celles qui influent le plus sur les niveaux de volatilité à travers toutes les divisions de recensement. Une augmentation d'un écart type de la valeur de chacune de ces variables donne lieu à une augmentation de la volatilité d'environ 0,6 écart type. Les deux autres variables les plus importantes sont la taille des usines et l'intensité des exportations, dont l'influence sur les niveaux de volatilité est d'environ le tiers de celle de la croissance et de la spécialisation.

Les résultats pour les grandes (colonne 2) et les petites (colonne 3) régions présentent des similarités et des différences (voir tableau 5). Ils sont les mêmes en ce qui a trait à l'effet de la diversification (HERF), de la croissance (GROWTHSQ) et de la taille (EMPLOY). Ils diffèrent quant à l'incidence des variables PLSIZE et EXPORT. Même si le niveau de volatilité est généralement plus faible dans les plus grands centres où la taille moyenne des usines est plus grande, ce rapport est statistiquement faible. Ce n'est pas le cas des centres plus petits, où la présence de grandes usines a tendance à réduire la volatilité plus que dans les grands centres et où le lien est beaucoup plus fort sur le plan statistique. Les exportations ont aussi une plus grande influence sur la volatilité dans les centres plus petits. Toutefois, chez les uns et les autres cas, la signification statistique de l'intensité des exportations est plus faible que dans le cas de l'échantillon global. On peut en déduire qu'une partie de la signification de l'intensité des exportations (EXPORT) dans l'échantillon complet comprenant les grandes et les petites régions tient à la différence entre les deux groupes de taille sur les plans de l'intensité des exportations et de la volatilité.

Enfin, l'incidence des parts des branches d'activité varie d'un modèle à l'autre. Plus précisément, les niveaux de volatilité ont tendance à être considérablement plus élevés dans les régions plus grandes dont la production est davantage axée sur les ressources que dans celles où les branches d'activité sont fondées sur des économies d'échelle. Dans le cas des régions plus petites, les niveaux de volatilité plus élevés sont associés à la présence de branches d'activité axées sur les sciences.

Dans l'ensemble, les modèles transversaux montrent qu'il y a un compromis à faire entre la croissance et la volatilité, surtout dans les régions dont le taux de croissance annuel moyen est supérieur à 0 %. Les résultats montrent aussi que plusieurs caractéristiques structurelles des différentes économies régionales sont associées à des niveaux de volatilité plus élevés; les régions plus spécialisées ou qui ont des usines plus petites ont tendance à afficher des niveaux de volatilité plus élevés. En outre l'analyse montre que, toutes choses étant égales par ailleurs, l'intensité des exportations a une incidence à la baisse sur la volatilité. Les régions qui sont davantage intégrées aux marchés mondiaux en raison de leurs exportations sont moins exposées aux bouleversements économiques. On constate un lien entre la diversité ou la croissance et la volatilité dans les régions tant petites que grandes. Par contre, la taille des usines et l'intensité des exportations affectent davantage sur les petits centres que sur les régions plus grandes.

Tableau 5. Variance de la croissance selon les modèles de régression transversaux

Variable	Toutes les régions	Grandes régions	Petites régions
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3
HERF	0,5616 (0,0001)	0,5134 (0,0003)	0,5372 (0,0001)
PLSIZE	-0,2266 (0,0004)	-0,1183 (0,0838)	-0,2716 (0,0007)
GROWTH	-0,1665 (0,0519)	-0,1297 (0,2803)	-0,0483 (0,7624)
GROWTHSQ	0,6396 (0,0001)	0,4489 (0,0069)	0,5953 (0,0012)
EMPLOY	-0,0330 (0,1032)	-0,0933 (0,0076)	-0,1545 (0,0723)
EXPORT	-0,2378 (0,0002)	-0,0886 (0,2568)	-0,2199 (0,0621)
RESOURCE	0,0363 (0,5357)	0,2553 (0,0080)	0,0075 (0,9306)
LABOUR	0,0326 (0,4626)	0,0876 (0,2533)	0,0893 (0,1811)
PROD_DIFF	0,0940 (0,0381)	0,0113 (0,8855)	0,1318 (0,0558)
SCIENCE	0,0786 (0,2049)	0,0742 (0,2061)	0,2329 (0,0018)
F	43,12	12,98	10,11
Adj R ²	0,6380	0,4092	0,5836
N	240	174	66

Nota : Les paramètres pour chaque modèle sont présentés sous forme de coefficients normalisés (bêta). Les coefficients normalisés mesurent la variation dans la valeur de variable dépendante (exprimée en écarts types) résultant de la variation d'un écart type de la valeur de la variable indépendante. Les *valeurs P* sont indiquées entre parenthèses sous chaque coefficient et corrigées pour tenir compte de l'hétéroscédasticité à l'aide de l'estimateur de White.

4.3 Corrélats du changement sur le plan de la volatilité

Dans la section précédente, nous avons examiné la relation transversale entre certaines caractéristiques structurelles de chaque région et la volatilité. Nous avons estimé cette relation à l'aide des moyennes, calculées pour toute la période étudiée, des valeurs des variables dépendantes et indépendantes. Le modèle transversal présente un instantané de la façon dont, à un moment donné, les différences entre les caractéristiques des diverses régions sont liées à différents niveaux de volatilité. Il ne brosse pas nécessairement un tableau exact de la dynamique de la situation. Il ne nous permet pas de déduire comment des changements sur le plan des caractéristiques d'une période à l'autre influenceront sur les changements sur le plan de la volatilité. Pour examiner cette question, nous estimons un modèle de différences d'ordre 1 qui admet des effets fixes.

Les niveaux de volatilité dans la hiérarchie urbaine-rurale au cours des deux moitiés de la période à l'étude sont présentés au tableau 6. Entre les périodes allant de 1976 à 1986 et de 1987 à 1997, le niveau de volatilité moyen des divisions de recensement a augmenté de 16 % par rapport au niveau de 1976-1986.

Dans la présente section, nous examinons le lien entre les changements survenus dans les caractéristiques structurelles et les changements sur le plan de la volatilité. À cet effet, nous tentons de déterminer si les effets fixes associés aux différentes divisions de recensement ont biaisé les estimations des paramètres des modèles transversaux. Les effets fixes sont des caractéristiques non observés qui varient selon la région. Ils agissent sur la volatilité et sont corrélés aux caractéristiques structurelles. Par exemple, il se peut que les entreprises nationales soient plus volatiles. Nous savons aussi que les entreprises nationales sont généralement plus petites. Par conséquent, l'omission d'une variable qui saisit l'importance des entreprises nationales dans une région donnée aurait pour effet de biaiser l'estimation de la taille moyenne des usines.

Afin d'apporter une correction pour les effets fixes, nous prenons les différences d'ordre 1 des variables dépendantes et nous établissons les mêmes équations que ci-dessus¹². À cette fin, nous calculons le niveau de volatilité de chaque division de recensement pour deux périodes de 11 ans, soit 1976 à 1986 et 1987 à 1997, et nous prenons la différence entre les deux. Nous calculons pour chaque division de recensement la valeur moyenne de chacun des corrélats utilisés ci-dessus et la différence dans leur valeur d'une période à l'autre. Nous procédons ensuite à une régression des changements sur le plan de la volatilité sur les changements survenus dans les caractéristiques structurelles.

Pour illustrer les caractéristiques du modèle de différence d'ordre 1 que nous utilisons, supposons qu'au cours de la première période, $t-1$, la relation est :

$$y_{i,t-1} = \alpha + \beta x_{i,t-1} + \gamma_i + \varepsilon_{i,t-1}, \quad (4)$$

où γ_i est l'effet fixe pour la région i qui est potentiellement corrélé à $x_{i,t-1}$. Cette corrélation signifie que les estimations de l'équation (4) qui ne contiennent pas une mesure de l'effet fixe non observable γ_i donneront lieu à des estimations biaisées du coefficient β .

Supposons ensuite que la relation durant la période t est la même que durant la période $t-1$ sauf que la valeur du paramètre de coordonnée à l'origine dans l'équation (4) est plus élevée :

$$y_{i,t} = (\alpha + \lambda) + \beta x_{i,t} + \gamma_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (5)$$

¹² Nous avons aussi utilisé d'autres formes qui permettent la variation des paramètres de pente et la régression sur la moyenne. Cependant, comme tous ces modèles ont donné des résultats assez similaires, nous utilisons ici seulement la version simple exposée dans le présent document.

où la différence entre les coordonnées à l'origine dans les deux périodes est λ . Si nous prenons alors les différences d'ordre 1, nous obtenons

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \lambda + \beta(x_{i,t} - x_{i,t-1}) + \varepsilon, \quad (6)$$

où $\varepsilon = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$. Si l'équation (6) était estimée, λ (la coordonnée à l'origine) représenterait le déplacement du terme qui correspond à la coordonnée à l'origine qui détermine la volatilité et β ne devrait pas être biaisé puisque γ_i a été supprimé.

Tableau 6. Variance moyenne de la croissance des divisions de recensement selon la catégorie de Beale, 1976 à 1986 et 1987 à 1997

Catégorie de Beale	1976 à 1986	1987 à 1997	n
Grandes régions métropolitaines	15,89	19,32	3
Grandes banlieues métropolitaines	77,71	164,79	15
Régions métropolitaines moyennes	35,95	44,45	12
Petites régions métropolitaines	150,60	83,18	31
Régions non métropolitaines - adjacentes	232,03	212,91	69
Régions non métropolitaines - non adjacentes	432,55	547,73	123

Source : Enquête annuelle des manufactures, totalisation spéciale.

Les estimations de régression sont présentées au tableau 7. Nous avons modifié les noms des variables pour montrer qu'elles mesurent la variation. Le préfixe D_ devant le nom de la variable indique une différence d'ordre 1. À la colonne 1, nous incluons toutes les principales variables utilisées aux fins de l'analyse transversale et nous utilisons l'échantillon complet des divisions de recensement grandes et petites. Pour les paramètres présentés aux colonnes 2 et 3, nous utilisons des sous-ensembles fondés sur les niveaux d'emploi qui correspondent à ceux utilisés aux colonnes 2 et 3 dans le tableau 5. La colonne 2 comprend les divisions de recensement qui comptent en moyenne plus de 1 000 employés et la colonne 3, les régions qui comptent en moyenne moins de 1 000 employés.

Il importe de diviser l'échantillon en petites et grandes régions, puisque la création ou la fermeture d'une ou de deux usines peut influencer sur la variance de la croissance de l'emploi dans les petites régions. Ce phénomène est moins important dans les plus grandes régions où l'ouverture et la fermeture des usines a moins d'effets sur la volatilité globale. Le roulement normal au niveau de l'usine est moins important dans les grands centres que dans les petits, puisque chaque usine n'y représente qu'une petite part de l'emploi.

Les estimations des paramètres à la colonne 1 montrent que l'évolution du degré de spécialisation a un effet négatif mais statistiquement insignifiant sur la volatilité. Ce résultat est contraire à ceux qui montrent une forte association positive entre la spécialisation et la volatilité dans les modèles transversaux. La colonne 1 montre aussi que la variable PLSIZE a peu d'effet sur la volatilité tandis que les exportations ont un effet positif mais statistiquement faible. Par conséquent, contrairement aux résultats des modèles transversaux, le modèle de la différence d'ordre 1 montre que la taille moyenne des usines a peu d'incidence sur la volatilité et que l'intensité des exportations, qui a un effet à la baisse sur les résultats dans le cas du premier modèle, semble accroître la volatilité dans le second modèle. En outre, nous ne constatons pas de courbe en forme de U reliant la croissance et la volatilité dans le modèle de différence d'ordre 1. En général, les résultats du modèle de différence d'ordre 1, estimés pour l'ensemble des divisions de recensement grandes et petites, laissent supposer que les résultats du modèle transversal ne permettent pas de déduire la dynamique du changement. Ces résultats nous montrent, par exemple, que le niveau de volatilité est inférieur lorsque le degré de diversification est plus élevé, mais il n'indique pas qu'une plus grande diversification dans les régions aura pour effet d'accroître la volatilité à court terme. D'ailleurs, c'est bien le contraire qui se produit pour toutes les régions prises ensemble.

Par contre, les résultats du modèle de différence d'ordre 1 pour les grandes régions (colonne 2) sont, en général, similaires aux résultats de ceux du modèle transversal; c'est-à-dire, la diversification, l'augmentation de la taille moyenne des usines et l'intensification des exportations ont toutes tendance à réduire la volatilité. Lorsqu'on compare directement les résultats du modèle transversal et ceux du modèle de différence d'ordre 1 pour les grandes régions, il devient évident que, dans l'un et l'autre modèle, la diversification économique a l'incidence la plus importante sur la volatilité. Toutefois, contrairement aux résultats du modèle transversal, dans le cas des grandes régions, l'intensité des exportations et la taille des usines ont un effet négatif significatif et marqué sur le changement au point de vue de la volatilité. D'ailleurs, l'effet de l'intensification des exportations et de l'augmentation de la taille des usines est presque aussi important que celui de la diversification et supérieur à celui de la croissance (D_SQGROW). Ces deux dernières variables sont les plus importantes dans le modèle transversal. Ces résultats laissent supposer que les changements sur le plan de la diversité, de l'intensité des exportations et de la taille des usines ont une incidence assez similaire sur les changements sur le plan de la volatilité dans les grandes régions. Aucune des variables structurelles est à elle seule, la force motrice des fluctuations de la volatilité.

Dans les petites régions (colonne 3), le fait d'accroître la diversité et l'intensité des exportations tend à augmenter la volatilité, tandis que les augmentations des niveaux d'emploi et de la taille des usines ont pour effet de la réduire. Les coefficients normalisés de la diversité et de l'intensité des exportations montrent que, dans les grandes régions, la magnitude de leur effet positif sur le changement au niveau de la volatilité est à peu près la même que celle de leur effet négatif. Les signes opposés de la diversité et des exportations s'expliquent peut-être par le fait que la diversification ou l'intensification des exportations sont associées à l'ouverture de nouvelles usines¹³. La discontinuité qui en résulte donne lieu à une brève montée de la volatilité qui se

¹³ Les changements au niveau de l'intensité des exportations peuvent aussi être associés à la fermeture d'usines. Ainsi, lorsque des usines dans les branches d'activité qui écoulent leurs produits sur les marchés intérieurs ferment leurs portes en raison de la concurrence des importations, l'intensité des exportations de la région augmente.

traduit par une importante augmentation de cette dernière, mesurée entre les deux périodes. Tous ces résultats montrent à quel point les petites régions manufacturières se ressentent des bouleversements économiques. On comprend aussi que les généralités au sujet de l'effet de la diversification ou de l'intensification des exportations doivent tenir compte de la taille de la région. À court terme, du moins, les petites régions sont moins susceptibles de voir leur niveau de volatilité baisser à la suite d'une diversification ou de l'intensification des exportations. À long terme, ces changements peuvent donner lieu à des structures industrielles moins exposées aux bouleversements économiques, résultat que semble annoncer l'analyse transversale.

Tableau 7. Modèles de différence d'ordre 1 de la variation de la croissance

Variable	Toutes les régions	Grandes régions	Petites régions
	Colonne 1	Colonne 2	Colonne 3
Coordonné à l'origine ^a	-30,47 (0,3338)	24,95 (0,0463)	-57,31 (0,4473)
D_HERF	-0,1588 (0,2799)	0,3607 (0,0063)	-0,3007 (0,0301)
D_PLSIZE	-0,0310 (0,5342)	-0,2091 (0,0103)	-0,0919 (0,0779)
D_EMPLOY	-0,0160 (0,4105)	0,0095 (0,7681)	-0,3195 (0,0207)
D_GROWTH	0,2874 (0,0147)	0,0720 (0,4141)	0,3692 (0,0109)
D_SQGW	0,1722 (0,1944)	0,1566 (0,0365)	0,1631 (0,1866)
D_EXPORT	0,1096 (0,2657)	-0,2314 (0,0215)	0,3734 (0,0105)
D_RESOURCE	-0,1204 (0,3744)	-0,0022 (0,9834)	0,0027 (0,9864)
D_LABOUR	-0,0678 (0,4255)	-0,0239 (0,7954)	0,0297 (0,7818)
D_PROD_DIFF	0,0493 (0,6138)	0,0557 (0,5853)	0,2543 (0,0590)
D_SCIENCE	0,1168 (0,5459)	0,3155 (0,1267)	0,1628 (0,4121)
F	3,97	4,09	3,59
Adj R ²	0,1106	0,1517	0,2846
N	240	174	66

^aLes estimations des paramètres pour les coordonnées à l'origine sont présentées dans leur forme naturelle plutôt que normalisée.

Nota : Sauf pour la coordonnée à l'origine, les paramètres pour chaque modèle sont présentés sous forme de coefficients normalisés (bêta). Les coefficients normalisés mesurent la variation de la valeur de la variable dépendante (exprimée en écarts types) résultant de la variation d'un écart type de valeur de la variable indépendante. Les valeurs p sont indiquées entre parenthèses sous chaque coefficient et corrigées pour tenir compte de l'hétéroscédasticité à l'aide de l'estimateur de White.

4.4 Comprendre le changement structurel

Jusqu'à présent, nous avons analysé les corrélats éventuels des niveaux de volatilité à l'aide de certaines caractéristiques structurelles des économies régionales, soit la diversité, la taille des usines, l'intensité des exportations et la taille de l'emploi. Cependant, l'intensité des exportations et la taille de la région influent aussi sur la diversité et la taille des usines. Dans la présente sous-section, nous élaborons un modèle récursif simple qui nous permet d'examiner le lien entre, d'une part, les variables HERF et PLSIZE et, d'autre part, la taille de l'emploi et l'intensité des exportations.

Nous nous attendons à ce que les différences dans l'intensité des exportations entre les régions touchent fortement sur le niveau de spécialisation des économies locales. Plus particulièrement, les régions dont les niveaux d'exportation sont plus élevés sont probablement moins diversifiées puisqu'elles se sont spécialisées dans des branches d'activité où elles jouissent d'un avantage concurrentiel. Dans ce cas, il y aura un lien positif entre l'intensité des exportations (EXPORT) et l'indice HERF.

L'incidence de la taille globale des économies régionales sur leur degré de diversification va à l'encontre de l'effet de l'intensité des exportations sur l'indice HERF. Selon la théorie des places centrales (King, 1984) et la théorie de l'assise économique (Fujita, Krugman et Venables, 1999), les endroits plus grands tendent à se diversifier davantage, les marchés locaux prenant assez d'expansion pour soutenir une plus grande gamme d'activités. Par conséquent, les régions où le niveau total d'emploi dans le secteur manufacturier (EMPLOY) est plus élevé ont généralement des valeurs inférieures sur l'indice HERF.

Le lien entre, d'une part, l'intensité des exportations et les niveaux d'emploi et, d'autre part, l'indice de Herfindahl est présenté à la colonne 1 du tableau 8. Conformément aux hypothèses formulées, nous constatons qu'il y a des liens étroits et statistiquement significatifs entre les variables EXPORT, EMPLOY et HERF. Les régions dont l'intensité des exportations est plus grande sont plus spécialisées et celles qui ont des niveaux d'emploi plus élevés sont plus diversifiées.

La deuxième colonne du tableau 8 présente les paramètres d'une régression de la taille moyenne des usines sur l'intensité des exportations et la taille de l'emploi dans le secteur manufacturier dans la région. Si l'accroissement des échanges était attribué à des économies d'échelle, nous attendrions à ce que la taille des usines soit plus grande dans les régions qui sont davantage intégrées aux marchés d'exportation. La taille des marchés locaux peut aussi influencer sur la taille des usines si les plus grandes régions facilitent l'accès à un plus large bassin de travailleurs et à des plus grands marchés locaux qui permettent la fabrication de produits par des usines plus grandes. Enfin, la taille moyenne des usines peut varier selon le type de branche d'activité dans la région. Pour tenir compte de ces possibilités, nous incluons dans le modèle les variables EXPORT, EMPLOY et les parts des secteurs.

Conformément à nos attentes, nous constatons un lien positif et statistiquement significatif entre l'intensité des exportations et la taille moyenne des usines (voir le tableau 8). Nous constatons aussi un lien positif et statistiquement robuste entre le niveau total de l'emploi dans une région et la taille des usines. Par conséquent, lorsque nous tenons compte des effets de la structure industrielle, il est évident que les régions qui sont plus grandes et plus intégrées à l'économie mondiale en raison de leurs échanges commerciaux ont aussi tendance à avoir des usines de taille supérieure¹⁴.

Tableau 8. Modèles de régression à variables structurelles

Variable	HERF	PLSIZE
	Colonne 1	Colonne 2
EXPORT	0,4532 (0,0001)	0,4217 (0,0001)
EMPLOY	-0,2050 (0,0051)	0,0789 (0,0215)
RESOURCE		-0,1093 (0,2321)
LABOUR		-0,0487 (0,3700)
PROD_DIFF		-0,1001 (0,0194)
SCIENCE		0,0543 (0,1509)
Adj R ²	0,2495	0,2557
N	240	240

Nota : Les paramètres pour chaque modèle sont présentés sous forme de coefficients normalisés (bêta). Les coefficients normalisés mesurent la variation de la valeur de la variable dépendante (exprimée en écarts types) résultant de la variation d'un écart type de la valeur de la variable indépendante. Les valeurs p sont indiquées entre parenthèses sous chaque coefficient et corrigées pour tenir compte de l'hétéroscédasticité à l'aide de l'estimateur de White.

Pris ensemble, les résultats des modèles HERF et PLSIZE révèlent que l'incidence de l'intensité des exportations sur la variance des taux de croissance va dans deux directions opposées. D'une part, les régions dont l'intensité des exportations est plus élevée ont tendance à être plus spécialisées, ce qui a pour effet d'accroître leur volatilité. D'autre part, une plus grande intensité des exportations est associée à des usines de taille plus grande, ce qui a tendance à réduire la volatilité globale. Il reste à déterminer quel est l'effet net de l'intensité des exportations sur la volatilité lorsqu'il est tenu compte de son incidence indirecte.

¹⁴ Nous mesurons l'intensité des exportations au moyen des réponses fournies aux questionnaires détaillés, ce qui laisse supposer que le lien entre l'intensité des exportations et la taille des usines pourrait être attribuable au fait que les usines plus grandes sont les seules qui déclarent des exportations. Toutefois, le lien positif entre l'intensité des exportations et la taille des usines est robuste même si l'on tient compte de l'effet de la proportion des ventes du secteur manufacturier dans une division de recensement calculée d'après des questionnaires détaillés.

Pour vérifier l'importance de l'effet indirect de l'intensité des exportations sur la volatilité, nous avons estimé le modèle transversal présenté au tableau 5 en excluant les variables HERF et PLSIZE. Nous avons pu alors vérifier si une partie de la variance de l'intensité des exportations corrélées aux variables HERF et PLSIZE est aussi corrélée à la volatilité. Les résultats du nouveau modèle (de forme réduite) ne différaient pas qualitativement de ceux présentés au tableau 5. Cela était vrai pour les trois différents échantillons. La principale différence entre les deux modèles était que l'effet négatif de la variable EXPORT sur la volatilité était plus faible. On peut donc conclure que, si des niveaux d'exportation plus élevés peuvent réduire la volatilité, cet effet négatif est en partie annulé par les niveaux de spécialisation plus élevés qui sont aussi associés à une plus grande intensité des exportations.

4.5 Corrélats du changement dans les variables structurelles

Dans la dernière section, nous avons déclaré que les niveaux des exportations et de l'emploi total sont corrélés aux niveaux de spécialisation dans toutes les régions et que les exportations sont corrélées à la taille des usines. Dans la présente section, nous tâchons de déterminer si ces rapports continuent d'exister malgré les changements qui surviennent au fil du temps. Pour ce faire, nous régressons la différence d'ordre 1 des variables HERF et PLSIZE sur la différence d'ordre 1 des variables EXPORT et EMPLOY. Les estimations des paramètres sont présentées au tableau 9. Nous avons appliqué pour nommer les variables la même convention que celle exposée ci-dessus, où les variables précédées du préfixe D_ servent à mesurer la différence dans la valeur moyenne entre deux périodes, soit 1976 à 1986 et 1987 à 1997. Nous avons inclus aussi dans les modèles la valeur des variables dépendantes durant la première période (HERF76 et PLSIZE76), ce qui nous permet de procéder à un test de régression sur la moyenne.

La première colonne du tableau 9 contient les estimations du lien entre les changements sur le plan de l'intensité des exportations, des niveaux d'emploi et de la taille des usines, et le changement sur le plan de la spécialisation entre les deux périodes visées, soit 1976 à 1986 et 1987 à 1997. D'après les résultats des modèles transversaux à variables structurelles présentés au tableau 8, on s'attendrait à ce que tout changement dans l'indice HERF soit associé positivement aux changements sur le plan de l'intensité des exportations et négativement aux changements sur le plan des niveaux d'emploi dans le secteur manufacturier. Les résultats confirment nos attentes pour ce qui est des exportations. En effet, nous constatons un lien positif et fortement significatif entre les changements sur le plan des exportations et une plus grande spécialisation. Par contre, nous ne constatons virtuellement aucune association entre le changement dans la variable D_EMPLOI et la spécialisation.

Enfin, l'estimation du paramètre pour le niveau de spécialisation initial (HERF76) est négative et fortement significative, ce qui témoigne d'une régression sur la moyenne. Ainsi, les régions qui sont spécialisées durant la première période ont tendance à l'être moins durant la deuxième période et vice versa.

La deuxième colonne du tableau 9 présente les estimations des paramètres pour les changements sur le plan de la taille des usines. Les résultats sont conformes à ceux présentés au tableau 8, c'est-à-dire que la taille des usines a augmenté dans les divisions de recensement dont l'intensité des exportations a augmenté. La taille des usines a aussi augmenté en général dans les régions où les niveaux d'emploi dans le secteur manufacturier ont augmenté dans l'ensemble, d'une période à l'autre.

Dans l'ensemble, les modèles présentés au tableau 9 montrent que les changements sur le plan de l'intensité des exportations ont été associés à des changements sur le plan de la structure des économies régionales durant la période étudiée. Essentiellement, nous avons constaté en général une plus grande spécialisation et des usines de plus grande taille des les régions dont l'intensité des exportations augmente que dans celles qui sont moins intégrées aux marchés mondiaux. Ce résultat confirme nos prévisions à l'effet que l'augmentation des échanges devrait avoir pour conséquence des usines de taille plus grande. Dans le contexte du présent document, ces résultats laissent supposer aussi qu'une augmentation de l'intensité des exportations a indirectement un effet modérateur et un effet amplificateur sur la volatilité en raison de son incidence sur la taille des usines et la spécialisation régionale, respectivement.

Nous pouvons estimer l'effet net d'une augmentation de l'intensité des exportations sur le changement sur le plan de la volatilité en éliminant les variables D_HERF et D_PLSIZE du modèle de la volatilité à différence d'ordre 1 présenté à la section 4.3. L'estimation de ce modèle après élimination de ces deux variables ne modifie pas les résultats sur le plan qualitatif. Par conséquent, après avoir tenu compte de l'effet indirect de l'augmentation de l'intensité des exportations sur la structure des économies régionales, il demeure vrai que l'augmentation de l'intensité des exportations a tendance à réduire la volatilité dans les grandes régions et à l'accroître dans les régions manufacturières plus petites.

Tableau 9. Modèles à différence d'ordre 1 des variables HERF et PLSIZE

Variable	D_HERF	D_PLSIZE
	Colonne 1	Colonne 2
Coordonné à l'origine ^a	-0,0024 (0,7861)	-1,0671 (0,8480)
HERF76	-0,3152 (0,0002)	
PLSIZE76		-0,0663 (0,7093)
D_EXPORT	0,1783 (0,0150)	0,2519 (0,0553)
D_EMPLOY	0,0058 (0,6354)	0,0801 (0,0231)
D_RESOURCE		-0,0406 (0,4701)
D_LABOUR		0,0389 (0,5128)
D_PROD_DIFF		-0,0995 (0,0669)
D_SCIENCE		0,0619 (0,1155)
Adj R ²	0,1517	0,0869
N	240	240

^aLes estimations des paramètres pour les coordonnées à l'origine sont présentées dans leur forme naturelle plutôt que normalisée.

Nota : Les paramètres pour chaque modèle sont présentés sous forme de coefficients normalisés (bêta). Les coefficients normalisés mesurent la variation de la valeur de la variable dépendante (exprimée en écarts types) résultant de la variation d'un écart type de la valeur de la variable indépendante. Les valeurs p sont indiquées entre parenthèses sous chaque coefficient et corrigées pour tenir compte de l'hétéroscédasticité à l'aide de l'estimateur de White.

5. Conclusion

Nous avons examiné dans le présent document le lien qui existe entre la volatilité de l'emploi et la diversité de la structure industrielle dans le secteur manufacturier dans les régions urbaines et rurales au Canada.

Nous constatons que la volatilité de l'emploi dans le secteur industriel dans les noyaux centraux des grands centres urbains est beaucoup plus faible que dans les régions rurales. Les premiers sont beaucoup plus diversifiés que les deuxièmes. Par conséquent, à prime abord, la volatilité serait liée à la diversification. Ce résultat est confirmé par une analyse transversale à plusieurs variables fondée sur des données moyennes recueillies à travers quelque 240 divisions de recensement portant sur la période de 20 ans comprise entre 1976 et 1997. Dans ces régressions, on observe une corrélation positive entre la volatilité et la spécialisation, après avoir tenu compte de l'effet d'autres caractéristiques structurelles des divisions de recensement. L'analyse de différence d'ordre 1 révèle le même lien entre la volatilité et la spécialisation. Par conséquent, contrairement à de nombreux autres chercheurs, nous constatons un lien étroit et constant entre le degré de diversification et la stabilité d'une région, les régions plus diversifiées ayant tendance à être aussi plus stables.

La spécialisation n'est pas l'unique facteur structurel lié à la volatilité. Les régions où la croissance est plus rapide sont plus volatiles. Les planificateurs régionaux se trouvent devant un compromis à faire entre la croissance et la stabilité. De façon générale, l'ajout à la composition industrielle d'une région de branches d'activité à forte croissance a pour effet d'accroître la volatilité. Nous constatons aussi que la volatilité est généralement plus faible dans les régions où les usines sont plus grandes.

L'augmentation de l'intensité des exportations a une incidence directe et indirecte sur la volatilité. L'effet direct de l'intensité des exportations a tendance à être négatif, c'est-à-dire que les régions dont l'intensité des exportations est plus élevée ont tendance à être moins volatiles. L'effet indirect de l'intensité des exportations se manifeste sur le plan de la structure des économies régionales. En concordance avec les explications des échanges fondées sur l'avantage concurrentiel et les rendements croissants, les régions dans lesquelles l'intensité des exportations a augmenté ou augmente sont plus spécialisées et leurs usines ont tendance à être de taille plus grande. Par ailleurs, les modèles de la volatilité transversaux et à différence d'ordre 1 laissent supposer que la présence d'usines de taille plus grande est associée à un plus faible niveau de volatilité et que les niveaux plus élevés de spécialisation sont associés à des niveaux plus élevés de volatilité. Par conséquent, l'intégration croissante du Canada aux marchés mondiaux met en jeu des forces qui ont à la fois un effet modérateur et un effet amplificateur sur la volatilité.

Après avoir tenu compte de l'effet direct de l'intensification des exportations sur la volatilité et de son effet indirect par le biais de son incidence sur la taille des usines et sur la diversité, nous avons constaté que l'effet net sur la volatilité est négatif. Les régions qui sont plus intégrées à l'économie mondiale ont tendance à être moins volatiles même si elles aussi ont tendance à être plus spécialisées.

Nous constatons que les régions dont l'intensité des exportations augmente se spécialisent davantage et que la taille de leurs usines augmente. Pourtant, dans l'ensemble, les régions deviennent plus diversifiées et, en moyenne, la taille des usines diminue, ce qui laisse supposer que d'autres changements structurels se produisent dans l'économie qui vont à l'encontre de l'influence de la libéralisation des échanges. Les augmentations de l'intensité des exportations ont eu un effet modérateur sur les vastes déplacements qui ont abouti à une plus grande diversification et à des usines de taille plus petite.

Enfin, nous montrons dans le présent document qu'il faut user de prudence en faisant des généralisations au sujet du lien entre l'évolution des exportations et les changements sur le plan de la volatilité étant donné des différences qui existent entre les petites et les grandes régions. Dans les grandes régions, l'augmentation de l'intensité des exportations a un effet direct à la baisse sur le niveau de volatilité, contrairement aux petites régions où la volatilité augmente. Les déplacements que produit dans l'économie des petites régions l'adoption d'une structure industrielle moins exposée aux bouleversements économiques augmentent en eux-mêmes la volatilité. Par conséquent, nous concluons que les observations au sujet de la diversité et des avantages d'une plus grande libéralisation des échanges ne s'appliquent pas également aux petites et aux grandes régions. La diversification et la libéralisation des échanges peuvent réduire la volatilité dans les régions plus grandes, mais ils n'ont pas le même effet dans les régions plus petites qui, de par leur nature même, ont beaucoup plus de difficulté à s'adapter au changement structurel, même s'il est associé, théoriquement et empiriquement, à une baisse de la volatilité.

En conclusion, nous montrons dans le présent document que les politiques axées sur la diversification des économies régionales devraient aider à les rendre moins vulnérables aux bouleversements économiques. La poursuite concomitante de politiques visant à promouvoir les exportations peut aller à l'encontre de l'objectif de promotion de la diversification, mais ces politiques n'augmentent pas nécessairement la volatilité des économies régionales. En effet, l'augmentation de l'intensité des exportations est généralement associée à une baisse de la volatilité. Toutefois, cela ne veut pas dire qu'il n'y ait pas de prix à payer pour augmenter l'intensité des exportations. Dans le cas des économies manufacturières plus petites et souvent rurales, la restructuration sur le plan économique qui résulte de l'accroissement des échanges a tendance à augmenter la volatilité, du moins à court terme.

Bibliographie

Attaran, M. 1986. Industry diversity and economic performance in U.S. areas. *Annals of Regional Science*. 20: 44-54.

Baldwin, J.R. 1998. Were small firms the engines of growth in the 1980s?" *Small Business Economics* 10 (1998): 349-64.

Baldwin, J.R., D. Beckstead et R. Caves. 2001. *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation*. Documents de recherche N° 179. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R., L. Bian, R. Dupuy et G. Gellatly. 1999. *Taux d'échec des nouvelles entreprises canadiennes : Nouvelles perspectives sur les entrées et les sorties*. N° 61-526 au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R. et W.M. Brown. 2001. *Dynamique du secteur canadien de la fabrication dans les régions métropolitaines et rurales*. Documents de recherche N° 169. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R. et N. Dhaliwal. 2000. *La productivité du travail dans les établissements de fabrication au Canada sous contrôle canadien et étranger*. Documents de recherche N° 118. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R., R. Jarmin et J. Tang. 2002. *L'importance accrue des producteurs plus petits dans le secteur de la fabrication : Comparaison Canada/États-Unis*. Analyse économique, Documents de recherche N° 003. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R. et M. Rafiqzaman. 1994. *Changement structurel dans le secteur canadien de la fabrication (1970-1990)*. Documents de recherche N° 61. Direction des études analytiques. Ottawa: Statistique Canada.

Brown, D.J. et J. Pheasant. 1985. A Sharpe portfolio approach to regional economic analysis. *Journal of Regional Science*. 25(1): 51-63.

Chaundy, D. 2001. « Export Diversity in Atlantic Canada. » Dans *Atlantic Canada's International Trade in a Post-FTA Era*. D. Chaundy (dir.). Halifax : Conseil économique des provinces de l'Atlantique.

Coffey, W.J. 1994. *The Evolution of Canadian Metropolitan Economies*. L'Institut de recherche en politiques publiques (IRPP) : Montréal, Québec.

Conroy, M.E. 1974. Alternative strategies for regional industrial diversification. *Journal of Regional Science*. 14(1): 31-46.

- Conroy, M.E. 1975. *Regional Economic Diversification*. New York: Praeger.
- Davis, D. 1995. Intra-industry trade: A Heckscher-Ohlin-Ricardo approach. *Journal of International Economics*. 39(3-4): 201-26.
- Fujita, M., P. Krugman et A.J. Venebles. 1999. *The Spatial Economy: Cities Regions and International Trade*. MIT Press.
- Glaeser, E.L., H.D. Kallal, J.S. Scheinkman et A. Shleifer. 1992. Growth in cities. *Journal of Political Economy*. 100(6): 1126-1152.
- Grubel, H.G. et P.J. Lloyd. 1975. *Intra-industry Trade: The Theory and Measurement of International Trade in Differentiated Products*. New York: John Wiley and Sons.
- Gu, W. et G. Sawchuk. 2000. *Changing realities: How Canadian provinces are adjusting to a larger more integrated North American market*. Document de travail. Ottawa : Direction générale de la politique micro-économique, Industrie Canada.
- Head, K. et J. Ries. 1999. Rationalization effects of tariff reductions. *Journal of International Economics*. 47(2): 295-230.
- Helpman, E. et P.R. Krugman. 1985. *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and International Economy*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Howes, C. et A.R. Markusen. 1993. Trade, industry and economic development. Dans *Trading Industries, Trading Regions*. H. Nojonen, J. Graham et A.R. Markusen (dir.). New York: The Guilford Press.
- King, L.J. 1984. *Central Place Theory*. Beverly Hills: Sage.
- Kort, J.R. 1981. Regional economic instability and industrial diversification in the U.S. *Land Economics*. 57(Nov): 596-608.
- Krugman, P.R. 1981. Intraindustry specialization and the gains from trade. *Journal of Political Economy*. 89 (5): 959-974.
- Krugman, P.R. 1991. *Geography and Trade*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Krugman, P.R. 1994. *Rethinking International Trade*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Macbean, A.I. et D.T. Nguyen. 1980. Commodity concentration and export earnings instability: A mathematical analysis. *The Economic Journal*. 90: 354-362.
- Malizia, E.E. et S. Ke. 1993. The influence of economic diversity on unemployment and stability. *Journal of Regional Science*. 33: 221-235.

- Marshall, A. 1920. *Principles of Economics*. Londres: Macmillan.
- Ohlin, B. 1933. *Interregional and International Trade*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Porter, M.E. 1998. *Competitive Advantage: Creating and Sustaining Superior Performance*. New York: The Free Press.
- Pred, A. 1966. *The Spatial Dynamics of U.S. Urban-Industrial Growth*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Savoie, D.J. 1992. *Regional Economic Development: Canada's search for Solutions*. Deuxième édition. Toronto: University of Toronto Press.
- Scott, A.J. 1996. Regional motors of the global economy. *Futures*. 27(5): 505-526.
- Storper, M. 1999. The resurgence of regional economics: ten years later. Dans T. Barnes et M. Gertler (dir.). *The New Industrial Geography: Regions, Regulation and Institutions*. Londres: Routledge.
- Schoening, N.C. et L.E. Sweeney. 1989. Applying industrial diversification decision model to small regions. *Review of Regional Studies*. 19: 14-17.
- Schoening, N.C. et L.E. Sweeney. 1992. Proactive industrial development strategies and portfolio analysis. *Review of Regional Studies*. 22: 227-238.
- Siegel, P.B., J. Alwang et T.G. Johnson. 1994. Toward an improved portfolio variance measure of regional economic stability. *The Review of Regional Studies*. 24(1): 71-86.
- Siegel, P.B., J. Alwang et T.G. Johnson. 1995. A structural decomposition of regional economic instability: a conceptual framework. *Journal of Regional Science*. 35(3): 457-470.
- Sharpe, W.F. 1970. *Portfolio Theory and Capital Markets*. New York: McGraw-Hill.
- Sherwood-Call, C. 1990. Assessing regional economic stability: a portfolio approach. *Economic Review of the Federal Reserve Bank of San Francisco*. Hiver: 17-26.
- Smith, E.D. 1990. Economic stability and economic growth in rural communities: Dimensions relevant to local employment creation strategy. *Growth and Change*. 21(4): 3-18.
- Statistique Canada. 2001. Cansim, matrice 3685 : Exportations de marchandises sur la base de la balance des paiements, par 64 groupes principaux et par 6 marchés principaux, dérivés de la nomenclature standard des biens, en millions de dollars. Ottawa : Statistique Canada.
- Wagner, J.E. et S.C. Deller. 1998. Measuring the effects of economic diversity on growth and stability. *Land Economics*. 74(4): 541-56.