



N° 11F0027MIF au catalogue — N° 030

ISSN: 1703-0412

ISBN: 0-662-79355-2

Document de recherche

Série de documents de recherche sur l'analyse économique (AE)

Rentabilité des entreprises sous contrôle canadien par rapport aux entreprises sous contrôle américain

par Paul Warren

Division de l'analyse micro-économique
18^e étage, immeuble R.-H. Coats, Ottawa, K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



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



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Rentabilité des entreprises sous contrôle canadien par rapport aux entreprises sous contrôle américain

par

Paul Warren

11F0027MIF N° 030

ISSN : 1703-0412

ISBN : 0-662-79355-2

Division de l'analyse microéconomique
18^e étage, immeuble R.-H.Coats
Statistique Canada
Ottawa, ON K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements:

Service national de renseignements: 1 800 263-1136

Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Mars 2005

Ce document reflète les opinions de l'auteur uniquement et non celles de Statistique Canada.

Je tiens à remercier John Baldwin, Tarek Harchaoui et les autres membres du personnel de la Division de l'analyse microéconomique; Danielle Lafontaine-Sorgo, Diane Thibault et Jean-Pierre Simard de la Division de l'organisation et des finances de l'industrie et Danielle Lalande et Patricia Whitridge de la Division des méthodes d'enquête auprès des entreprises pour leur contribution et leur concours à la réalisation de ce projet.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2005

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Also available in English

Table des matières

Résumé	4
Sommaire	5
1. Introduction	7
2. Plan du document	10
3. Différences entre la rentabilité des entreprises sous contrôle national et de celles sous contrôle étranger	12
4. Cadre théorique.....	15
5. Revue des ouvrages publiés	18
6. Données	20
7. Approche économétrique	24
8. Résultats.....	25
9. Conclusion.....	31
Annexe A.....	34
Bibliographie.....	36

Résumé

Dans le présent document, nous examinons la courbe de rentabilité des grandes entreprises résidant au Canada durant la période de 1990 à 1998. Notre examen porte d'abord sur les différences entre la rentabilité des entreprises sous contrôle canadien et celle des entreprises sous contrôle américain et nous tâchons de cerner les différences éventuelles entre les *tendances* du point de vue de la rentabilité selon le pays de contrôle au cours du cycle économique durant les années 90. Nous utilisons des données microéconomiques sur la rentabilité des grandes entreprises non intégrées pour examiner le rôle joué par la part de marché dans la détermination de la rentabilité des entreprises dans chaque groupe et la mesure dans laquelle les bénéfices qui s'écartent de la moyenne sont ramenés rapidement ou lentement à leurs valeurs d'équilibre de long terme. Ces deux aspects du comportement relatif au bénéfice sont liés à la nature de la concurrence sur les marchés desservis par les entreprises. Enfin, nous examinons le rôle joué par la variation du taux de change Canada-É.-U. dans la détermination de la rentabilité afin de déterminer dans quelle mesure chaque groupe rajuste ses prix à l'étranger en fonction de cette variation de manière à influencer sur les bénéfices déclarés au Canada.

Mots clés: rentabilité, entreprises sous contrôle américain, entreprises sous contrôle canadien, données de panel, MMG

Sommaire

Le présent document porte sur les différences du point de vue de la rentabilité entre les entreprises sous contrôle américain qui ont des activités au Canada et leurs homologues sous contrôle canadien. Une somme considérable d'ouvrages spécialisés montrent que de telles différences existent. Les recherches font ressortir que les établissements sous contrôle étranger au Canada ont affiché une productivité du travail plus grande et ont eu tendance à adopter de nouvelles technologies de pointe plus tôt et plus rapidement que leurs homologues sous contrôle canadien durant les années 90.

Contrairement à ces études antérieures, toutefois, le présent document met l'accent sur le « résultat net », c'est-à-dire qu'il vise à déterminer si le rendement supérieur dans des domaines comme la productivité se traduit par un rendement supérieur du point de vue des *bénéfices*.

À partir de données micro-économiques concernant plus de 2 000 grandes entreprises non intégrées, la rentabilité comparative est modélisée de deux façons différentes.

L'un des cadres de modélisation vise à déterminer si les entreprises sous contrôle canadien et les entreprises sous contrôle étranger ont affiché des tendances différentes du point de vue de la rentabilité au cours du cycle commercial des années 90. Dans ce modèle, nous tenons compte de l'influence jouée par le pouvoir sur le marché, ainsi que du rôle de la rentabilité retardée (c.-à-d. la rentabilité de la période précédente), du point de vue de la détermination de la rentabilité pour la période en cours.

Selon les marges prix-coût, qui constituent la mesure de la « rentabilité » dans ce modèle, il existe peu de preuves d'une divergence significative dans la rentabilité des entreprises canadiennes et des entreprises américaines au cours de cette période. Les marges prix-coût des entreprises canadiennes ont augmenté d'environ 1,3 % au cours de la période, comparativement à une hausse de 0,4 % pour leurs homologues sous contrôle américain. Si nous utilisons une autre mesure de la rentabilité, à savoir le rendement du capital utilisé, on note une divergence légèrement plus grande; les rendements augmentent de 1,6 point pour les entreprises sous contrôle américain, mais diminuent de 1,9 point pour les entreprises sous contrôle canadien.

Outre le rôle qu'elle joue comme « variable de contrôle », la rentabilité retardée est importante dans notre modèle, étant donné l'importance accordée par certains auteurs au degré de persistance des bénéfices, comme indicateur de la mesure dans laquelle les entreprises sont forcées de réagir aux pressions concurrentielles sur les marchés où elles ont des activités. Si nous considérons la mesure de la rentabilité fondée sur la marge prix-coût, le degré de persistance dans les bénéfices est similaire, peu importe la nature de l'appartenance. Par contre, il existe des preuves que le rendement retardé du capital constitue un déterminant plus important du rendement courant pour les entreprises canadiennes que pour les entreprises américaines, ce qui laisse supposer que les premières sont peut-être moins susceptibles d'être forcées de réagir aux pressions concurrentielles que leurs homologues américaines.

Cette hypothèse est appuyée par le fait que la part de marché semble jouer un rôle plus grand du point de vue de la détermination de la rentabilité des entreprises canadiennes, peu importe la mesure de la rentabilité utilisée.

Un deuxième cadre de modélisation, qui est présenté dans le document, est axé sur les rôles que jouent la demande globale et le taux de change (outre la part de marché et de la rentabilité retardée), du point de vue de la détermination de la rentabilité.

Encore une fois, la rentabilité est définie de deux façons différentes à l'intérieur de ce cadre. Lorsque l'on utilise les marges prix-coût, la part de marché et le taux de change semblent jouer un rôle plus important pour les entreprises sous contrôle canadien que pour celles sous contrôle américain; par contre, la situation de la demande globale (mesurée par la croissance du PIB) est plus importante pour les entreprises sous contrôle américain.

Lorsque l'on utilise le rendement du capital utilisé, la part de marché constitue encore une fois un déterminant plus important de la rentabilité (mesurée de cette façon) pour les entreprises sous contrôle canadien que pour les entreprises sous contrôle américain, tout comme, dans ce cas, la croissance du PIB. Le taux de change est important à la fois pour les entreprises sous contrôle canadien et pour celles sous contrôle américain; une dépréciation du dollar canadien augmente la rentabilité à peu près dans la même mesure, peu importe la nature d'appartenance de l'entreprise.

1. Introduction

L'un des faits saillants qui se dégagent de la littérature sur les multinationales est que les sociétés appartenant à des intérêts étrangers ont généralement un meilleur rendement que les entreprises nationales. De nombreux ouvrages montrent que les sociétés affiliées des multinationales en général ont une plus forte productivité, paient des salaires plus élevés et sont plus rentables que leurs homologues indigènes.

Conyon et coll. (2002)

Malgré de tels témoignages enthousiastes, le Canada a depuis longtemps une attitude ambivalente à l'égard de l'appartenance de sociétés résidant au Canada à des intérêts étrangers.

Les arguments *contre* l'appartenance à des intérêts étrangers ont été fondés sur l'efficacité économique¹ ainsi que sur la probabilité de conséquences peu souhaitables pour la souveraineté *politique* du Canada du contrôle d'actifs par des intérêts à l'extérieur du Canada, particulièrement par des sociétés aux États-Unis.

Dans une entrevue accordée en 1967, Walter Gordon, alors président d'un comité du Cabinet chargé de faire enquête sur les effets de la propriété étrangère sur l'économie canadienne, a déclaré ceci :

Déjà, à mon avis, nous avons cédé une trop grande part de propriété et de contrôle de nos ressources naturelles et de nos industries clés à des propriétaires étrangers, notamment ceux aux États-Unis... Or, qui dit contrôle économique dit forcément contrôle politique.

Levitt (1970), p. 2

Toutes considérations politiques mises à part, les études économiques des multinationales ont porté surtout sur les raisons pour lesquelles les entreprises élargissent leurs frontières et investissent à l'étranger, devenant ainsi des entreprises qui non seulement participent à des échanges commerciaux avec divers pays mais mènent des activités de production dans divers pays. Prenant appui sur les théories des coûts de transaction, Caves (1971) postule que ces entreprises surmontent les problèmes liés aux transactions qui ne s'effectuent pas dans des conditions d'indépendance avec lesquels sont aux prises les entreprises qui possèdent des actifs incorporels difficiles à transférer sur les marchés, ce qui se traduit par une amélioration de la façon dont les transactions internationales s'effectuent.

1. Au début des années 60, Stephen Hymer, économiste à l'Université Yale, a soutenu que la plus grande partie de l'IDE intérieur du Canada était attribuable à un petit nombre d'entreprises menant des activités dans des industries que l'économiste qualifie d'oligopolistiques... si la propriété étrangère est un phénomène lié à la grande entreprise ou à la fiducie, alors la politique à l'égard de la propriété étrangère devrait viser à la fois à assurer la compétitivité des entreprises et à réglementer les fiducies. (Watkins, dans Levitt (1970), p. XV).

Les capacités d'innovation et d'application de technologies de pointe figurent parmi les principaux éléments d'actif qui sont difficiles à transférer sur les marchés sans lien de dépendance². Cette théorie laisse supposer que les multinationales prendront de l'expansion dans des domaines où les transferts de technologie sont importants et qu'elles faciliteront le transfert de nouvelles technologies d'un pays à l'autre. Il n'est donc pas étonnant de constater que de nombreux ouvrages publiés portent sur la mesure dans laquelle les établissements des multinationales utilisent des technologies différentes de celles qu'utilisent les entreprises nationales. Selon les données recueillies au Canada (Baldwin, Rama et Sabourin, 1999), les établissements sous contrôle étranger dans le secteur de la fabrication ont adopté de nouvelles technologies de pointe plus tôt et plus rapidement que leurs homologues nationaux durant les années 90. On fait état de résultats semblables dans le secteur du traitement des aliments (Baldwin, Sabourin et West, 1999). Dans le même ordre d'idées, Baldwin et Hanel (2003, ch. 10) concluent que les entreprises étrangères sont plus susceptibles d'innover que les entreprises nationales.

Un certain nombre de chercheurs examinent en plus grand détail les différences sur le plan de la technologie en se penchant sur les différences en matière de productivité du travail entre les établissements nationaux et étrangers (voir Dunning, 1993, p. 424). Tous ces chercheurs constatent des différences importantes entre la productivité des établissements étrangers (principalement des multinationales américaines) et celles des établissements nationaux. Selon les études effectuées au Canada, un plus haut degré de propriété étrangère entraînerait une plus forte productivité du travail au niveau de l'industrie (Saunders, 1980). Dans leurs premiers travaux, des auteurs comme Safarian (1969), Raynauld (1972) et Covari et Wisner (1991) ont montré que les niveaux de productivité moyens des sociétés étrangères affiliées sont plus élevés que ceux des entreprises sous contrôle canadien. Dans les industries du secteur de la fabrication au Canada, le niveau de productivité du travail des établissements étrangers est plus élevé que celui des établissements nationaux et cet écart s'est encore accentué dernièrement (Baldwin et Dhaliwahi, 2001). Une partie de l'écart sur le plan de la productivité du travail peut être attribuable à une plus forte intensité du capital (Globerman, Ries et Vertinsky, 1994), ce qui laisse supposer que l'une des capacités supérieures des multinationales est leur aptitude à maîtriser des processus plus capitalistiques. Plus récemment, Baldwin et Gu (2003) signalent que le processus de roulement (la fermeture d'anciens établissements et l'ouverture de nouveaux établissements) dans le segment sous contrôle étranger contribue davantage à la croissance de la productivité que le roulement dans le secteur national. De nombreuses études indiquent que, outre leur productivité supérieure, les entreprises « étrangères » se montrent disposées à payer des salaires plus élevés, à mener plus d'activités de R-D et à offrir davantage de formation³.

Il importe de reconnaître au départ que, si nous nous intéressons aux hypothèses concernant l'effet du contrôle étranger par rapport au contrôle national sur le rendement dans un contexte *canadien*, les hypothèses formulées dans les études publiées ont tendance à porter sur une question un peu plus générale que celle de savoir si le contrôle spécifiquement *canadien* est une « mauvaise » chose chaque fois qu'il se produit et où qu'il se produise.

2. D'autres sont les actifs de marque et les compétences gestionnelles.

3. Par exemple, Conyon, Girma, Thompson et Wright (2002) concluent que les entreprises sous contrôle étranger au R.-U. offrent aux employés équivalents une rémunération de 3,4 % supérieure à celle qu'offrent les entreprises nationales.

Des hypothèses concernant le rendement relatif des entités « étrangères » et « nationales » ont également été émises et vérifiées dans des contextes où « national » voulait dire « américain » ou « britannique » ou se rapportait à une autre économie. Examinant une étude de Doms et Jensen (1998) du rendement des entreprises « nationales » (américaines) par rapport à celui des entreprises « étrangères » (non américaines), Head souligne que les différences sur le plan du rendement (salaires et productivité) qui subsistent *après* que l'on ait tenu compte des différences entre les attributs des établissements

ne semblent pas être attribuables au caractère « étranger » [de ces établissements]; il semble plutôt que les établissements appartenant à des multinationales offrent une rémunération plus élevée et ont une productivité plus élevée.

Head, p. 256, dans Baldwin, Lipsey et Richardson (1998)

Confirmant cette conclusion, Baldwin et Hanel (2003) signalent que, s'ils ont constaté une différence entre le pourcentage d'entreprises étrangères et le pourcentage d'entreprises nationales qui ont innové, ils n'en ont constaté aucune entre les multinationales étrangères et les multinationales nationales. C'est d'ailleurs le résultat prévu selon la théorie des transactions des multinationales. Les sociétés multinationales, tant étrangères que nationales, devraient posséder des actifs incorporels qui ont contribué à leur décision initiale de devenir des multinationales.

Même si les preuves recueillies sur l'utilisation relative de technologie et la productivité relative du travail sont donc convaincantes, bon nombre d'auteurs ont signalé les problèmes éventuels associés à la présence de multinationales et qui peuvent faire contrepoids. De nombreux ouvrages publiés portent sur la mesure dans laquelle les multinationales peuvent utiliser des prix de transfert artificiels pour transférer les impôts d'un secteur de compétence à l'autre de manière à réduire le fardeau fiscal⁴. Les prix de transfert non seulement faussent les programmes fiscaux nationaux, mais entraînent des erreurs de mesure du PIB et de la productivité.

La deuxième question pertinente ici est celle de la mesure dans laquelle les multinationales influent sur la structure du marché et la concurrence sur le marché dans le pays hôte. Il faut s'attendre à trouver une relation entre la concentration du marché et l'investissement étranger, puisque tous deux sont attribuables à des facteurs similaires. Selon au moins une théorie, les oligopoles peu structurés qui existent sur les marchés des États-Unis peuvent exporter leur structure aux marchés étrangers au moyen de l'investissement étranger (voir Caves, p. 98 à 100). Quel que soit son effet sur la structure, la question qui nous intéresse est celle de l'incidence de la présence de multinationales sur le rendement des entreprises. La présence d'une entreprise dominante qui est étrangère facilite-t-elle l'adoption d'un comportement moins concurrentiel?

Des questions de recherche connexes portent sur la question de savoir si la présence d'entreprises étrangères influe sur d'autres aspects du rendement sur le marché. La mesure dans laquelle les entreprises réagissent aux conditions du marché national a un effet sur l'importance des cycles macroéconomiques. Comme elles sont davantage en mesure de faire de l'arbitrage sur les marchés financiers d'un pays à l'autre, les entreprises étrangères peuvent être moins touchées par les problèmes de liquidités qui sont associés étroitement aux récessions. L'investissement dans

4. Voir Caves (1982, ch. 8) et Dunning (1992, ch. 18).

les entreprises étrangères peut alors être moins sensible aux fluctuations. De même, les bénéficiaires des entreprises étrangères peuvent être moins sensibles aux conditions locales si les entreprises étrangères mènent des activités plus diversifiées sur les marchés internationaux dont les cycles ne sont pas corrélés parfaitement.

2. Plan du document

Dans le présent document, nous examinons un certain nombre de ces questions en nous penchant sur les différences sur le plan de la rentabilité des entreprises sous contrôle étranger et celles sous contrôle national qui mènent des activités au Canada. La période à l'étude est celle des années 90, durant laquelle les taux d'impôt des sociétés au Canada étaient supérieurs à ceux aux États-Unis (Mintz, 2002)⁵. Comme l'ont fait remarquer plusieurs chercheurs, l'incitation à transférer des bénéficiaires à l'extérieur du Canada explique peut-être les prix de transfert utilisés pour les transferts entre sociétés affiliées de multinationales de plus en plus irréalistes observés durant cette période. Nous examinons cette question en tâchant de déterminer s'il existe des preuves que les entreprises multinationales qui menaient des activités au Canada durant cette période étaient moins rentables que les entreprises nationales ou si la variation de leur rentabilité laisse supposer que des bénéficiaires de plus en plus importants étaient transférés à l'extérieur du pays.

En examinant la question de savoir si les entreprises sous contrôle étranger ont affiché un rendement (de plus en plus) supérieur relativement à leurs homologues canadiens, nous tâchons de tenir compte de l'effet d'un certain nombre de facteurs dont on pourrait croire, *a priori*, qu'ils ont un effet sur la rentabilité. Ce faisant, nous abordons un certain nombre de questions importantes en elles-mêmes. Plus précisément, nous modélisons la rentabilité de diverses entreprises en fonction de la nationalité et nous examinons l'effet de plusieurs facteurs supplémentaires, dont :

- leur part de marché
- la croissance du PIB
- le taux de change Canada-É.-U.

Nous examinons l'effet de la structure du marché en tâchant de déterminer s'il y a un lien entre la part de marché de l'entreprise et les bénéficiaires des différentes entreprises. Un nombre considérable d'ouvrages postulent un rôle pour la part de marché dans la détermination des marges bénéficiaires, particulièrement dans le contexte d'un modèle d'oligopole de produits homogènes⁶. Selon ces ouvrages, la marge bénéficiaire d'une entreprise sera associée positivement à la part du marché de l'entreprise. Nous examinons cette hypothèse dans le présent document en incluant une mesure de la part de marché dans une spécification économétrique destinée à « expliquer » les bénéficiaires. Si les entreprises sous contrôle étranger sont en mesure d'exploiter leur position dominante plus que les entreprises nationales, nous nous attendrions à ce que le coefficient de la part de marché soit plus important pour les entreprises sous contrôle étranger que pour celles sous contrôle national.

5. Voir également McKenzie et Thompson (1997).

6. Voir Clarke et Davies (1982).

Les régressions présentées ici par la suite portent également sur la question de la « persistance de la rentabilité », une question qui a été étudiée par Mueller (1990) et d'autres chercheurs. Ces ouvrages visent à déterminer la rapidité avec laquelle les bénéfices se rapprochent d'une moyenne à long terme lorsqu'ils sont perturbés à partir de ce point par des variations brusques de la demande ou de l'offre⁷. Cette question est considérée comme importante par les auteurs pour lesquels pareille persistance est la preuve que (certaines) entreprises ne sont peut-être pas appelées à faire face au type de concurrence rigoureuse qui aurait tendance à ramener rapidement les taux de rentabilité supérieurs à la moyenne à l'échelle de l'économie (ou de l'industrie). On peut considérer que la taille des coefficients estimatifs des variables de rentabilité décalée dans les équations de régression des bénéfices indique le degré de « persistance des bénéfices » affiché par les sous-échantillons étudiés. La plus longue « persistance » de la rentabilité chez les entreprises étrangères laisse supposer de plus faibles pressions sur le plan de la concurrence dans ce segment.

Nous tâchons de déterminer également l'effet du taux de change sur la rentabilité. Cette question découle des modèles d'« établissement du prix en fonction du marché » qu'on trouve dans les ouvrages publiés sur les échanges et les études économiques internationales depuis le début des années 90. Ces modèles prédisent une relation entre la variation des taux de change et la variation des marges sur coût d'achat des exportateurs, qui dépend de la forme de la courbe de la demande à laquelle sont confrontés les exportateurs sur les marchés étrangers. Nous examinons cette question dans le présent document au moyen de l'inclusion d'une mesure du taux de change Canada-É.-U. dans les équations sur la rentabilité pertinentes.

En troisième lieu, nous examinons le comportement de la rentabilité au cours du cycle économique. Selon les modèles d'oligopole fondés sur la théorie du jeu étudiés par Green et Porter (1984) ainsi que par Rotemberg et Saloner (1986), la coordination oligopolistique peut varier au cours du cycle économique. Nous examinons la mesure dans laquelle les données correspondent aux prévisions concurrentes de ces modèles après inclusion d'une variable de croissance du PIB.

En examinant chacune de ces trois questions, nous tenons compte de la possibilité qu'il existe des différences entre les entreprises sous contrôle canadien et celles sous contrôle américain⁸. Ces différences pourraient tenir à une foule de raisons, comme différents degrés de vocation d'exportation ou différentes préférences des actionnaires sur les profils chronologiques possibles pour les bénéfices, entre autres.

En plus d'examiner les questions « structurelles » exposées ci-dessus, nous présentons ici les résultats d'un modèle conçu pour porter plus particulièrement sur les propriétés chronologiques de l'ensemble de données et surtout sur la question de savoir si les tendances sur le plan de la rentabilité diffèrent au cours de la période étudiée selon le pays de contrôle.

7. Pour une discussion des résultats pour le secteur de la fabrication, voir Baldwin (1995, ch. 13).

8. La section 6 du présent document comprend une discussion de ce qui constitue une entreprise « sous contrôle canadien (américain) ».

Bien qu'il soit difficile d'en arriver à une réponse définitive à cette question (de faire la distinction entre la « tendance » et le « cycle ») à partir de données portant sur neuf ans seulement, nous poursuivons notre étude de cette question en estimant une paire de modèles de rentabilité selon le pays de contrôle. Chaque modèle comprend un ensemble de variables nominales trimestrielles pour rendre compte de tout effet « fixe » particulier au pays et à la période qui subsiste dans les données après correction pour tenir compte de l'effet des facteurs qui influent peut-être le plus sur la rentabilité, soit la rentabilité décalée et la part de marché.

Les données utilisées aux fins de la présente étude proviennent d'un fichier d'impôt administratif tenu par Statistique Canada qui comprend une vaste gamme de données financières sur les entreprises résidant au Canada au cours de la période de 1988 à 1998. Ces données sont tirées d'une enquête trimestrielle ainsi que des données administratives et sont utilisées pour produire les statistiques financières annuelles agrégées du secteur des entreprises.

Le présent document porte plus particulièrement sur les *grandes* entreprises *non* intégrées, et dont les données présentent une certaine continuité (en ce sens qu'elles figurent dans l'ensemble de données pendant au moins sept années consécutives ou adjacentes). Cela est nécessaire pour nous permettre d'assurer le suivi de la variation au fil du temps de la rentabilité des entités continues. Nous expliquons le sens de chacun de ces qualificatifs ci-dessous.

Le reste du document est organisé comme suit. La section 3 comprend une « analyse des données provisoires », soit une description de certaines des caractéristiques chronologiques des données. À la section 4, nous exposons les modèles théoriques de la rentabilité qui sont pertinents à notre étude empirique. À la section 5, nous présentons de façon sommaire les résultats d'études antérieures sur la rentabilité et à la section 6, nous décrivons les données utilisées aux fins de la présente étude. À la section 7, nous examinons l'approche économétrique utilisée aux fins d'estimation et à la section 8, nous présentons les résultats. Enfin, à la section 9, nous présentons nos conclusions.

3. Différences entre la rentabilité des entreprises sous contrôle national et de celles sous contrôle étranger

Avant de procéder à la modélisation des différences entre les entreprises sous contrôle étranger et celles sous contrôle national, il est utile d'examiner la rentabilité au sein de chaque population. À cette fin, nous calculons le rendement moyen du capital utilisé pour chaque groupe et nous le traçons à la figure 1.

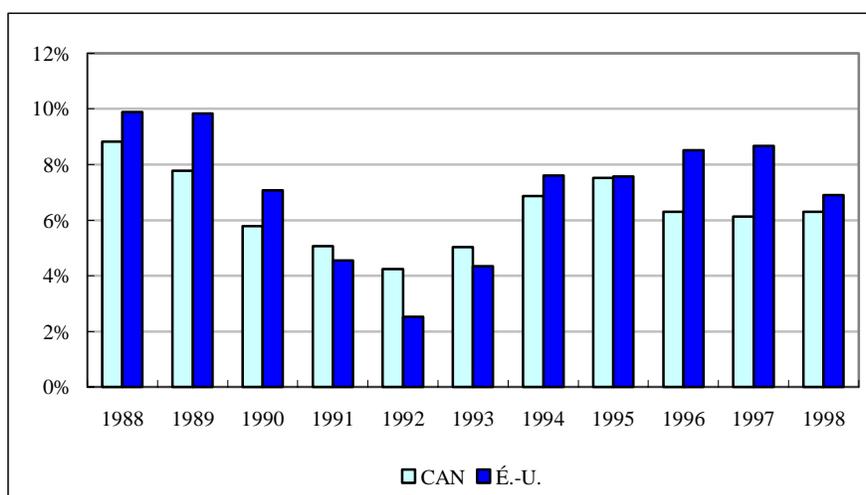
Nous utilisons comme mesure de « rentabilité » le *rendement du capital employé*. Ce ratio indique l'efficacité avec laquelle la direction a employé l'actif à sa disposition, en calculant le taux de rendement du capital total fourni par les propriétaires et les prêteurs (c.-à-d. les créanciers). Nous calculons le bénéfice avant de prendre en compte les frais d'intérêt après impôts (paiements aux prêteurs) et les dividendes (paiements aux propriétaires). Le ratio indique combien de cents rapporte chaque dollar de capital investi. Formellement, nous pouvons écrire :

Rendement du capital
employé =

$$\frac{\text{bénéfices nets + frais d'intérêts après impôt}}{\text{prêts à court terme + prêts à long terme et dette + capitaux propres}}$$

Nous calculons le ratio agrégé pour chaque groupe en additionnant d'abord les valeurs du numérateur du ratio pour toutes les observations dans une catégorie donnée, puis en additionnant les valeurs du dénominateur du ratio pour toutes les observations dans une catégorie donnée, et en divisant ensuite le premier par le deuxième⁹. C'est l'approche adoptée dans le document de la Division de l'organisation et finances de l'industrie (DOFI) intitulé *Statistiques financières et fiscales des entreprises*.

Figure 1. Rendement annuel du capital employé, grandes entreprises non-financières



La figure 1 laisse supposer une divergence entre les taux de rendement du capital des grandes entreprises sous contrôle canadien et de celles sous contrôle américain tout au long de la décennie. Les entreprises sous contrôle américain sont de façon générale plus rentables que celles sous contrôle canadien, sauf au cours d'une brève période durant la récession qui a sévi au début des années 90. La figure 1 ne tient pas compte de l'effet de la taille, de sorte que ce résultat peut refléter la différence entre les tailles relatives des entreprises sous contrôle canadien et de celles sous contrôle américain ainsi que la rentabilité généralement supérieure des grandes entreprises. Dans le cadre de cet exercice exploratoire, nous exécutons ensuite une régression pour tâcher de tenir compte de l'effet de la taille en utilisant la part de marché. Le tableau 1 montre les résultats de cette régression utilisant les données mesurées par niveau (par opposition à la forme de différence première utilisée plus loin dans la présente étude). Nous exécutons la régression sur les données canadiennes et américaines *regroupées* en utilisant le « rendement du capital employé » comme mesure de la « rentabilité », tel que décrit ci-dessus.

9. Pour obtenir le ratio d'une année donnée, les observations sont attribuées à l'année civile au cours de laquelle la période fiscale à laquelle l'observation s'applique prend fin.

Tableau 1. Résultats des régressions par les MCO (niveaux)
sur les données regroupées canadiennes/américaines

Variable	Rendement du capital employé	
	Coef.	E.-T.
Part de marché	,052	,016
Sous contrôle américain	,020	,002
1990 q1	,076	,007
1990 q2	,069	,008
1990 q3	,057	,007
1990 q4	,068	,003
1991 q1	,062	,006
1991 q2	,059	,007
1991 q3	,045	,006
1991 q4	,051	,003
1992 q1	,051	,006
1992 q2	,051	,007
1992 q3	,044	,006
1992 q4	,045	,003
1993 q1	,057	,006
1993 q2	,048	,007
1993 q3	,049	,006
1993 q4	,049	,003
1994 q1	,063	,006
1994 q2	,076	,007
1994 q3	,067	,006
1994 q4	,061	,003
1995 q1	,064	,006
1995 q2	,059	,007
1995 q3	,063	,006
1995 q4	,059	,003
1996 q1	,051	,006
1996 q2	,053	,007
1996 q3	,065	,006
1996 q4	,063	,003
1997 q1	,064	,006
1997 q2	,066	,007
1997 q3	,065	,006
1997 q4	,066	,003
1998 q1	,060	,007
1998 q2	,072	,008
1998 q3	,069	,007

Le léger avantage des entreprises sous contrôle américain en termes de rendement du capital employé persiste lorsque nous tenons compte de l'effet de la taille.

Nous procédons maintenant à la modélisation des bénéfices des diverses entreprises dans les deux groupes durant la décennie.

4. Cadre théorique

On peut examiner les questions de rentabilité de différentes façons et les études varient beaucoup quant aux définitions utilisées, aux questions abordées et aux méthodes appliquées.

En ce qui a trait aux questions abordées, un grand nombre d'études visent principalement à examiner la « persistance de la rentabilité », une approche associée à Mueller (1990). Les modèles associés à cette approche tendent à être fort simples — il s'agit habituellement juste d'autorégressions du premier ordre¹⁰.

D'autres études portent sur les questions de rentabilité au cours du cycle économique et utilisent des modèles structurels plus riches qui tiennent compte de facteurs autres que la seule productivité décalée. Ces études sont habituellement fondées sur la mesure de la « rentabilité » selon la marge prix-coût. Dans ce cadre, plusieurs approches sont possibles, comme le signalent Galeotti et Schiantarelli (1998) :

Suivant l'approche traditionnelle de l'organisation industrielle, les auteurs d'un certain nombre d'études calculent simplement les marges prix-coût en se fondant sur l'hypothèse selon laquelle les coûts variables marginaux et moyens sont égaux pour l'entreprise... tandis que d'autres chercheurs, suivant une approche théorique de la production, estiment les conditions optimales de la demande de facteurs de production...

Dans la présente étude, notre analyse initiale est fondée sur l'examen de l'effet de la structure du marché sur les marges prix-coût. Plus précisément, on peut considérer que le modèle théorique sous-jacent correspond — assez généralement toutefois — au cadre théorique de l'oligopole de produits homogènes élaboré par Cowling et Waterson (1976).

Nous procédons à notre estimation en nous fondant sur l'hypothèse selon laquelle les données sont produites par les entreprises dans des conditions d'équilibre de long terme. En outre, cette approche suppose que les points de données sont produits par les entreprises dont la technologie de production est telle que les coûts moyens et les coûts marginaux coïncident. Essentiellement, l'approche fait abstraction de tous facteurs coût à l'état de déséquilibre (rendements d'échelle et fixités) qui pourraient créer un « écart » entre le coût marginal et le prix du marché.

Plus précisément, supposons que les coûts marginaux sont constants pour chaque entreprise mais qu'ils varient d'une entreprise à l'autre. La $i^{\text{ème}}$ entreprise fixe la production X_i de manière à maximiser les bénéfices $\Pi_i = pX_i - c_iX_i$ où p est le prix et c_i est le coût marginal. En notant que le prix dépend de la production totale de l'industrie ($p = p(\sum_{i=1}^N x_i)$), la condition d'équilibre pour la $i^{\text{ème}}$ entreprise est donnée par

10. Les exemples de cette approche comprennent Geroski et Jacquemin (1988) et, pour le Canada, Khemani et Shapiro (1990).

$$p \left\{ 1 - \frac{1}{\varepsilon} \frac{X_i}{X} (1 + \lambda_i) \right\} = c_i \quad (1)$$

où λ_i est un terme de variation de la conjoncture (exprimant les changements au niveau de la production auxquels l'entreprise i s'attendrait de ses rivales à la suite de la modification de la production) et ε est l'élasticité-prix de la demande dans l'industrie¹¹.

Machin et van Reenen (1993) expriment l'équation (1.1) en termes de la marge bénéficiaire $\left(\frac{\Pi}{S}\right)$ pour la $i^{\text{ème}}$ entreprise qui maximise ses bénéfices comme suit :

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_i = MS_i(1 + \lambda_i) / \varepsilon \quad (2)$$

où MS_i est la part de marché (c.-à-d. X_i/X).

Ils obtiennent ensuite une spécification estimable en modifiant la méthode de Clarke et Davies (1982) de modélisation du terme de conjoncture comme $\lambda_i = \alpha_i(1 - MS_i) / MS_i$ pour permettre aux grandes entreprises d'avoir des conjonctures plus larges. Ils en arrivent à une formule des conjonctures de $\lambda_i = \alpha_{1i}(1 - MS_i) / MS_i + \alpha_{2i}(1 / MS_i)$, qui leur permet d'établir une équation pour les marges bénéficiaires données par

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_i = [(1 - MS_i)\alpha_{1i} + \alpha_{2i} + MS_i] / \varepsilon \quad (3)$$

puis de modéliser les coefficients α comme fonctions de variables industrielles, y compris la concentration et le pouvoir syndical, qui varient en fonction du temps.

On peut considérer la spécification estimée dans le présent document comme étant faite à partir d'un modèle comme celui exposé dans les équations (1) à (3). Toutefois, comme d'autres auteurs, nous modifions cette spécification par l'ajout de variables conçues pour saisir des effets possibles sur la rentabilité autres que ceux à l'équation (3).

11. Nous devrions signaler que Clarke et Davies généralisent ce cadre en supposant qu'un paramètre α (qu'ils supposent être identique pour toutes les entreprises) représente le degré de collusion implicite inhérente au marché, et écrivent $p \left\{ 1 - \frac{1}{\eta} \left(\frac{X_i}{X} - \alpha \frac{X_i}{X} + \alpha \right) \right\} = c_i$ (voir Clarke et Davies, p. 279). Ils signalent ensuite qu'on pourrait utiliser cette équation pour examiner les explications de la relation concentration/rentabilité fondées sur l'« efficacité différentielle » par rapport à l'« abus de la position dominante sur le marché ». Plus précisément, on pourrait décomposer la rentabilité en deux composantes, l'une résultant de l'« abus » et l'autre des « différences sur le plan de l'efficacité », en estimant l'équation ci-dessus à partir des données au niveau de l'entreprise sur les parts de marché et les marges sur coût d'achat dans chaque industrie. Pour plus de détails, voir Clarke et Davies, p. 284.

Les travaux récents sur les marges prix-coût (ou, de façon équivalente, les marges bénéfice-coût) ont porté tout particulièrement sur l'effet des variations brusques de la demande agrégée sur la rentabilité au niveau de l'entreprise. Il s'agit d'une question intéressante étant donné les prévisions opposées produites par les modèles fondés sur la théorie du jeu élaborés par Green et Porter (1984) et Rotemberg et Saloner (1986).

Le modèle de Green et Porter se fonde sur l'hypothèse selon laquelle les entreprises oligopolistiques ne peuvent observer immédiatement les décisions en matière de production et les bénéfices d'autres entreprises, et donc ne peuvent déterminer si le rétrécissement des marges en période de récession est attribuable à de fortes variations négatives de la demande ou aux mesures prises par les entreprises rivales. Par conséquent, elles fixent leur production à des niveaux destinés à punir ces entreprises rivales lorsque le prix de l'industrie tombe au-dessous d'un « prix seuil » préétabli. Il en résulte des marges prix-coût *procycliques*.

Par contre, le modèle de Rotemberg et Saloner est fondé sur la notion selon laquelle la collusion implicite est plus difficile pour les oligopoles lorsque la demande est relativement élevée. Selon ce modèle, on observera des marges *contracycliques*.

Nous comparons ces deux hypothèses contradictoires dans la plus générale des deux régressions exposées ci-dessous.

Enfin, Marston (1990), Krugman (1987) et d'autres ont élaboré des modèles d'« établissement du prix en fonction du marché ». Comme ces modèles prévoient que le taux de change joue un rôle dans la détermination de la rentabilité, nous généralisons encore davantage l'une des nos équations de régression pour tenir compte de la notion voulant que si la demande devient plus (moins) élastique à mesure que les prix en devises locales augmentent, alors la marge optimale sur coût d'achat imposée par l'exportateur diminuera (augmentera) à mesure que le prix en devise de l'acheteur augmente.

Pour résumer, donc, notre modèle estimé est

$$\left(\frac{\Pi}{S}\right)_i = f(MS, X) = g(MS, GDP, EXCH)$$

où X est un ensemble d'effets fixes relatif au temps dans la première formule. Dans la deuxième forme, ces effets sont remplacés par les mesures GDP (ou PIB pour produit intérieur brut) et EXCH (taux de change Canada-É.-U.) qui varient en fonction du temps.

5. *Revue des ouvrages publiés*

Machin et van Reenen (1993) utilisent les marges bénéficiaires pour mesurer la rentabilité et leur étude porte sur un panel de 709 grandes entreprises du R.-U. durant les années 70 et 80. Ils examinent tout particulièrement le rôle des variables explicatives au niveau de l'industrie/de l'entreprise (part de marché, concentration, intensité des importations, syndicalisation et une variable dépendante décalée conçue pour saisir la « persistance ») ainsi que les effets agrégés, et procèdent à une estimation distincte pour différents groupes de produits.

Ils considèrent initialement un ensemble de quatre modèles qui diffèrent sur les plans de l'inclusion et de la non-inclusion d'« effets d'interaction » (entre la part de marché et les autres variables explicatives au niveau de l'industrie/de l'entreprise) et de l'inclusion soit du taux de chômage, soit d'un ensemble de variables effectives annuelles pour saisir les effets agrégés (communs).

Dans leur ensemble de spécifications préféré, l'effet de la concentration des industries est estimé comme étant significativement positif même après correction pour tenir compte de la part de marché. La part de marché et la concentration ont des effets positifs et significatifs tandis que la pénétration des importations ainsi que le taux de syndicalisation des industries sont non significatifs. Il y a des preuves significatives de persistance de la rentabilité et du caractère procyclique des marges bénéficiaires.

Machin et van Reenen fournissent également des estimations distinctes pour les entreprises dans les groupes des biens de production, des biens de consommation durables et des biens de consommation non durables. Ils constatent des différences entre ces groupes quant au moment où les variations brusques agrégées ont un effet sur les marges bénéficiaires, les marges des entreprises dans les groupes des producteurs de biens de consommation durables et des producteurs de biens de consommation non durables réagissant un an avant celles des entreprises dans le groupe des biens de production à la récession qui a sévi au Royaume-Uni au début des années 80. En outre, l'ajustement semble se faire plus lentement dans le secteur des biens de production (ce dont atteste un coefficient plus important de la variable dépendante décalée).

McDonald (1999) examine la rentabilité dans le secteur australien de la fabrication à partir d'un ensemble de données de panel au niveau de l'entreprise sur le rendement des entreprises au cours de la période de 1984 à 1993, en utilisant le ratio des bénéfices nets¹² aux ventes comme substitut de la marge prix-coût. Il utilise toute une gamme de techniques et de spécifications économétriques, estimant les relations aux divers niveaux ainsi que les différences et utilisant l'estimateur MMG Arellano-Bond ainsi que la méthode plus traditionnelle de la variable instrumentale d'Anderson-Hsiao.

Il présente cinq spécifications de rechange utilisant les niveaux de bénéfice, qui diffèrent selon qu'une variable de l'intensité du capital est incluse, que les effets particuliers à l'année sont inclus ou non et que l'on tient compte des effets aléatoires particuliers à l'entreprise, ainsi que

12. Net de la dépréciation et de la taxe.

selon l'échantillon utilisé¹³. McDonald constate un coefficient hautement significatif de la variable dépendante décalée (allant de 0,77 à 0,51) dans toutes cinq spécifications ainsi qu'une concentration invariablement significative et de signe positif. La pénétration des importations (mesurée au niveau de l'industrie comme le ratio des importations de l'industrie à la somme des importations de l'industrie plus les ventes dans le pays d'origine) porte un signe négatif dans chaque spécification et est statistiquement significative (au niveau de 5 %) dans trois d'entre elles. Chose peut-être étonnante, la part de marché est loin d'être statistiquement significative et porte un signe « incorrect » (c.-à-d. négatif). La hausse inflationniste des salaires est significative et de signe négatif dans toutes les quatre spécifications dans lesquelles elle joue un rôle.

En outre, McDonald estime un ensemble de cinq équations spécifiées en différences premières, utilisant l'échantillon équilibré. Il élimine la concentration de ces équations et estime une spécification « repère » qui comprend la pénétration des importations, le taux de syndicalisation, la part de marché, la hausse inflationniste des salaires, le chômage, une variable dépendante décalée et le produit du taux de chômage et de la concentration, à l'aide de la MMG d'Arellano-Bond ainsi que de variables instrumentales ordinaires. En outre, il estime deux variantes de la spécification « repère » en utilisant des variables instrumentales (IV). L'une comprend l'intensité du capital tandis que dans l'autre, le taux de syndicalisation, la hausse inflationniste des salaires et le taux de chômage sont éliminés mais les variables nominales d'année sont incluses. Enfin, McDonald estime la spécification « repère-avec-intensité-du-capital » pour l'échantillon complet. De nouveau, la variable dépendante décalée est significative dans chaque cas, quoiqu'un peu plus petite dans les équations de niveaux (allant de 0,32 à 0,41). Le coefficient de la pénétration des importations est négatif et significatif dans la spécification « repère » (estimé en utilisant les variables instrumentales ou selon la MMG) ainsi que dans la spécification « repère-avec-intensité-du-capital » et la spécification « variables nominales d'année ». Chose intéressante, la part de marché n'est significative que dans l'équation estimée selon la méthode MMG, où elle porte un signe « incorrect » (c.-à-d. négatif).

McDonald interprète le coefficient négatif qu'il obtient sur la variable calculée comme le produit du taux de chômage multiplié par la concentration comme preuve que les marges bénéficiaires sont procycliques dans les industries où la concentration est relativement élevée, mais contracycliques autrement.

13. Un panel équilibré de 246 entreprises (2 214 observations) par rapport à un panel « complet » de 897 entreprises (4 786 observations).

6. Données

La rentabilité et la part de marché sont mesurées au niveau de l'entreprise, une entreprise étant définie comme « une famille d'établissements qui appartiennent au même propriétaire et qui sont contrôlés par ce dernier et pour lesquels un ensemble d'états financiers consolidés est produit... » (Statistique Canada, 1994, 1998).

Visiblement, il importe tout d'abord de déterminer comment définir la « rentabilité ». Schmalensee (1989) énumère 12 mesures différentes de la « rentabilité », signalant que, dans son échantillon, elles ne sont pas fortement corrélées en général (p. 337). Conyon et Machin (1991) montrent que les résultats empiriques sont sensibles à la mesure des bénéfices utilisée.

Dans la présente étude, nous nous concentrons sur les deux principales mesures de la « rentabilité » comme variable dépendante. La première est la *marge prix-coût*, définie comme étant le bénéfice d'exploitation divisé par le total des revenus d'exploitation. Cette mesure continue d'être largement utilisée dans les travaux empiriques sur la rentabilité. Comme nous l'avons déjà mentionné, elle est au centre d'un modèle théorique bien défini qui la relie à l'élasticité de la demande sur le marché, aux termes de variation de la conjoncture (qui sont paramétrables) et soit à l'indice Herfindahl (au niveau de l'industrie), soit à la part de marché de l'entreprise (au niveau de l'entreprise elle-même).

Tout en reconnaissant que cette mesure peut ne pas correspondre aussi bien qu'on pourrait le souhaiter aux mesures de la « rentabilité » préférées des économistes, nous signalons que le fait que nous calculons la différence première des séries de données utilisées aux fins de la présente étude peut réduire l'effet de différentes conventions comptables interentreprises¹⁴.

La deuxième mesure de la « rentabilité » utilisée aux fins de la présente étude est le *rendement du capital employé*.

Pour l'exercice de modélisation, nous n'utilisons que les enregistrements qui satisfont à la contrainte de contiguïté exposée ci-dessous. À l'instar de plusieurs autres auteurs, y compris Arellano et Bond (1991), nous n'avons inclus dans l'échantillon complet que les entreprises pour lesquelles au moins sept observations continues étaient disponibles¹⁵.

En outre, les données ne couvrent que les *grandes* entreprises *non intégrées*. Une entreprise est classée comme *grande* si son actif est supérieur à 25 millions de dollars. Une entreprise est classée comme *non intégrée* au moyen de son code à quatre chiffres de la CTI-C. La CTI-C a été conçue de manière à permettre d'établir des codes pour les entreprises intégrées, c'est-à-dire celles dont les activités recouvrent plusieurs industries. Les entreprises portant ces codes sont exclues de l'échantillon.

14. Du moins dans la mesure où ces différences peuvent être considérées comme constituant des effets fixes particuliers à l'entreprise et invariables dans le temps.

15. Pour une discussion des tendances des observations contiguës qui en résultent pour l'échantillon, voir l'annexe A.

Tout au long de cette analyse, nous faisons la distinction entre les entreprises sous contrôle canadien et celles sous contrôle américain. Une société est considérée comme étant sous contrôle américain si la majorité de ses actions avec droit de vote sont détenues aux États-Unis ou par une ou plusieurs sociétés canadiennes qui sont elles-mêmes sous contrôle américain. Dans le cas d'une entreprise à établissements multiples, c'est la tête de l'entreprise ou la société mère qui est pris en considération en premier lieu et le même pays de contrôle est attribué à chaque filiale qu'à la société mère. Si la tête de l'entreprise est une société résidant au Canada, le pays de contrôle indiqué est celui où la majorité des actions avec droit de vote sont détenues par des particuliers et des sociétés.

Nous avons procédé à certaines autres exclusions. Nous considérons les ventes négatives comme étant peu plausibles ou atypiques, de sorte que les observations contenant de telles données ont été éliminées de l'échantillon. Nous nous sommes retrouvés toutefois avec un certain nombre d'enregistrements avec des marges bénéficiaires négatives très importantes. En fait, le 0,5 % le plus négatif de ces marges allait de -294 700 % à -900 %. Nous avons jugé ces marges peu plausibles (ou du moins qu'il s'agit d'observations sur des entreprises dans un état « atypique ») et nous avons donc supprimé de l'échantillon les enregistrements présentant les valeurs les plus extrêmes (les percentiles supérieur et inférieur).

Dans quelle mesure l'échantillon que nous utilisons est-il représentatif de la population? Nous tâchons de répondre à cette question graphiquement aux figures 2, 3, 4 et 5 en comparant les moyennes pour les sous-échantillons utilisées pour estimer les principaux résultats des régressions présentés dans ce document et la moyenne (tronquée) pour l'ensemble de la base de données. Il est évident que l'échantillon suit de façon générale la population dans son ensemble.

Figure 2. Marges moyennes pour le sous-échantillon au tableau 3 par rapport aux moyennes pour les grandes entreprises non intégrées sous contrôle canadien dans ANNUAL_RELEASED

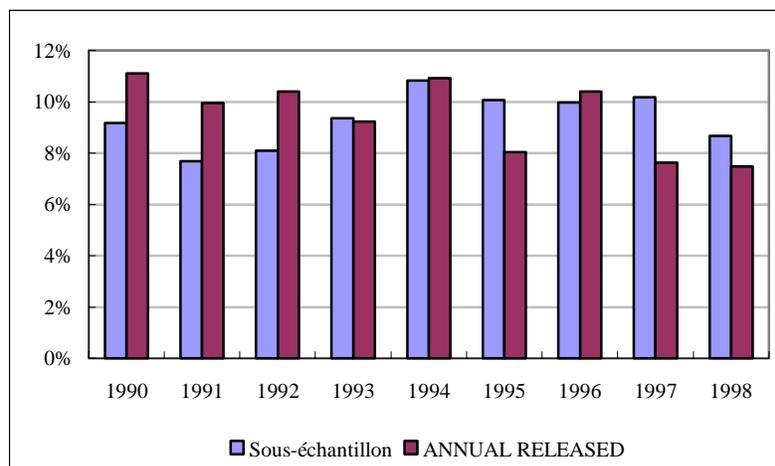


Figure 3. Marges moyennes pour le sous-échantillon au tableau 3 par rapport aux moyennes pour les grandes entreprises non intégrées sous contrôle américain dans ANNUAL_RELEASED

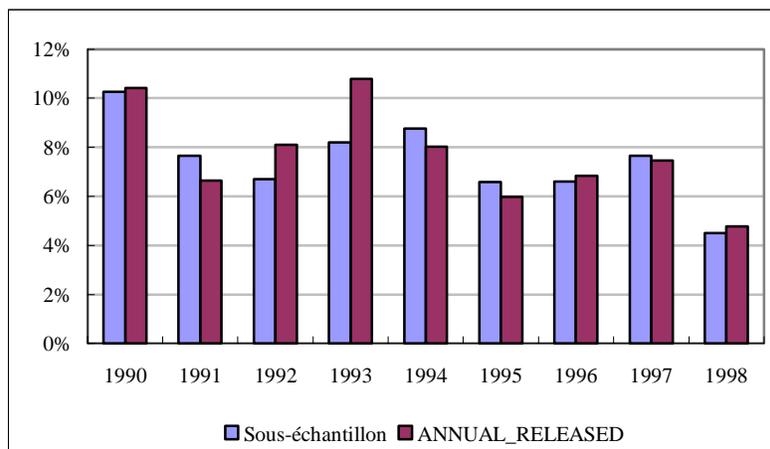


Figure 4. Rendement moyen du capital employé pour le sous-échantillon au tableau 4 et pour les grandes entreprises non intégrées sous contrôle canadien dans ANNUAL_RELEASED

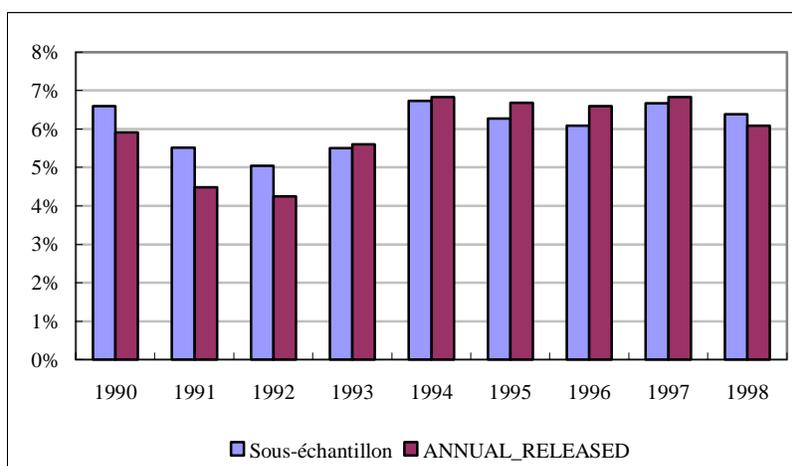
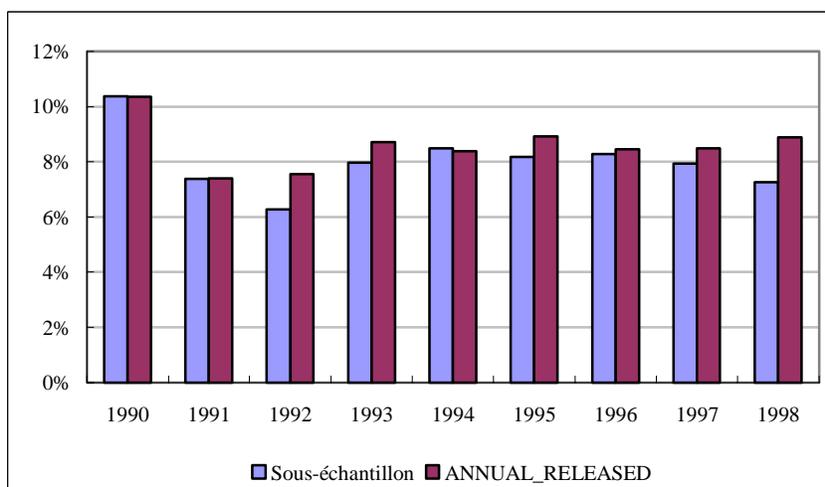


Figure 5. Rendement moyen du capital employé pour le sous-échantillon au tableau 4 et pour les grandes entreprises non intégrées sous contrôle américain dans ANNUAL_RELEASED



Néanmoins, et même si la sélection d'un échantillon comprenant au moins T observations est caractéristique de la plupart des études utilisant des panels d'entreprises (p. ex., Arellano et Bond, 1991), il faut reconnaître que les données utilisées aux fins d'estimation n'ont pas été sélectionnées au hasard. En pareil cas, un problème de biais de sélection peut se poser. Même si la possibilité de « biais » découlant de l'élimination d'observations clairement aberrantes n'est pas nécessairement une source d'inquiétude, l'accent mis sur les observations « contiguës » peut présenter un problème et constitue certainement une éventuelle source de biais (plus particulièrement, nous pouvons avoir ce que Lancaster (1990) qualifie d'échantillonnage biaisé à cause de la limite imposée dans le temps).

En outre, le fait qu'un grand nombre d'entreprises sont présentes aux débuts du panel, puis disparaissent, peut poser un autre problème (« biais d'érosion »).

Malheureusement, les méthodes permettant de résoudre ces problèmes ne sont pas encore bien établies pour les cas où les données sont modélisées avec une variable dépendante décalée. On a proposé un certain nombre de solutions pour résoudre le problème du biais d'érosion dans les modèles de données de panels *statiques*. Contrairement à l'approche paramétrique répandue de Heckman (1979) (dans laquelle le problème de sélection de l'échantillon est considéré comme un problème de variable omise et des probits sont utilisés pour produire une approximation de la variable omise), les auteurs de la littérature sur les panels semblent s'être concentrés sur l'utilisation de régressions (probit) auxiliaires pour produire un ensemble de poids qui sont ensuite utilisés pour l'estimation (essentiellement, les poids reliés à une observation sont inversement proportionnels à l'importance du biais de sélectivité auquel une observation est susceptible de donner lieu).

En l'absence de pareils poids, la méthode « de pointe » actuelle semble être exposée dans deux documents de Kyriazidou (1997, 1999). Dans le premier, qui porte sur les données de panels statiques, Kyriazidou se fonde sur deux précisions — que les observations dont les variables explicatives sont de même valeur sont sujettes à un biais de sélection de même importance, et que différencier les observations entachées d'un biais de sélection de même importance a pour effet d'éliminer ce biais — pour obtenir un estimateur non paramétrique en deux étapes assez complexe. Dans son deuxième document, Kyriazidou étend cette approche aux panels dynamiques.

Étant donné que les données présentent un certain nombre d'autres défis, toutefois, nous ne tâchons pas dans la présente étude d'adopter l'approche de Kyriazidou et nous n'avons pas « corrigé » les résultats ci-dessous pour tenir compte du biais de sélection de l'échantillon.

Il faut se rappeler cependant que, dans la mesure où la probabilité d'érosion de l'échantillon sera vraisemblablement constante au fil du temps, tout « terme de correction de la sélectivité » de type Heckman sera absorbé dans l'effet fixe particulier à l'individu¹⁶ et donc éliminé par la transformation en différence première appliquée aux données avant de procéder à l'estimation selon la MMG.

16. Verbeek et Nijman, p. 471, dans le chapitre 18 de l'étude intitulée « *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory With Applications* » de Matyas et Sevestre, 1996, Kluwer.

7. Approche économétrique

Nous procédons à l'estimation selon la méthode des moments généralisés (MMG), approche élaborée par Hansen (1982) et popularisée dans le contexte des données de panel par Arellano et Bond (1991).

L'avantage principal des diverses approches des données de panel présentées dans les ouvrages publiés est qu'elles nous permettent de prendre en compte les effets propres à la personne, habituellement en procédant à une certaine transformation des données. Selon l'approche Arellano-Bond de la modélisation de données de panel dynamique que nous utilisons ici, nous calculons la différence première pour éliminer les effets particuliers à la personne et nous tâchons de résoudre les problèmes subséquents qui découlent de l'inclusion d'une variable dépendante décalée dans un modèle comprenant des erreurs corrélées en série au moyen d'estimateurs à variable instrumentale¹⁷.

Arellano-Bond améliorent les estimateurs à variable instrumentale antérieurs élaborés pour les modèles de données de panels dynamiques (p. ex., Anderson et Hsiao, 1981) en reconnaissant qu'un nombre croissant d'instruments deviennent disponibles à l'économétricien pour estimer la relation qui produit les observations ultérieures dans l'ensemble de données.

Récemment, toutefois, on a reconnu que l'estimation Arellano-Bond peut être entachée d'un biais découlant de l'utilisation d'un « trop grand nombre » d'instruments ainsi que de l'inefficacité résultant du fait que la transformation par calcul de la différence première utilisée essentiellement « jette » l'information contenue dans les niveaux des données. Dans les estimations présentées ci-dessous, nous tâchons de contourner le problème du biais par une utilisation relativement parcimonieuse des instruments; le problème d'efficacité devra faire l'objet de travaux futurs¹⁸.

Les contraintes des moments qui donnent lieu à l'estimateur d'Arellano-Bond reposent crucialement sur l'hypothèse selon laquelle les erreurs dans les données originales (non transformées) ne sont pas caractérisés par une forme quelconque de corrélation en série; nous utilisons trois tests statistiques pour vérifier que c'est bien le cas.

Le premier de ces tests est fondé sur la statistique m_2 élaborée par Arellano et Bond, qui prend la forme

$$m_2 = \frac{\hat{v}'_{-2}\hat{v}_*}{\sqrt{\hat{v}}} \quad (4)$$

17. L'approche économétrique exposée ci-dessus a été mise en œuvre au moyen du progiciel STATA.

18. Blundell et Bond (1998) montrent que l'utilisation d'une version élargie de *system-GMM* peut entraîner des améliorations spectaculaires sur le plan de l'efficacité. Selon l'approche *system-GMM* de l'estimation des données de panel, on utilise les différences décalées de la variable dépendante comme instruments pour les équations (particulières à la période) dans les niveaux, en plus d'utiliser les niveaux décalés de la variable dépendante comme instruments pour l'équation en différences (comme nous le faisons ici).

et qui est (asymptotiquement) distribuée, avec une moyenne nulle et une variance d'unité selon l'hypothèse nulle d'absence de corrélation en série de deuxième ordre dans les résidus du calcul de la différence première.

Le deuxième test utilisé est analogue à celui fondé sur la statistique m_2 , mais vérifie l'absence d'une corrélation en série de premier ordre dans les résidus du calcul de la différence première afin de déterminer si les erreurs dans les données non transformées suivent un cheminement aléatoire. Enfin, on peut procéder à un test Sargan des contraintes de suridentification en utilisant une statistique qui a une distribution chi carré asymptotique.

8. Résultats

Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats de l'estimation en deux étapes selon la MMG effectuée séparément pour un ensemble d'entreprises sous contrôle américain et un ensemble d'entreprises sous contrôle canadien, pour deux différentes mesures de la « rentabilité ». Au tableau 2, nous utilisons la marge prix-coût comme variable dépendante — sous forme de différence première — et au tableau 3, nous utilisons le taux de rendement défini plus haut.

Au tableau 2, nous utilisons la « marge prix-coût » comme mesure de la rentabilité, de sorte que nous pourrions nous attendre à ce que les résultats présentés correspondent plus étroitement aux prévisions du modèle exposé à la section 3 du présent document. Nous présentons les résultats pour les entreprises « sous contrôle canadien » et celles « sous contrôle américain ». La différence entre les colonnes (a) et (b) sous chacun de ces en-têtes tient à la façon dont les différentes spécifications tâchent de tenir compte des facteurs qui auront un effet similaire sur toutes les entreprises. Dans la spécification (a), cela se fait par inclusion de nominales conçues pour saisir les effets fixes qui varient en fonction du temps et, dans la spécification (b), par inclusion d'une mesure explicite de l'état du cycle économique (mesures du PIB et le taux de change).

Au cours de cette période, les marges prix-coût des entreprises sous contrôle canadien sont associées positivement à leurs marges durant l'année financière précédente ainsi qu'à leur part de marché actuelle (tableau 2). Les deux résultats sont conformes aux attentes antérieures et statistiquement significatifs au niveau de 5 %.

Passant maintenant à la spécification pour les entreprises sous contrôle canadien qui est exposée à la colonne (b) du tableau 2, nous constatons que la marge bénéficiaire décalée et la part de marché continuent de porter un signe positif et d'être statistiquement significatives dans une équation qui remplace les variables nominales particulières à la période financière par une mesure explicite du cycle économique. L'effet du cycle économique n'est pas statistiquement significatif (bien qu'il soit proche d'être significatif au niveau de 10 %, avec une valeur p de 0,123). Néanmoins, son signe correspond aux prévisions du modèle élaboré par Green et Porter qui laisse prévoir que la rentabilisé sera procyclique.

Tableau 2. Résultats selon la MMG pour les grandes entreprises sous contrôle canadien et celles sous contrôle américain¹⁹ en utilisant la marge prix-coût comme mesure de la « rentabilité »

Variable	Sous contrôle canadien				Sous contrôle américain			
	(a)		(b)		(a)		(b)	
	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.
Rentabilité décalée	0,401**	,035	0,424**	,036	0,371**	,057	0,317**	,062
Part de marché	0,426**	,157	0,401**	,157	0,171	,259	0,177	,266
Croissance du PIB	-		0,157	,099	-	-	0,326**	,095
Taux de change	-		0,051*	,028	-	-	-0,051	,037
1990 q1	0,016*	,009	-	-	-0,020	,018	-	-
1990 q2	-0,015	,013	-	-	-0,031**	,014	-	-
1990 q3	-0,009	,012	-	-	-0,017	,011	-	-
1990 q4	-0,009	,007	-	-	-0,006	,006	-	-
1991 q1	-0,006	,012	-	-	-0,016	,010	-	-
1991 q2	-0,048**	,018	-	-	-0,017	,012	-	-
1991 q3	-0,015	,016	-	-	-0,033**	,014	-	-
1991 q4	-0,021**	,008	-	-	-0,026**	,008	-	-
1992 q1	-0,025*	,015	-	-	-0,009	,016	-	-
1992 q2	-0,042**	,017	-	-	-0,006	,013	-	-
1992 q3	0,008	,016	-	-	-0,023	,016	-	-
1992 q4	-0,006	,007	-	-	-0,014*	,008	-	-
1993 q1	-0,001	,014	-	-	-0,029	,022	-	-
1993 q2	-0,036*	,019	-	-	-0,007	,014	-	-
1993 q3	0,011	,019	-	-	-0,007	,017	-	-
1993 q4	0,006	,007	-	-	0,006	,008	-	-
1994 q1	0,011	,016	-	-	0,005	,015	-	-
1994 q2	-0,024	,022	-	-	0,002	,016	-	-
1994 q3	0,034	,022	-	-	-0,004	,015	-	-
1994 q4	0,023**	,008	-	-	0,017*	,009	-	-
1995 q1	-0,004	,016	-	-	-0,02	,019	-	-
1995 q2	-0,111**	,038	-	-	-0,006	,020	-	-
1995 q3	0,044*	,026	-	-	0,013	,015	-	-
1995 q4	0,014**	,007	-	-	-0,002	,011	-	-
1996 q1	-0,011	,015	-	-	0,006	,022	-	-
1996 q2	-0,067**	,029	-	-	-0,015	,030	-	-
1996 q3	0,049	,034	-	-	-0,002	,015	-	-
1996 q4	0,007	,007	-	-	0,006	,011	-	-
1997 q1	-0,011	,021	-	-	-0,008	,028	-	-
1997 q2	-0,049*	,026	-	-	-0,025	,025	-	-
1997 q3	0,056*	,030	-	-	0,005	,016	-	-
1997 q4	0,011	,007	-	-	0,032**	,009	-	-
1998 q1	-0,033	,025	-	-	-0,021	,032	-	-
1998 q2	0,035	,027	-	-	-0,019	,033	-	-
1998 q3	0,029	,033	-	-	0,020	,018	-	-
Statistique m ₁		-6,26		-6,26		-3,71		-3,66
Statistique m ₂		1,42		1,46		0,79		0,75
Statistique du test de Sargan		17,55 (16)		16,33 (16)		23,42 (16)		26,25 (16)

19. Les coefficients qui sont significatifs au niveau de 5 % sont marqués de deux **. Ceux qui sont significatifs au niveau de 10 % sont marqués d'un *. Lorsque qu'Arellano et Bond signalent qu'il faut user de circonspection en faisant des inférences fondées seulement sur l'estimateur en deux étapes dans les échantillons de cette taille (p. 291), ils parlent d'un échantillon de 700 observations. Comme nous disposons d'un nombre d'observations considérablement plus élevé, nous sommes disposés à faire pareille inférence.

La variable de taux de change est significative au niveau de 10 % et de signe positif. Étant donné que nous avons défini le taux de change comme étant la valeur du dollar canadien par rapport au dollar américain (une augmentation du ratio indiquant une dépréciation du dollar canadien), le signe est celui auquel nous pouvons nous attendre si nous imaginons que les coûts des exportateurs sont principalement exprimés en dollars canadiens. En pareil cas, l'exportateur qui laisse inchangé le prix demandé aux États-Unis (en dollars américains) à la suite d'une dépréciation de la valeur du dollar canadien retirera des recettes plus importantes en dollars canadiens.

Comme les entreprises canadiennes, les entreprises sous contrôle américain affichent une rentabilité persistante et un coefficient de la rentabilité décalée positif et statistiquement significatif, quelle que soit la façon dont nous procédons pour tenir compte des facteurs qui auront un effet similaire sur toutes les entreprises²⁰. Toutefois, le coefficient pour les entreprises sous contrôle étranger est plus faible, ce qui laisse supposer une persistance beaucoup plus faible dans ce groupe. Plus important encore, même si la variable « part de marché » est de signe « correct » dans les deux spécifications (a) et (b) pour les entreprises sous contrôle étranger, elle n'est statistiquement significative pour ce groupe d'entreprises ni dans l'une ni dans l'autre spécification. De nouveau, cela laisse supposer que les conditions du marché intérieur ont moins d'effet sur les entreprises sous contrôle américain que sur celles sous contrôle canadien.

Contrairement aux résultats observés pour le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien, la variable « cycle économique » est à la fois significative et de signe positif.

La variable de taux de change porte un signe « incorrect », mais elle est statistiquement non significative.

Dans la présente étude, nous nous concentrons entre autres sur la question de savoir si la rentabilité des entreprises sous contrôle canadien a évolué différemment au cours des années 90 par rapport à celle des entreprises sous contrôle américain. Nous présentons nos résultats sous forme graphique, en continuant d'utiliser la « marge prix-coût » comme mesure de la « rentabilité », à la figure 6.

La séquence de variations moyennes dans l'équation de la rentabilité pour la marge prix-coût pour les entreprises sous contrôle américain et sous contrôle canadien est présentée graphiquement à la figure 6. Ces variations annuelles moyennes sont calculées à partir des coefficients des variables fictives présentés au tableau 2.

Cumulativement, les variations indiquées à la figure 6 représentent une augmentation d'environ 1,3 % des marges prix-coût pour les entreprises sous contrôle canadien, comparativement à une augmentation de 0,4 % pour les entreprises sous contrôle américain. Les profils sont assez similaires en ce que, pour chaque année indiquée, l'évolution a lieu dans le même sens pour les entreprises sous contrôle canadien et celles sous contrôle américain. Le profil vers la fin des années 90 semble indiquer un certain « rattrapage » de la rentabilité des entreprises sous contrôle canadien à la suite d'une variation brusque à la baisse d'environ deux et demi points de pourcentage vers le milieu de la décennie.

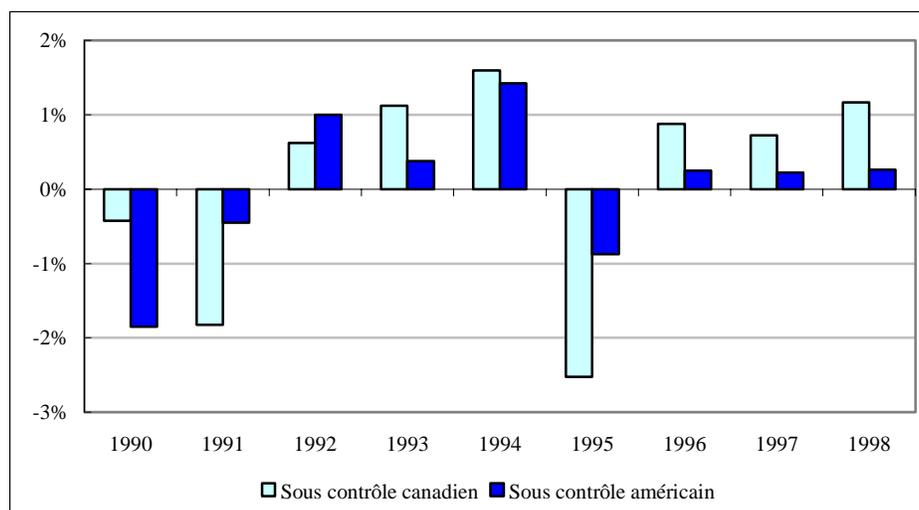
20. C'est-à-dire, que nous incluons ou non des variables temporelles fictives ou une variable du cycle économique.

Tableau 3. Résultats selon la MMG pour les grandes entreprises sous contrôle canadien et celles sous contrôle américain²¹ en utilisant le « rendement du capital employé » comme mesure de la « rentabilité »

Variable	Sous contrôle canadien				Sous contrôle américain			
	(a)		(b)		(a)		(b)	
	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.	Coef.	E.-T.
Rentabilité décalée	0,318**	,023	0,344**	,024	0,460	,351	0,478**	,042
Part de marché	0,548**	,158	0,518**	,159	0,136	,364	0,128	,373
Croissance du PIB	-		0,129**	,060	-		0,014	,110
Taux de change	-		0,052**	,016			0,060*	,035
1990 q1	0,001	,009	-	-	-0,042**	,020	-	-
1990 q2	-0,012	,010	-	-	-0,062**	,022	-	-
1990 q3	-0,021**	,008	-	-	0,009	,030	-	-
1990 q4	-0,007**	,003	-	-	-0,013	,009	-	-
1991 q1	-0,022**	,007	-	-	-0,049**	,019	-	-
1991 q2	-0,019	,012	-	-	-0,054**	,015	-	-
1991 q3	-0,018**	,008	-	-	-0,057**	,018	-	-
1991 q4	-0,016**	,004	-	-	-0,025**	,008	-	-
1992 q1	-0,022**	,009	-	-	-0,048	,025	-	-
1992 q2	-0,020*	,011	-	-	-0,064**	,024	-	-
1992 q3	-0,019**	,008	-	-	-0,033*	,017	-	-
1992 q4	-0,013**	,005	-	-	-0,017**	,007	-	-
1993 q1	-0,019	,011	-	-	0,009	,026	-	-
1993 q2	-0,020*	,011	-	-	-0,039	,028	-	-
1993 q3	-0,007	,010	-	-	-0,043**	,019	-	-
1993 q4	-0,005	,005	-	-	-0,001	,007	-	-
1994 q1	-0,009	,012	-	-	-0,023	,029	-	-
1994 q2	0,008	,010	-	-	-0,03	,031	-	-
1994 q3	0,004	,010	-	-	-0,006	,017	-	-
1994 q4	0,006	,005	-	-	0,007	,008	-	-
1995 q1	-0,010	,014	-	-	0,002	,039	-	-
1995 q2	-0,012	,012	-	-	-0,048*	,025	-	-
1995 q3	-0,001	,009	-	-	-0,001	,019	-	-
1995 q4	-0,004	,004	-	-	0,005	,008	-	-
1996 q1	-0,024	,016	-	-	-0,003	,039	-	-
1996 q2	-0,018	,013	-	-	-0,031	,026	-	-
1996 q3	-0,008	,011	-	-	-0,006	,018	-	-
1996 q4	0,001	,005	-	-	0,014**	,007	-	-
1997 q1	-0,009	,021	-	-	-0,043	,052	-	-
1997 q2	-0,012	,015	-	-	-0,02	,021	-	-
1997 q3	0,007	,014	-	-	-0,01	,017	-	-
1997 q4	0,002	,005	-	-	0,011	,008	-	-
1998 q1	-0,03	,019	-	-	-0,01	,052	-	-
1998 q2	-0,025	,016	-	-	-0,010	,031	-	-
1998 q3	-0,008	,016	-	-	-0,006	,019	-	-
Statistique m ₁		-12,89		-13,14		-8,16		-8,35
Statistique m ₂		0,77		0,98		1,73		1,69
Statistique du test de Sargan		10,07 (16)		13,45(16)		19,14(16)		15,89 (16)

21. Les coefficients qui sont significatifs au niveau de 5 % dans les estimations en une étape sont marqués de deux **. Ceux qui sont significatifs au niveau de 10 % sont marqués d'un *.

Figure 6. Variation moyenne de la marge prix-coût (après correction pour tenir compte de la part de marché et de la rentabilité décalée), 1990-1998



Pour le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien, dans les spécifications (a) et (b), les statistiques m_1 et m_2 ne réussissent pas à invalider l'utilisation de l'approche MMG adoptée ici, en ce sens que nous pouvons rejeter l'hypothèse selon laquelle l'autocovariance moyenne des résidus de premier ordre est nulle, mais nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse selon laquelle l'autocovariance moyenne des résidus de deuxième ordre est nulle. Nous ne pouvons pas non plus rejeter l'hypothèse nulle de l'absence de corrélation en série en utilisant le test de Sargan des contraintes de suridentification. En ce qui concerne le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle américain, les statistiques m_1 et m_2 ne valident pas non plus l'utilisation de l'approche MMG d'Arellano et Bond. L'hypothèse nulle d'absence de corrélation en série résiste au test de Sargan des contraintes de suridentification au niveau de signification de 5 % mais elle serait rejetée au niveau de 10 % dans le cas de la spécification (b).

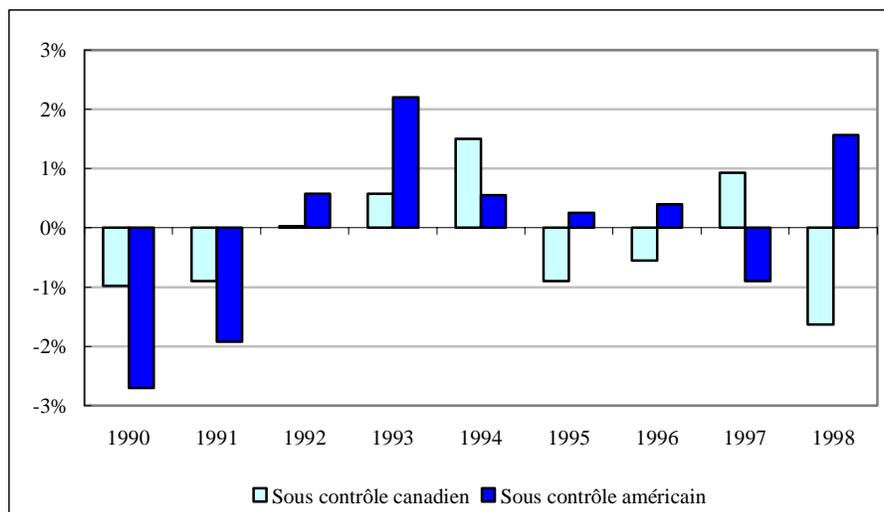
Le tableau 3 présente les résultats pour l'autre mesure de la rentabilité, soit le rendement du capital employé.

La rentabilité décalée est un déterminant puissant et statistiquement significatif de la rentabilité actuelle dans trois des quatre équations estimées en utilisant cette mesure. L'exception est la régression estimée pour les entreprises sous contrôle américain en utilisant des variables temporelles nominales pour tenir compte des effets cycliques.

La part de marché est de signe « correct » dans toutes quatre équations. Elle est statistiquement significative dans les deux équations pour les entreprises sous contrôle canadien mais dans ni l'une ni l'autre des spécifications estimées pour les entreprises sous contrôle américain.

La variable mesurant la croissance du PIB est de signe positif dans les deux régressions dans lesquelles elle est présente. Toutefois, elle n'est statistiquement significative que dans la régression pour les entreprises sous contrôle canadien.

Figure 7. Variation moyenne du "rendement du capital employé" (après correction pour tenir compte de la part de marché et des bénéfices décalés), entreprises sous contrôle canadien et entreprises sous contrôle américain, 1990-1998



La variable de taux de change est statistiquement significative dans les équations pour le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien et celui d'entreprises sous contrôle américain (aux niveaux de signification de 5 % et de 10 %, respectivement). En outre, elle est de signe « correct » (c.-à-d. positif) dans l'une et l'autre régression.

Deux des régressions présentées au tableau 3 tiennent compte des effets de type cyclique en utilisant des variables temporelles nominales propres au trimestre, dont les variations successives peuvent être considérées comme des estimations du déplacement qui a lieu entre les deux périodes de la coordonnée à l'origine de l'équation estimée.

La figure 7 présente graphiquement les variations annuelles moyennes dans l'équation pour le « rendement du capital employé » comme mesure de la rentabilité, tout en tenant compte de l'effet de la part de marché et de la rentabilité décalée. Durant la plus grande partie de la période, les bénéfices selon cette mesure suivent une courbe semblable à celle des marges prix-coût. À compter de 1995, toutefois, on observe certaines divergences. Notamment, les variations de la rentabilité des entreprises américaines et canadiennes deviennent presque des « images réfléchies » les unes des autres, les entreprises sous contrôle américain affichant une baisse de rentabilité en 1997 alors que les entreprises sous contrôle canadien affichent une hausse, et les entreprises sous contrôle canadien connaissant des baisses de rentabilité en 1996 et en 1998 alors que leurs homologues sous contrôle américain enregistrent des hausses.

Dans l'ensemble, la croissance cumulative de la rentabilité au cours de la période représente 1,6 point de pourcentage pour les entreprises sous contrôle américain et -1,9 point de pourcentage pour les entreprises sous contrôle canadien.

Dans le cas du sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien, les spécifications de régression (a) et (b) donnent de bons résultats dans les trois tests utilisés pour déterminer le caractère approprié (ou non) de l'approche selon la MMG adoptée. Nous rejetons l'hypothèse nulle selon laquelle l'autocovariance moyenne des résidus d'ordre 1 est nulle, mais nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle selon laquelle l'autocovariance moyenne des résidus d'ordre 2 est nulle. En outre, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle qui sous-tend le test de Sargan des contraintes de suridentification.

Le tableau est un peu moins clair dans le cas du sous-échantillon d'entreprises sous contrôle américain. De nouveau, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle pour les tests de Sargan dans les spécifications (a) et (b). Nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle l'autocovariance moyenne des résidus d'ordre 1 peut être rejetée. Toutefois, si nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle correspondante pour les résidus moyens d'ordre 2 au niveau de signification de 10 %, pour la spécification (a), nous ne la rejetons pas au niveau de signification de 5 %. Pour la spécification (b), nous rejetons l'hypothèse au niveau de spécification de 10 % (avec une valeur p de 0,092).

9. Conclusion

Dans la présente étude, nous avons concentré notre attention sur deux questions. La première était la mesure dans laquelle la rentabilité des entreprises sous contrôle canadien et celle des entreprises sous contrôle étranger ont affiché des tendances différentes ainsi que l'évolution de ces tendances durant les années 90. La deuxième était celle de savoir si les différences entre les coefficients des régressions des bénéfices estimés laissent supposer que des facteurs différents ont joué dans le cas des deux ensembles d'entreprises, et plus particulièrement si les deux groupes différaient sur le plan de leur position de force sur le marché et si des changements exogènes dans l'environnement ont eu un effet différent sur l'un et l'autre.

Au cours des années 90, les entreprises sous contrôle américain étaient généralement plus rentables que celles sous contrôle canadien. Toutefois, les données recueillies sur l'existence d'une tendance à long terme indiquant un changement marqué dans les différences entre les deux populations sont mixtes. Les résultats des régressions conçues pour saisir la variation de la rentabilité au fil du temps en utilisant des variables temporelles nominales trimestrielles n'appuient guère la notion d'une tendance à la baisse de la rentabilité des grandes entreprises sous contrôle américain relativement à celle des entreprises sous contrôle canadien. Les marges prix-coût semblent avoir augmenté au cours des années 90 tant pour les entreprises sous contrôle canadien que pour celles sous contrôle américain faisant partie de l'échantillon. Par contre, la mesure de la rentabilité « rendement du capital employé » montre une certaine divergence au cours de la période, mais d'une ampleur insuffisante pour indiquer qu'il s'agirait d'un phénomène irréversible.

Nous nous sommes penchés ensuite sur la question du rôle de la *part de marché* dans la détermination de la rentabilité des entreprises sous contrôle canadien par rapport à celles sous contrôle américain. Comme dans le cas de Machin et van Reenen (1993) et de McDonald (1999), nous avons observé que les bénéfices sont fonction de la part de marché. Toutefois, une

constante se dégage de notre étude, pour différentes spécifications et selon différentes mesures de la rentabilité, et c'est que la part de marché est considérablement plus importante dans le cas des entreprises sous contrôle canadien que de celles sous contrôle américain. Le coefficient associé est significatif au niveau de 5 % pour le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien dans toutes les quatre spécifications dans lesquelles il paraît mais dans aucune des régressions qui portent sur le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle américain. Sur le plan de la grandeur, les estimations ponctuelles du coefficient varient (selon la spécification) entre 0,40 et 0,55 pour le sous-échantillon d'entreprises sous contrôle canadien, comparativement à entre 0,13 et 0,18 pour les entreprises sous contrôle américain.

Selon l'approche de Mueller de l'examen de la persistance de la rentabilité, la rapidité de la réversion à la moyenne dans les mesures de rentabilité serait une preuve de la mesure dans laquelle les membres du groupe à l'étude (p. ex., une industrie) sont appelés à faire face à un comportement concurrentiel. Plus particulièrement, un coefficient de valeur plus grande de la mesure *rentabilité décalée* est généralement considéré comme preuve d'un comportement moins concurrentiel, puisque les coefficients plus importants sont associés à une réversion plus lente à la moyenne. Selon cette mesure, les entreprises sous contrôle canadien semblent afficher un comportement un peu moins concurrentiel que les entreprises sous contrôle américain.

Ces résultats sont conformes à ceux de recherches antérieures selon lesquelles la structure du marché étranger a un plus grand effet que la structure du marché intérieur sur le rendement des entreprises sous contrôle américain. Gorecki (1975) montre que l'entrée est associée négativement aux obstacles à l'entrée dans le cas des entreprises nationales mais non des entreprises étrangères. Ces résultats confirment également le résumé de la littérature dans Caves (1982, ch. 4) selon lequel les conditions du marché national influent davantage sur le rendement de nombreuses multinationales que la structure du marché du pays hôte. Même si nous n'avons pas encore vérifié directement l'effet de la structure du marché national, nous avons au moins montré que la taille des entreprises sous contrôle américain au Canada n'est pas liée étroitement à la rentabilité, contrairement au cas des entreprises sous contrôle canadien.

Le deuxième ensemble de données recueillies qui permet de différencier entre les deux groupes portent sur la mesure dans laquelle les bénéfices persistent dans l'un et l'autre. La persistance des bénéfices est nettement plus marquée chez les entreprises sous contrôle canadien que chez celles sous contrôle américain. Nous avons interprété la persistance des bénéfices comme indiquant que les entreprises font face à moins de pressions concurrentielles. À nouveau, ces données indiquent que ce sont les entreprises canadiennes plutôt que les entreprises étrangères qui mènent leurs activités dans un environnement moins concurrentiel.

La seule constatation à l'encontre de cette conclusion est le signe et la signification de la variable procyclique de croissance du PIB. Sur ce plan, les entreprises sous contrôle américain sont plus sensibles aux variations des conditions économiques. D'une part, nous pourrions conclure que cette constatation appuie le modèle de Green et Porter. D'autre part, toutefois, elle pourrait tenir simplement à ce que les entreprises sous contrôle américain sont plus sensibles au cycle nord-américain qui a touché le Canada au début des années 90 parce qu'elles se sont diversifiées davantage sur ces marchés. Ce résultat pourrait s'expliquer également par la plus grande

restructuration économique subie par les entreprises sous contrôle étranger durant la période de mise en œuvre de l'Accord de libre-échange avec les États-Unis²².

Il y a une autre façon d'interpréter les différences relevées entre les deux groupes. Il est utile de signaler que, si les marges prix-coût pour les entreprises sous contrôle américain sont sensibles à la croissance du PIB, les taux de rendement ne le sont pas. On peut en déduire que les augmentations de flux de bénéfices bruts s'accompagnent d'un investissement plus important dans le segment sous contrôle américain mais non dans celui sous contrôle canadien.

L'inclusion d'une variable de taux de change dans les équations de régression nous permet de distinguer entre l'effet des fluctuations du taux de change sur l'un et l'autre groupe.

Notre constatation que la variable *taux de change* est de signe positif dans toutes les spécifications dans lesquelles elle est statistiquement significative au niveau de 10 % ou à un niveau supérieur est conforme à l'hypothèse selon laquelle les exportateurs canadiens établissent leurs prix en fonction des marchés mondiaux. Les marges prix-coût ainsi que le taux de rendement des entreprises sous contrôle canadien augmentent considérablement lorsque le dollar canadien baisse par rapport au dollar américain. Cependant, seul le taux de rendement des entreprises sous contrôle américain subit un effet significatif, peut-être parce que les marges prix-coût reflètent la variation des prix pour ce qui est tant du numérateur que du dénominateur alors que ce n'est pas le cas des taux de rendement à court terme. Plus important encore, les entreprises sous contrôle américain sont probablement davantage intégrées aux marchés nord-américains où les importations représentent une part plus importante d'achats de matières intermédiaires sur lesquelles la dépréciation du dollar a un effet négatif.

22. Pour des preuves de la plus grande restructuration subie par les entreprises sous contrôle étranger autour d'un ensemble plus petit de produits, voir Baldwin, Beckstead et Caves (2001).

Annexe A

Comme la méthodologie employée aux fins de la présente étude exige l'utilisation d'observations contiguës sur des unités semblables, nous avons réduit la population aux seules observations qui fournissent cette information.

La composition des échantillons qui en résultent est indiquée aux tableaux A1 et A2 ci-dessous. Les « 1 » et les « x » représentent, respectivement, des données non manquantes et des données manquantes et tous les tableaux se rapportent à la composition des données transformées²³. Ainsi, la première ligne du tableau 1(a) montre que les données transformées qui sous-tendent les régressions présentées au tableau 2 portent sur 685 entreprises pour lesquelles des observations existent pour toutes les neuf périodes comprises entre 1990 et 1998 inclusivement. Il y a 199 entreprises pour lesquelles des observations existent pour la période de 1990 à 1995.

Tableau A1(a). Tendances du sous-échantillon au tableau 2, entreprises sous contrôle canadien (a) et (b)

Nombre d'entreprises affichant la tendance	Pourcentage d'entreprises affichant la tendance	Pourcentages cumulés	Tendance
685	39,14	39,14	11111111
199	11,37	50,51	11111xxx
151	8,63	59,14	x1111111
96	5,49	64,63	1111111x
76	4,34	68,97	xx111111
71	4,06	73,03	111111xx
57	3,26	76,29	xxx11111
50	2,86	79,14	x111111x
28	1,60	80,74	xx11111x
337	19,26	100,00	(autres tendances)
1 750	100,00		

Tableau A1(b). Tendances du sous-échantillon au tableau 2, entreprises sous contrôle américain (a) et (b)

Nombre d'entreprises affichant la tendance	Pourcentage d'entreprises affichant la tendance	Pourcentages cumulés	Tendance
237	50,11	50,11	11111111
21	4,44	54,55	x1111111
21	4,44	58,99	11111xxx
20	4,23	63,21	xx111111
16	3,38	66,60	xxxxxxx1
16	3,38	69,98	1111111x
13	2,75	72,73	xxxxxxx11
13	2,75	75,48	xxxxxxx111
13	2,75	78,22	111111xx
103	21,78	100,00	(autres tendances)
473	100,00		

23. Différenciées et décalées.

Tableau A2(a). Tendances du sous-échantillon au tableau 3, entreprises sous contrôle canadien (a) et (b)

Nombre d'entreprises affichant la tendance	Pourcentage d'entreprises affichant la tendance	Pourcentages cumulés	Tendance
612	37,68	37,68	11111111
189	11,64	49,32	11111xxx
141	8,68	58,00	x1111111
98	6,03	64,04	1111111x
71	4,37	68,41	xx111111
66	4,06	72,48	111111xx
53	3,26	75,74	x111111x
50	3,08	78,82	xxx11111
30	1,85	80,67	x11111xx
314	19,33	100,00	(autres tendances)
1 624	100,00		

Tableau A2(b). Tendances du sous-échantillon au tableau 3, entreprises sous contrôle américain (a) et (b)

Nombre d'entreprises affichant la tendance	Pourcentage d'entreprises affichant la tendance	Pourcentages cumulés	Tendance
214	50,12	50,12	11111111
19	4,45	54,57	x1111111
19	4,45	59,02	11111xxx
17	3,98	63,00	xx111111
17	3,98	66,98	1111111x
15	3,51	70,49	xxxxxxx1
14	3,28	73,77	111111xx
12	2,81	76,58	xxxxxxx11
12	2,81	79,39	xxxxxx111
88	20,61	100,00	(autres tendances)
427	100,00		

Bibliographie

Anderson, T.W. et C. Hsiao. 1981. "Estimation of Dynamic Models with Error Components." *Journal of the American Statistical Association*, 589-606.

Arellano, M. et S. Bond. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data." *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.

Baldwin, J.R. 1995. *The Dynamics of Industrial Competition*. Cambridge: Cambridge University Press.

Baldwin, J.R., D. Beckstead et R.E. Caves. 2001. *Changements observés au niveau de la diversification des entreprises du secteur canadien de la fabrication (de 1973 à 1997) : Vers la spécialisation*. Série de documents de recherche sur les études analytiques 11F0019MIF2001179. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, J.R. et N. Dhaliwal. 2001. "Hétérogénéité de la croissance de la productivité du travail dans le secteur de la fabrication : Comparaison entre les établissements sous contrôle canadien et étranger." Dans *Croissance de la productivité au Canada*. N° 15-204-XPF au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.

Baldwin, J.R. et P. Hanel. 2003. *Innovation and Knowledge Creation in an Open Economy: Canadian Industry and International Implications*. Cambridge: Cambridge University Press.

Baldwin, J.R. et W. Gu. 2003. *Roulement des usines et croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication*. Série de documents de recherche sur les études analytiques 11F0019MIF2003193. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, J.R. E. Rama et D. Sabourin. 1999. *Croissance de l'utilisation des technologies de pointe dans le secteur canadien de la fabrication durant les années 90*. Série de documents de recherche sur les études analytiques 11F0019MIF1999105. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Baldwin, J.R., D. Sabourin et D. West. 1999. *Technologie de pointe dans le secteur de la transformation des aliments au Canada*. N° 88-518-XIF au catalogue. Direction des études analytiques. Ottawa : Statistique Canada.

Blundell, R. et S. Bond. 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 87: 115-143.

Caves, R.E. 1971. "International Corporations: The Industrial Economics of Foreign Investment." *Economica* 38: 1-27.

Caves, R.E. 1982. *Multinational Enterprise and Economic Analysis*. Cambridge Surveys of Economic Literature. Cambridge: Cambridge University Press.

Chirinko, R.S. et S.M. Fazzari. 1994. "Economic Fluctuations, Market Power and Returns to Scale: Evidence From Firm Level Data." *Journal of Applied Econometrics*, 9: 47-69.

Clarke, R. et S. Davies. 1982. "Market Structure and Price-Cost Margins." *Economica*, 49: 227-287.

Conyon, M.J, S. Girma, S. Thompson et P.W. Wright. 2002. "The Productivity and Wage Effects of Foreign Acquisition in the United Kingdom." *Journal of Industrial Economics*, 50: 1, pp.85-101.

Conyon, M. et S. Machin. 1991. "Market Structure and the Empirical Specification of Profit Margins." *Economic Letters*, 35: 227-231.

Covari, R. et R. Wisner. 1991. *The Role of Foreign Multinationals in Shaping Canada's International Competitiveness*. Mimeo. Ottawa: Conseil économique du Canada et Investissement Canada.

Cowling, K. et M. Waterson. 1976. "Price-Cost Margins and Market Structure." *Economica*, 43: 267-274.

Doms, M. et J. Jensen. 1998. "Comparing Wages, Skills and Productivity Between Domestically and Foreign Owned Manufacturing Establishments in the United States." Dans J.R. Baldwin, R.E. Lipsey et J.D. Richardson (dir.) *Geography and Ownership as a Basis for Economic Accounting*, NBER Studies in Income and Wealth, Vol.59. Chicago: University of Chicago Press.

Dunning, J. (dir.). 1985. *Multinational Enterprises, Economic Structure and International Competitiveness*. Chester: John Wiley.

Dunning, J.H. 1993. *Multinational Enterprises and the Global Economy*. Wokingham, Angleterre: Addison-Wesley.

Fisher, F.M. et J.J. McGowan. 1983. "On the Misuse of Accounting Rates of Return to Infer Monopoly Profits." *American Economic Review*, 73: 82-97.

Galeotti, M. et F. Schiantarelli. 1998. "The Cyclicity of Markups in a Model with Adjustment Costs: Econometric Evidence for U.S. Industry." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60(2): 121-142.

Geroski, P. et A. Jacquemin. 1988. "The Persistence of Profits: An International Comparison." *Economic Journal*, 98, pp. 375-389.

Globerman, S., J.C. Ries et I. Vertinsky. 1994. "The Economic Performance of Foreign Affiliates in Canada." *Canadian Journal of Economics*, 27: 1, pp.143-156.

Goldberg, P.K. et M.M. Knetter. 1997. "Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?" *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXV, pp.1243-1272.

Gorecki, P.K. 1976. "The Determinants of Entry by Domestic and Foreign Enterprises in Canadian Manufacturing Industries: Some Comments and Empirical Results." *Review of Economics and Statistics*, 58 (Novembre): 485-88.

Green, E.J. et R.H. Porter. 1984. "Non-cooperative Collusion Under Imperfect Price Information." *Econometrica*, 52: 87-100.

Hall, R.E. 1986. "Market Structure and Macroeconomic Fluctuations." *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2: 285-322.

Hall, R.E. 1988. "The Relation Between Price and Marginal Cost in U.S. Industry." *Journal of Political Economy*, 96: 921-947.

Hansen, L.P. 1982. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica*, 50: 1029-1024.

Haskel, J., C. Martin et I. Small. 1995. "Price, Marginal Cost and the Business Cycle." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57: 25-41.

Head, K.1998. "Comparing Wages, Skills and Productivity Between Domestically and Foreign Owned Manufacturing Establishments in the United States: Comment." Dans R.E. Baldwin, R.E. Lipsey et J. David Richardson (dir.) *Geography and Ownership as a Basis for Economic Accounting*, NBER Studies in Income and Wealth, Vol.59, Chicago: University of Chicago Press.

Heckman, J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica*, 47(1): 153-161.

Khemani, R.S. et D.M. Shapiro. 1990. "The Persistence of Profitability in Canada." Chapitre 3 dans *The Dynamics of Company Profits* (publié sous la direction de D.C. Mueller, *op. cit.*).

Krugman, P. 1987. "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes." Dans Sven W. Arndt et J. David Richardson (dir.) *Real-Financial Linkages Among Open Economies*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Kyriazidou, E. 1997. "Estimation of a Panel Data Sample Selection Model." *Econometrica*, 65(6): 1335-1364.

Kyriazidou, E. 1999. *Estimation of Dynamic Panel Data Sample Selection Models*. Mimeo, University of Chicago.

Lancaster, T. 1990. *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge: Cambridge University Press.

- Levitt, K. 1970. *Silent Surrender—the Multinational Corporation in Canada*. Toronto: Macmillan.
- Machin, S. et J. van Reenen. 1993. “Profit Margins and the Business Cycle: Evidence for U.K. Manufacturing Firms.” *Journal of Industrial Economics*, 41: 29-50.
- Marston, R.C. 1990. “Pricing To Market in Japanese Manufacturing.” *Journal of International Economics*, 29: 217-36.
- McDonald, J.T. 1999. “The Determinants of Firm Profitability in Australian Manufacturing.” *Economic Record*, 75(229): 115-126.
- McKenzie, K. et A.J. Thompson. 1997. *Taxes, the Costs of Capital and Investment: A Comparison of Canada and the United States*. Document de travail 97-3. Technical Committee on Business Taxation. Ottawa: Ministère des Finances.
- Mintz, J. 2002. “Taxes and Fiscal Instruments in the New Economy.” *ISUMA* 3(1): 107-11.
- Morrison, C.J. 1993. “Productive and Financial Performance in U.S. Manufacturing Industries: An Integrated Structural Approach.” *Southern Economic Journal*, 60: 376-392.
- Morrison, C.J. 1994. “The Cyclical Nature of Markups in Canadian Manufacturing: A Production Theory Approach.” *Journal of Applied Econometrics*, 9: 269-282.
- Mueller, D.C. 1990. *The Dynamics of Company Profits*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Pacquet, G. (dir.). 1972. *The Ownership and Performance of Firms*. Toronto: Ryerson Press.
- Raynauld, A. 1972. “The Ownership and Performance of Firms.” dans G. Pacquet (dir.) *The Ownership and Performance of Firms*. Toronto: Ryerson Press.
- Rotemberg, J.J. et G. Saloner. 1986. “A Supergame-Theoretic Model of Price Wars during Booms.” *American Economic Review*, 76: 390-407.
- Safarian, A.E. 1969. *The Performance of Foreign-owned Firms in Canada*. Montreal: Private Planning Association of Canada.
- Salinger, M. 1984. “Tobin’s q , Unionization, and the Concentration-profits relationship.” *Rand Journal of Economics*, 15: 159-170.
- Saunders, R.S. 1980. “The Determinants of Productivity in Manufacturing Industries.” *Journal of Industrial Economics*, 29: 167-84.
- Schmalensee, R. 1989. “Intra-Industry Profitability Differences in U.S. Manufacturing 1953-1983.” *Journal of Industrial Economics*, 37(4): 337-357.

Statistique Canada. 1994. *CALURA, Sociétés*. N° 61-220-XPB au catalogue. Ottawa : Ministre de l'Industrie.

Statistique Canada. 1998. *Statistiques financières et fiscales des entreprises*. N° 61-219-XPB au catalogue. Ottawa : Ministre de l'Industrie.

Wernerfelt, B. et C.A. Montgomery. 1988. "Tobin's q and the Importance of Focus in Firm Performance." *American Economic Review*, 78: 246-250.