Les effets du régime fiscal sur les multinationales américaines et leurs filiales canadiennes

Jason G. Cummins
Université de New York

Décembre 1996

DOCUMENT DE TRAVAIL 96-4

Rédigé pour le
Comité technique de la fiscalité des entreprises

Les documents de travail sont diffusés afin de faire connaître les analyses préparées pour le Comité technique de la fiscalité des entreprises. Ils n'ont été évalués que sommairement; les points de vue qui y sont exprimés n'engagent donc que leurs auteurs et ne reflètent pas nécessairement l'opinion des membres du Comité technique.

Les effets du régime fiscal sur les multinationales américaines et leurs filiales canadiennes

Jason G. Cummins
Université de New York

Décembre 1996

DOCUMENT DE TRAVAIL 96-4

Rédigé pour le
Comité technique de la fiscalité des entreprises

Nous vous invitons à envoyer vos observations au sujet des documents de travail à :
John Sargent, Directeur exécutif
Comité technique de la fiscalité des entreprises
Ministère des Finances
Ottawa (Ontario) K1A 0G5
Télécopie : (613) 952-9569
Courrier électronique : Sargent.John@fin.gc.ca

Jason Cummins
Department of Economics
New York University
269 Mercer Street, 7th Floor
New York (N.Y.) 10003-6687
Télécopie : (212) 995-3932

Pour obtenir d'autres exemplaires de ce document,
veuillez vous adresser au :
Centre de distribution
Ministère des Finances
300, avenue Laurier ouest
Ottawa K1A 0G5

Téléphone : (613) 995-2855
Télécopie : (613) 996-0518

Également disponible sur Internet à l'adresse
http://www.fin.gc.ca/

This publication is also available in English.

Résumé

Ce document présente une méthode empirique qui fournit un cadre général pour l'étude du comportement des multinationales. Il expose d'abord un modèle structurel dynamique des multinationales. Les facteurs de production situés dans différents pays sont traités dans le modèle comme des termes distincts d'une technologie générale de production; des chocs de productivité non observables au niveau de l'entreprise et des chocs de la demande locale sont incorporés au modèle. La méthode semiparamétrique mise au point pour estimer le modèle est fondée sur la règle de sortie et les fonctions de demande de facteurs générées par la solution du problème dynamique stochastique de décision de l'entreprise, de manière à estimer de façon cohérente les paramètres de la technologie de production employée par cette dernière. Les paramètres de la fonction de production sont ensuite estimés au moyen d'un nouvel ensemble de données de panel recueillies au niveau de l'entreprise pour les multinationales américaines et leurs filiales canadiennes.

Les résultats indiquent que les multinationales américaines sont en mesure de procéder assez facilement à des substitutions de facteurs entre la société mère et les filiales canadiennes, sauf dans le cas du facteur travail, pour lequel les résultats sont mitigés. Les élasticités estimées permettent de dégager trois conclusions. En premier lieu, l'externalisation ou impartition pourrait expliquer dans une large mesure l'écart salarial entre les travailleurs les plus qualifiés et les autres aux États-Unis, non parce que la main-d'œuvre canadienne remplace le personnel de la société mère américaine, mais parce que le capital canadien y est substituable. En deuxième lieu, contrairement à une abondante littérature empirique selon laquelle le capital fixe serait immobile au niveau macroéconomique, les résultats de la présente étude indiquent que le capital fixe américain et le capital fixe canadien sont assez facilement substituables au niveau de l'entreprise. Il en résulte que les impôts sur le revenu du capital que subissent les multinationales sont en grande partie transférés, entraînant des pertes d'efficacité appréciables. Plus précisément, une hausse de l'impôt sur le capital qui se traduit par une augmentation de 10 p. 100 du prix relatif du capital intérieur entraînerait une diminution au moins égale du ratio du capital américain au capital canadien en régime permanent. Ce degré de substituabilité indique que les différents pays pourraient être confrontés à des pressions croissantes en matière d'impôt des sociétés, les entreprises transférant leur production là où les impôts sont les moins élevés. En troisième lieu, les estimations considérées dans leur ensemble indiquent que l'imposition des entreprises entraîne des pertes d'efficacité non négligeables. Par conséquent, lorsqu'un gouvernement national élabore sa politique fiscale, il devrait tenir tout particulièrement compte des différences de caractéristiques et de politiques fiscales des autres pays.

Table des matières

1. Modèle théorique 5

2. Estimation économétrique 11

3. Données 16

4. Résultats empiriques 23

5. Conclusion 30

Bibliographie 31

> Après avoir produit 20 millions de tablettes de gomme à mâcher par jour pendant plus de 40 ans à la même usine californienne, on pouvait supposer que la compagnie Wrigley était «indécollable» de Santa Cruz. Faux!
>
> La semaine dernière, le géant de la gomme à mâcher, dont le siège social est à Chicago, a annoncé qu'il fermerait son usine de Santa Cruz, ce qui fera perdre 311 emplois à la ville. La production sera prise en charge par deux autres usines aux États-Unis. Wrigley a annoncé dans un autre communiqué qu'elle commencerait lundi la construction d'une nouvelle usine de 25 millions de dollars à Saint-Pétersbourg (en Russie et non en Floride).
>
> D'après la compagnie, l'usine de Santa Cruz n'était plus rentable. Étant donné la croissance plus lente dans l'Ouest et les progrès de la technologie de production et d'emballage, l'usine de Santa Cruz fonctionnait à moins de 60 p. 100 de sa capacité. Il aurait été trop coûteux d'accroître la production. [TRADUCTION]
>
> *San Francisco Chronicle*, 30 avril 1996.

Les multinationales comme Wrigley ne cessent jamais de réévaluer l'affectation de leurs facteurs de production – capital et travail – pour servir les marchés intérieur et internationaux. Il s'agit d'un processus dynamique par nature. Les entreprises prennent leurs décisions – fermeture d'usines désuètes, ouverture de nouvelles installations, modification de la production et des investissements dans les usines existantes – en fonction des variations des prix et de la demande locale ainsi que de l'évolution de la productivité. Les gouvernements nationaux doivent trouver la manière de concevoir une politique fiscale optimale dans les circonstances. D'après la théorie, une politique fiscale optimale devrait réduire au minimum les pertes d'efficacité, lesquelles dépendent de la substituabilité des facteurs de production mis en œuvre dans les différents pays par les multinationales. Si les facteurs intérieurs et étrangers sont assez facilement substituables, les impôts appliqués dans un pays peuvent pousser les multinationales à relocaliser leur production ailleurs. Cela permet aux facteurs de production relativement mobiles d'échapper à l'impôt, mais son incidence est transférée aux facteurs peu mobiles, d'où une perte d'efficacité non négligeable.

La question clé est donc la substituabilité des facteurs de production entre pays. Les études théoriques consacrées à l'imposition du revenu du capital dans un cadre d'économie ouverte n'est guère utile à cet égard. En fait, les hypothèses habituelles sont que le capital fixe est mobile, tandis que la main-d'œuvre ne l'est pas à l'échelle internationale, et que les pays se voient imposer le coût du capital par les marchés internationaux. Étant donné ces hypothèses, la théorie de l'impôt optimal prescrit que le revenu du capital devrait être entièrement exonéré d'impôt, car toute

augmentation d'impôt, si minime soit-elle, poussera les multinationales à se réinstaller à l'étranger. Or, tous les pays développés imposent les revenus du capital. Cela pourrait être dû tout simplement au fait que le capital n'est pas mobile à l'échelle internationale.

Les études empiriques consacrées à la mobilité du capital remontent à Feldstein et Horioka (1980), qui sont les premiers à avoir démontré la corrélation presque parfaite existant entre les variations de l'investissement fixe intérieur global et de l'épargne nationale. Autrement dit, les pays à faible taux d'épargne ne compensent apparemment pas cette caractéristique par l'importation de capital. On pourrait expliquer cela en postulant que les investissements intérieurs sont essentiellement soumis à la contrainte de l'épargne intérieure, c'est-à-dire que les investisseurs n'empruntent pas à l'étranger. Un bon nombre d'études faites par la suite ont démontré la validité de cette conclusion en la reproduisant, en la prolongeant et en l'affinant. Le gros des résultats empiriques continue de militer en faveur d'une relation de dépendance entre les décisions d'investissement et les éléments fondamentaux de l'économie intérieure. Cela semble aller à l'encontre des observations empiriques selon lesquelles les taux d'intérêt sont étroitement liés à l'échelle internationale (voir par exemple Obstfeld (1986) et Frankel (1993)). Il reste que, malgré des années de recherche, les économistes sont loin d'en arriver à un consensus sur la façon d'expliquer cette contradiction apparente (voir par exemple le tour d'horizon proposé par Obstfeld (1993)).

Alors que la structure institutionnelle de l'imposition des revenus du capital et les études empiriques existantes indiquent que le capital fixe et la main-d'œuvre ne sont pas mobiles à l'échelle internationale, Wrigley n'est qu'un exemple parmi d'autres des multinationales de plus en plus nombreuses qui ont réussi à mobiliser capital et travail dans différents pays et à les déplacer par-delà les frontières. La presse et les politiciens, que ce soit aux États-Unis ou dans les autres pays industrialisés, prétendent souvent que les multinationales déménagent usines et emplois à l'étranger (l'énorme «effet de succion» évoqué par Ross Perot) pour profiter de bas salaires, d'un coût du capital peu élevé et d'une réglementation plus libérale.

Comment justifier l'hypothèse de non-mobilité du capital étant donné cet empirisme non rigoureux? L'approche habituelle ne nous est guère utile, puisqu'elle définit l'entreprise comme une

unité de production fabriquant un bien à un endroit. Les entreprises à installations de production multiples sont soit exclues de l'analyse, soit considérées comme prenant leurs décisions de façon indépendante pour chaque usine. Dans ce cadre, la seule manière pour une multinationale d'avoir accès à un marché étranger est d'y réaliser sa production. Comme cette dernière dépend uniquement de la demande prévue dans le pays d'accueil, on peut séparer les décisions d'investissement dans le pays d'origine de la multinationale et à l'étranger. Par conséquent, quand un gouvernement national formule sa politique d'imposition des revenus du capital, il n'est guère incité à tenir compte des caractéristiques et des politiques des autres pays. Inversement, si les multinationales arrivent à surmonter progressivement les barrières commerciales (dues, par exemple à la réglementation ou à l'asymétrie de l'information), elles peuvent obtenir des avantages sensibles sur le plan de la production et de la fiscalité en substituant, par exemple, du capital étranger au capital national. Si tel est le cas, la mobilité des investissements risque de miner considérablement la capacité d'un pays d'imposer les revenus du capital. Par conséquent, lorsqu'un gouvernement national formule sa politique d'imposition des revenus du capital, il devrait tenir compte des différences de caractéristiques et de politiques fiscales des autres pays. L'évaluation de ces points de vue contraires dépend de la substituabilité des facteurs de production nationaux et étrangers pour les multinationales. Les recherches empiriques effectuées à ce jour ne permettent pas de répondre à cette importante question, car elles ont porté principalement sur des corrélations à forme réduite de variables globales (voir par exemple Feldstein (1983), (1995), Dooley, Frankel et Mathieson (1987), Tesar (1991), Stevens et Lipsey (1992) et Ghosh (1995)).

Nous présentons dans ce document un modèle structurel dynamique de la multinationale qui permet d'estimer directement le taux de substituabilité des facteurs de production mis en œuvre par ce type d'entreprise. Ce modèle se distingue principalement par son caractère général. Le problème de décision dynamique stochastique de l'entreprise considère les facteurs situés dans différents pays comme des facteurs de production différents. Lorsqu'il s'agit de choisir ces facteurs, l'entreprise observe à la fois sa productivité propre et les variations de la demande, tandis que l'économétricien ne peut observer aucun des deux phénomènes. La productivité est une variable d'état autocorrélée dans le problème de décision de l'entreprise, tandis que les variations

de la demande sont observées au cours de chaque période, à la fois dans le pays d'origine et le pays d'accueil. Le problème de décision de l'entreprise n'est pas résolu de manière explicite. Ce sont plutôt la règle de sortie et les fonctions de demande de facteurs générées par la solution qui servent à estimer les paramètres de la technologie de production de l'entreprise. La règle de sortie sert à corriger le biais de sélection des données, tandis que les fonctions de demande de facteurs sont inversées de manière à exprimer les variations non observables en termes de variations observables. Cette méthode a pour avantage de permettre d'estimer de façon cohérente la relation technologique entre la production et les facteurs sans essayer de résoudre directement le problème dynamique de décision de l'entreprise en présence de données non observables autocorrélées.

Les variables d'état autocorrélées non observables (pour l'économétricien) compliquent l'estimation à deux égards. D'abord, un plus grand nombre de facteurs variables présentent une plus forte corrélation avec la réalisation de la variation de productivité; ensuite, la demande de facteurs est endogène parce qu'elle est déterminée en partie par les attentes de l'entreprise concernant la réalisation du choc de productivité quand les facteurs sont mis en œuvre (autrement dit, les facteurs en place sont corrélés avec la réalisation du choc de productivité, d'où un biais de simultanéité). Par conséquent, les méthodes économétriques habituelles produisent des estimations biaisées de la demande de facteurs et des paramètres de production. Pour obtenir des estimations non biaisées des principaux paramètres structurels, nous prolongeons la méthode d'estimation mise au point par Pakes (1994) et Olley and Pakes (1996). Le modèle est estimé à l'aide d'un nouvel ensemble de données d'entreprise longitudinales (données de panel) élaboré à partir de diverses sources, qui nous renseigne sur l'utilisation des facteurs capital et travail intérieurs et étrangers pour chaque pays ainsi que les ventes, pour plus de 100 multinationales américaines et leurs filiales canadiennes de 1980 à 1994, ainsi que sur les prix et les variables fiscales pertinentes.

Les estimations des paramètres de production applicables aux multinationales américaines et à leurs filiales canadiennes projettent un éclairage nouveau sur le comportement de ces entreprises en particulier et sur la mobilité du capital et du travail à l'échelle internationale de façon plus générale. Pour la première fois dans la littérature économique, nous présentons des estimations de la substituabilité, au niveau de l'entreprise, du capital national et étranger et nous fournissons de

nouveaux résultats concernant l'élasticité propre et croisée de substitution de la main-d'œuvre nationale et étrangère et des autres facteurs de production. Les estimations fournissent un cadre qui permet d'évaluer différentes propositions de politique fiscale ainsi que les nombreuses explications avancées pour justifier la corrélation presque parfaite entre l'investissement fixe intérieur et l'épargne nationale.

Voici le plan du document. La section 1 décrit le modèle théorique. La section 2 expose de façon détaillée la méthode économétrique suivie. La section 3 présente l'ensemble de données utilisé. Quant à la section 4, elle décrit les résultats de l'estimation, tandis que la dernière section expose nos conclusions.

1. Modèle théorique

Le modèle présente quatre caractéristiques essentielles pour l'étude des multinationales. En premier lieu, il s'agit d'un modèle dynamique auxquelles sont explicitement incorporées les variations de la productivité propre de l'entreprise et les variations de la demande locale. En deuxième lieu, il admet l'absence non aléatoire de données et permet la «sortie» de l'entreprise[1]. En troisième lieu, il combine le problème dynamique de décision de l'entreprise à une technologie de production générale comportant une élasticité de substitution entre facteurs qui est constante, mais non nécessairement égale à l'unité. En quatrième et dernier lieu, il comprend des stocks de capital et des flux de facteurs multiples, indexés en fonction du pays choisi par l'entreprise pour réaliser sa production.

[1] Il serait intéressant de représenter dans le modèle à la fois le phénomène d'entrée et le phénomène de sortie. Cela fera toutefois l'objet de recherche future, les données ne permettant pas de déterminer précisément les caractéristiques des lieux d'implantation effectifs et potentiels de l'entreprise.

Nous faisons l'hypothèse que la multinationale réalise une production Y à l'aide de **K** unités de capital et **L** unités de travail (sous forme vectorielle), les facteurs étant indicés en fonction du pays de localisation. (Ainsi, le travail et le capital nationaux ou intérieurs sont désignés par L^d et K^d respectivement et le travail et le capital étrangers, par $L^f = \Sigma L_n$ et $K^f = \Sigma K_n$, lorsque n désigne le nombre de pays étrangers dans lesquels l'entreprise déclare mener des activités.) L'ajustement du facteur travail n'entraîne aucun coût, tandis que le coût du capital est désigné par **p**, également indicé en fonction du pays.

Nous pouvons introduire dans le modèle trois perturbations structurelles séparables, additives en logarithmes. Tout d'abord, l'entreprise (mais non l'économétricien) observe un indice multiplicatif non négatif de moyenne un de sa productivité, ω, qu'elle s'efforce d'optimiser. La variable ω est une variation stochastique imposée de la technologie de production de l'entreprise, présentant une distribution connue qui est autocorrélée, indépendante et répartie de manière indépendante et identique (iid) entre les entreprises. Ce cadre est suffisamment général pour que, dans une autre formulation, chaque entreprise puisse avoir un ω distinct indicé par pays, à condition que les différents chocs de productivité soient additifs en logarithmes dans la fonction décrivant la technologie de production. Deuxièmement, l'entreprise (mais non l'économétricien) observe un vecteur multiplicatif non négatif de moyenne un des variations de la demande η, indicé selon l'année et le pays, qu'elle s'efforce d'optimiser. La variable η est une perturbation stochastique du processus de production de l'entreprise, présentant une distribution connue iid entre les périodes et les pays. Troisièmement, nous introduisons dans le modèle une perturbation aléatoire multiplicative non négative de moyenne un, ε, pour représenter l'erreur de mesure[2]. La fonction de production de l'entreprise s'exprime donc sous la forme $Y = F(\mathbf{K}, \mathbf{L}, \omega, \eta, \varepsilon | \alpha)$, où α est le vecteur décrivant les coefficients techniques de production. Le but de la méthode économétrique est d'estimer α.

[2] On pourrait également considérer ε comme une erreur d'optimisation, qui permettrait aux conditions de premier ordre de l'entreprise d'être satisfaites uniquement en espérance mathématique (du point de vue de l'économétricien), ou comme un choc de productivité qui intervient après que les décisions de choix des facteurs ont été prises, ces décisions étant iid entre les périodes et les entreprises.

Nous faisons l'hypothèse que l'entreprise fabrique un produit homogène à l'aide d'une technologie générale qu'on peut représenter par une fonction translog. Nous choisissons ce type de fonction parce qu'il s'agit d'une forme fonctionnelle souple qui offre une représentation de second ordre de n'importe quelle fonction continue arbitraire de production différentiable deux fois et qu'elle permet une substituabilité non égale à l'unité entre les facteurs. Nous faisons enfin l'hypothèse que les écarts de rentabilité entre les entreprises résultent d'un changement technique neutre à la Hicks (CTNH)[3].

Puisque nous étudions la production, nous la représentons sous la forme d'une fonction composite de tous les facteurs de production des multinationales, nationaux *et* étrangers. Cela signifie que des facteurs séparés dans l'espace entrent dans une même technologie de production. Cette représentation générale englobe la formulation habituelle dans laquelle les processus de production nationaux et étrangers sont traités séparément (usines indépendantes). Rappelons que, dans la représentation habituelle, les facteurs séparés dans l'espace entrent dans des fonctions de production totalement distinctes. Dans notre cadre général, l'hypothèse de séparation des processus distincts dans l'espace peut faire l'objet de tests. La formulation composite pourrait équivaloir à une fonction constituée par la somme de deux processus de production séparés dans l'espace, et l'on pourrait constater par des tests empiriques appliqués à notre méthode que les effets croisés entre facteurs sont nuls, comme ce serait le cas si la seule fin de la production locale était de répondre à la demande locale. Par conséquent, le cadre présenté ici n'impose ni n'exclut aucun degré de substituabilité des facteurs.

Même si les résultats des tests rejettent indiscutablement les restrictions imposées par la formulation classique, nous n'adoptons pas le modèle présenté ici à l'exclusion des autres possibilités. Nous examinons aussi la séparabilité dans l'espace en spécifiant des fonctions de production distinctes par pays, les ventes dans chaque pays étant uniquement fonction

[3] Nous nous proposons d'étudier dans des travaux futurs l'effet qu'aurait sur les estimations un relâchement de l'hypothèse de CTNH.

des facteurs qui y sont situés. Ces modèles produisent des estimations des paramètres qui sont instables et très peu plausibles.

Si la représentation habituelle est rejetée, il faut opter pour un modèle général, où les multinationales peuvent accroître la demande de facteurs dans les marchés où le prix des facteurs a baissé et la diminuer là où les prix des facteurs ont augmenté, mais sans nécessairement remplacer en totalité la production réalisée dans un pays par la production exécutée ailleurs quand les prix des facteurs varient. La technologie de production composite permet de tenir compte des avantages comparatifs, comme cela serait le cas si l'entreprise exécutait une partie de sa production dans un pays et le reste dans un autre. Sous cet angle, le phénomène de substitution reflète un transfert des tâches de production entre pays à mesure que les prix des facteurs évoluent. Ou encore, si les usines de l'entreprise sont autonomes, il se peut que les facteurs soient corrélés dans l'espace parce que les entreprises modifient leur production (ou, à tout le moins, veulent garder la possibilité de le faire) dans un pays donné quand les prix des facteurs, la productivité, la demande ou le taux de change varient.

Au cours de chaque période *t*, l'entreprise commence par décider si elle poursuit ses activités pendant une autre période ou si elle les arrête (ce que nous appelons la «sortie»)[4]. Dans le second cas, l'entreprise perçoit une valeur de liquidation Ψ. Si elle poursuit ses activités, elle choisit une certaine quantité de main-d'œuvre et réalise des bénéfices, le tout étant conditionné par les valeurs en début de période des variables d'état, le capital **K**, le coût du capital **p**, la productivité de l'entreprise ω et la demande η. Exprimons la fonction de bénéfice sous la forme $\pi_t(K_t, \mathbf{p}_t, \eta_t, \omega_t)$ ($\pi_K > 0$, $\pi_{KK} < 0$). Comme dans Ericson et Pakes (1995), la fonction de bénéfice dépend aussi de la structure du marché – tout comme la fonction de valeur présentée plus loin. Étant donné que les structures de marché sont censées être identiques pour toutes les entreprises au cours d'une période donnée mais non d'une période à l'autre, nous les omettons de la notation, sans que le caractère général du modèle s'en trouve diminué, pour indicer plutôt la fonction de bénéfice (et de valeur) par période.

[4] L'indice d'entreprise, *i*, a été supprimé pour simplifier la notation.

Le coût du capital est observable aussi bien par l'entreprise que par l'économétricien. La demande évolue selon un processus exogène iid entre les périodes et les pays. La productivité ω évolue selon un processus de Markov exogène. La distribution de ω_{t+1} est donnée par la famille de fonctions

$$f_{\omega} = \{ f(.|\omega), \omega \in \Omega \}. \tag{1}$$

En fin de période , l'entreprise choisit un vecteur d'investissement **I** et le stock de capital **K** se déprécie au taux géométrique δ, de sorte que le stock de capital de la période suivante est :

$$\mathbf{K}_{t+1} = \mathbf{K}_t(1-\delta) + \mathbf{I}_t . \tag{2}$$

Nous faisons l'hypothèse que l'entreprise est neutre face au risque et cherche à maximiser la valeur actuelle (en espérance mathématique) de ses bénéfices nets futurs. L'équation de Bellman est donc, pour l'entreprise :

$$\begin{aligned} V_t(\mathbf{K}_t, \mathbf{p}_t, \eta_t, \omega_t) = \max \Big\{ & \psi, \sup_{\mathbf{I}_t} \{ \pi_t(\mathbf{K}_t, \mathbf{p}_t, \eta_t, \omega_t) - C(\mathbf{I}_t, \mathbf{K}_t) \\ & + \beta_t E \left[V_{t+1}(\mathbf{K}_{t+1}, \mathbf{p}_{t+1}, \eta_{t+1}, \omega_{t+1}) \,|\Theta_t \right] \Big\} \end{aligned} \tag{3}$$

où E est l'opérateur d'espérance mathématique, β_t le facteur d'actualisation au temps *t*, $C(I_t,K_t)$ le coût réel d'ajustement du stock de capital ($C_{\mathbf{I}} > 0$, $C_{\mathbf{II}} > 0$, $C_{\mathbf{K}} < 0$, $C_{\mathbf{KK}} < 0$) et Θ_t l'ensemble d'information au temps *t*. L'équation (3) exprime le fait que l'entreprise compare sa valeur de liquidation à la valeur actualisée de ses bénéfices futurs (en espérance mathématique) pour décider de poursuivre ses activités pendant une autre période. Si les valeurs des variables d'état rendent la poursuite de l'exploitation rentable comparativement à la liquidation, l'entreprise choisit un niveau optimal d'investissement brut.

La solution générale de cette fonction de valeur est très compliquée. Cependant, la règle de sortie et la fonction de demande d'investissement générées par la solution peuvent servir à obtenir des estimations économétriques des paramètres structurels de la technologie de production de l'entreprise. Exprimons la fonction indicatrice d'entrée et de sortie sous la forme :

$$\iota_t = \begin{cases} 1 \; si \; s_t \geq \underline{\omega}_t(\mathbf{K}_t, \mathbf{p}_t) \\ 0 \; \text{sinon,} \end{cases} \tag{4}$$

où $s_t = \omega_t + \eta_t$ n'est pas observable et $\underline{\omega}$ est le seuil de sortie. À noter que, comme $V(K_t, \mathbf{p}_t, \eta_t, \omega_t)$ est fonction croissante de $\mathbf{K}$, $\underline{\omega}_t(\mathbf{K}_t, \mathbf{p}_t)$ est fonction décroissante de $\mathbf{K}$.

Définissons ainsi la fonction de demande d'investissement :

$$\mathbf{I}_t = \mathbf{I}_t(\mathbf{K}_t, \mathbf{p}_t, \eta_t, \omega_t). \tag{5}$$

Nous faisons l'hypothèse que $\mathbf{I}_\omega(\mathbf{K}_t, \mathbf{p}_t, \eta_t, \omega_t) > 0$. Le seuil de sortie $\underline{\omega}_t$ et la fonction d'investissement $\mathbf{I}_t$ sont fonction du temps parce qu'ils sont déterminés dans le cadre de la structure de marché d'équilibre.

Si l'on fait les hypothèses $E(\eta_t \eta_{t-1}) = 1$ et $E(\eta_t | \mathbf{K}_t, \mathbf{p}_t, \omega_t) = 1$, l'équation (5) peut être reformulée avec élimination de la variation de la demande η_t :

$$\mathbf{I}_t = \mathbf{I}(\mathbf{K}_t, \mathbf{p}_t, \omega_t). \tag{6}$$

L'équation (6) explique le fait que les chocs de la demande n'ont aucun effet sur la demande d'investissement parce que, par hypothèse, η_t ne fournit aucune information sur la demande future ni sur les éléments fondamentaux qui déterminent le rendement marginal du capital. Les chocs de la demande influent donc uniquement sur la quantité de travail utilisée, puisqu'il s'agit d'une variable ajustable sans coût.

Étant donné les hypothèses de CTNH et de séparabilité (additive en logarithmes) des perturbations stochastiques de la production, la fonction translog utilisée pour représenter la technologie de production générale s'exprime sous la forme :

$$
\begin{aligned}
y_t = {} & \alpha_0 + \alpha_1 l_t^d + \alpha_2 l_t^f + \alpha_3 k_t^d + \alpha_4 k_t^f \\
& + \tfrac{1}{2}\left[\alpha_{11} l_t^d l_t^d + \alpha_{22} l_t^f l_t^f + \alpha_{33} k_t^d k_t^d + \alpha_{44} k_t^f k_t^f\right] \\
& + \alpha_{12} l_t^d l_t^f + \alpha_{13} l_t^d k_t^d + \alpha_{14} l_t^d k_t^f + \alpha_{23} l_t^f k_t^d + \alpha_{24} l_t^f k_t^f + \alpha_{34} k_t^d k_t^f \\
& + \eta_t + \omega_t + \varepsilon_t ,
\end{aligned}
\tag{7}
$$

où les minuscules représentent les logarithmes des variables (y compris η, ω et ε).

2. Estimation économétrique

Nous décrirons ici la méthode économétrique mise en œuvre, en commençant par quelques considérations générales. La méthode classique employée dans les études empiriques consacrées à l'organisation industrielle consiste à estimer le système d'équations exprimant les parts des facteurs qui découlent de la fonction de coût, associée à la fonction de production. Cette méthode ne permet pas de profiter de la richesse des données d'entreprise longitudinales dont nous disposons, certaines des statistiques de prix n'étant disponibles que par pays. Nous mettons donc en œuvre, à titre de solution de rechange, une nouvelle méthode économétrique à trois étapes qui tient compte des biais bien documentés que comporte l'estimation des fonctions de production.

La première étape consiste à établir un estimateur semiparamétrique de l'équation (7) qui, à partir d'un estimateur non paramétrique, permet d'obtenir des estimations paramétriques des coefficients de la main-d'œuvre utilisée. Étant donné que la distribution de la variable non observée ω est tronquée par le phénomène de sortie, la deuxième et la troisième étapes mettent en œuvre une version semiparamétrique d'un modèle de sélection d'échantillon. La deuxième étape consiste à estimer le mécanisme de sélection[5]. La troisième étape met en œuvre la méthode non linéaire des moindre carrés pour ajuster une série non paramétrique

[5] Au phénomène de sortie proprement dit s'ajoute probablement l'absence non aléatoire de certaines données puisque les entreprises peuvent choisir la manière de déclarer leurs données comptables. La technique économétrique peut permettre de tenir compte également de ce problème de sélection, qui est évoqué à la section 3.

à la correction du processus de sélection et à l'indice de productivité estimé, pour obtenir des estimations des paramètres structurels restants.

Une estimation cohérente de l'équation (7) pose deux problèmes. Premièrement, un biais de simultanéité découle de la corrélation entre les facteurs en place et la productivité courante ω. Cela est dû au fait que les choix courants de facteurs sont fonction de la réalisation future (en espérance mathématique) de la variable d'état autocorrélée non observée (par l'économétricien) ω. Toute technique économétrique qui ne tient pas compte de ce caractère endogène produira des estimations trop élevées des coefficients des facteurs. Le biais le plus marqué sera observé dans le cas du facteur le plus variable **L**, parce qu'il est davantage corrélé avec les valeurs réalisées courantes de ω. En outre, les facteurs variables pourraient également être corrélés à η.

Deuxièmement, un biais de sélection résulte du fait que le phénomène de sortie de l'entreprise tronque la distribution observée de *s* en fonction des facteurs de production. Il en résulte une variable omise :

$$\mathrm{E}\left[s_t \,|\, \mathbf{k}_t, \mathbf{l}_t, \omega_{t-1}, \iota_t = 1\right]$$

dans l'espérance conditionnelle

$$\mathrm{E}\left[y_t \,|\, \mathbf{k}_t, \mathbf{l}_t, \omega_{t-1}, \iota_t = 1\right].$$

Si $\underline{\omega}_t(\mathbf{k},\mathbf{p})$ est fonction décroissante de **k**, les entreprises ayant un stock de capital plus important s'attendraient à des bénéfices futurs supérieurs pour une valeur donnée de *s*, de sorte qu'elles poursuivraient leurs activités pour des valeurs réalisées plus faibles de *s*. Le biais de sélection rendrait l'espérance conditionnelle de s_t décroissante en **k**. Toute méthode économétrique qui ne tient pas compte de cette variable omise produira des estimations trop faibles des coefficients du capital.

Nous adoptons la technique inaugurée par Olley et Pakes (1996) pour traiter les deux problèmes qui viennent d'être exposés. Nos calculs s'inspirent des leurs, à trois variantes près : nous envisageons une technologie de production plus générale, nous admettons des vecteurs capital et travail et nous généralisons le mécanisme de sélection. Cette technique produit des estimations cohérentes des coefficients de l'équation (7) en exprimant la variable d'état non observable en

fonction des variables observables, et le terme non observable η en fonction de la période et du pays. À condition que $\mathbf{i}_t > 0$, l'équation (6), qui décrit la fonction de demande d'investissement, est inversable à l'égard des variables observables $(\mathbf{i}_t, \mathbf{k}_t, \mathbf{p}_t)$ et peut donc s'exprimer sous la forme :

$$\omega_t = g_t(\mathbf{i}_t, \mathbf{k}_t, \mathbf{p}_t). \tag{8}$$

Si l'on incorpore cette expression à l'équation (7), on obtient :

$$\begin{aligned} y_t = {} & \alpha_1 l_t^d + \alpha_2 l_t^f + \tfrac{1}{2}[\alpha_{11} l_t^d l_t^d + \alpha_{22} l_t^f l_t^f] \\ & + \alpha_{12} l_t^d l_t^f + \alpha_{13} l_t^d k_t^d + \alpha_{14} l_t^d k_t^f + \alpha_{23} l_t^f k_t^d + \alpha_{24} l_t^f k_t^f \\ & + h_t(\mathbf{i}_t, \mathbf{k}_t) + \eta_t + \varepsilon_t. \end{aligned} \tag{9}$$

où

$$\begin{aligned} h_t(\mathbf{i}_t, \mathbf{k}_t) = {} & \alpha_0 + \alpha_3 k_t^d + \alpha_4 k_t^f \\ & + \frac{1}{2}\left[\alpha_{33} k_t^d k_t^d + \alpha_{44} k_t^f k_t^f\right] + \alpha_{34} k_t^d k_t^f + g_t(\mathbf{i}_t, \mathbf{k}_t, \mathbf{p}_t). \end{aligned} \tag{10}$$

Dans une première étape, nous procédons à une estimation semiparamétrique de l'équation (9) en projetant y_t sur les fonctions de main-d'œuvre nationale et étrangère, les variables de période et de pays avec des interactions à titre de régresseurs pour η_t, et un polynôme de quatrième ordre en $(\mathbf{i}_t, \mathbf{k}_t, \mathbf{p}_t)$ à titre de régresseurs pour h_t. Cette étape permet d'obtenir des estimations cohérente des coefficients du facteur travail (pour plus de détails, voir Olley et Pakes (1996), Robinson (1988) et Newey (1995)).

La deuxième étape consiste à estimer le mécanisme de sélection quand la probabilité de survie est :

$$
\begin{aligned}
\mathrm{P}\left[\iota_{t+1}=1 \mid \underline{\omega}_{t+1}(\mathbf{k}_{t+1},\mathbf{p}_{t+1}),\Theta_t\right] &= \mathrm{P}\left[s_{t+1}\geq \underline{\omega}_{t+1}(\mathbf{k}_{t+1},\mathbf{p}_{t+1}) \mid \underline{\omega}_{t+1}(\mathbf{k}_{t+1},\mathbf{p}_{t+1}),\omega_t\right] \\
&= f_t\left[\underline{\omega}_{t+1}(\mathbf{k}_{t+1},\mathbf{p}_{t+1}),\omega_t\right] \\
&= f_t(\mathbf{i}_t,\mathbf{k}_t,\mathbf{p}_t) \\
&\equiv P_t.
\end{aligned}
\tag{11}
$$

où P est l'opérateur de probabilité et P la probabilité de sélection ou, si l'on reprend les termes de Rosenbaum et Rubin (1993), le «score de propension» (*propensity score*). La deuxième égalité découle de l'équation (1) et la troisième, des équations (2) et (8). Nous estimons cette probabilité en utilisant comme régresseur un polynôme de quatrième ordre en $(\mathbf{i}_t,\mathbf{k}_t,\mathbf{p}_t)$.

La dernière étape consiste à exprimer l'espérance mathématique de y_{t+1}, étant donné les estimations de la première étape et la probabilité de survie :

$$
\begin{aligned}
&\mathrm{E}\Big[y_{t+1} - \hat{\alpha}_1 l^d_{t+1} - \hat{\alpha}_2 l^f_{t+1} - \tfrac{1}{2}\left[\hat{\alpha}_{11} l^d_{t+1} l^d_{t+1} - \hat{\alpha}_{22} l^f_{t+1} l^f_{t+1}\right] - \hat{\alpha}_{12} l^d_{t+1} l^f_{t+1} \\
&- \hat{\alpha}_{13} l^d_{t+1} k^d_{t+1} - \hat{\alpha}_{14} l^d_{t+1} k^f_{t+1} - \hat{\alpha}_{23} l^f_{t+1} k^d_{t+1} - \hat{\alpha}_{24} l^f_{t+1} k^f_{t+1} \mid \mathbf{k}_{t+1}, \iota_{t+1} = 1\Big] \\
&= \alpha_0 + \alpha_3 k^d_{t+1} + \alpha_4 k^f_{t+1} + \tfrac{1}{2}\left[\alpha_{33} k^d_{t+1} k^d_{t+1} + \alpha_{44} k^f_{t+1} k^f_{t+1}\right] + \alpha_{34} k^d_{t+1} k^f_{t+1} \\
&\quad + \varepsilon_{t+1} + E\left[s_{t+1} \mid \omega_t, \iota_{t+1} = 1\right] \\
&= \alpha_0 + \alpha_3 k^d_{t+1} + \alpha_4 k^f_{t+1} + \tfrac{1}{2}\left[\alpha_{33} k^d_{t+1} k^d_{t+1} + \alpha_{44} k^f_{t+1} k^f_{t+1}\right] + \alpha_{34} k^d_{t+1} k^f_{t+1} \\
&\quad + \varepsilon_{t+1} + \int_{\underline{\omega}_{t+1}} \omega_{t+1} \frac{f(d\omega_{t+1} \mid \omega_t)}{\int_{\underline{\omega}_{t+1}} f(d\omega_{t+1} \mid \omega_t)} \\
&= \alpha_0 + \alpha_3 k^d_{t+1} + \alpha_4 k^f_{t+1} + \tfrac{1}{2}\left[\alpha_{33} k^d_{t+1} k^d_{t+1} + \alpha_{44} k^f_{t+1} k^f_{t+1}\right] + \alpha_{34} k^d_{t+1} k^f_{t+1} \\
&\quad + \varepsilon_{t+1} + k(\underline{\omega}_{t+1}, \omega_t).
\end{aligned}
\tag{12}
$$

Le dernier terme de l'équation (12) exprime le biais de sélection en fonction de deux indices non observables $\underline{\omega}_{t+1}$ et ω_t. Pour tenir compte du biais, il faut réexprimer les variables non observables en fonction des termes observables. L'équation de sélection présentée en (11) peut être inversée de manière à exprimer $\underline{\omega}_{t+1}$ en fonction de P_t et de ω_t. Pour des valeurs fixes des paramètres, h_t peut être réagencé dans l'équation (10) afin d'exprimer ω_t en fonction des variables observables:

$$\omega_t = h_t(\mathbf{i}_t, \mathbf{k}_t) - \alpha_3 k_t^d - \alpha_4 k_t^f - \frac{1}{2}\left[\alpha_{33} k_t^d k_t^d - \alpha_{44} k_t^f k_t^f\right] - \alpha_{34} k_t^d k_t^f . \tag{13}$$

L'utilisation des deux résultats donne :

$$\begin{aligned} & k(\underline{\omega}_{t+1}, \omega_t) = \\ & k\Big\{ f^{-1}\Big[P_t, h_t - \alpha_3 k_t^d - \alpha_4 k_t^f - \frac{1}{2}\Big(\alpha_{33} k_t^d k_t^d - \alpha_{44} k_t^f k_t^f\Big) - \alpha_{34} k_t^d k_t^f \Big], \\ & h_t - \alpha_3 k_t^d - \alpha_4 k_t^f - \frac{1}{2}\Big(\alpha_{33} k_t^d k_t^d - \alpha_{44} k_t^f k_t^f\Big) - \alpha_{34} k_t^d k_t^f \Big\} \\ & \equiv k_t(P_t, g_t). \end{aligned} \tag{14}$$

L'équation estimée au cours de la dernière étape est obtenue par incorporation de l'expression (14) dans l'équation (12) :

$$\begin{aligned} & y_{t+1} - \hat{\alpha}_1 l_{t+1}^d - \hat{\alpha}_2 l_{t+1}^f - \frac{1}{2}\Big[\hat{\alpha}_{11} l_{t+1}^d l_{t+1}^d - \hat{\alpha}_{22} l_{t+1}^f l_{t+1}^f\Big] - \hat{\alpha}_{12} l_{t+1}^d l_{t+1}^f \\ & - \hat{\alpha}_{13} l_{t+1}^d k_{t+1}^d + \hat{\alpha}_{14} l_{t+1}^d k_{t+1}^f - \hat{\alpha}_{23} l_{t+1}^f k_{t+1}^d - \hat{\alpha}_{24} l_{t+1}^f k_{t+1}^f \Big] \\ & = \alpha_0 + \alpha_3 k_{t+1}^d + \alpha_4 k_{t+1}^f + \frac{1}{2}\Big[\alpha_{33} k_{t+1}^d k_{t+1}^d + \alpha_{44} k_{t+1}^f k_{t+1}^f\Big] + \alpha_{34} k_{t+1}^d k_{t+1}^f \\ & + \Sigma_{i=0}^{4} \Sigma_{j=0}^{4-i} \gamma_{ij} \hat{P}_t^i \hat{g}_t^j + \varepsilon_{t+1} + \nu_{t+1}. \end{aligned} \tag{15}$$

où $v_{t+1} = s_{t+1} - E[s_{t+1} | \omega_t, \iota_{t+1} = 1]$ est le choc de s_{t+1}.

Afin de préciser la relation entre v_{t+1} et les quantités de facteurs utilisées, il faut se rappeler que les stocks de capital national et étrangers sont connus en début de période parce qu'ils sont censés être quasi fixes et que v_{t+1} est indépendante en valeur moyenne de toutes les variables connues en début de période. Par conséquent, v_{t+1} est indépendante en valeur moyenne des stocks de capital national et étrangers de la période t+1. Par contre, la demande de main-d'œuvre nationale et étrangère peut s'ajuster en fonction des valeurs réalisées de v_{t+1}, puisque par hypothèse le travail est un facteur variable. C'est ce caractère endogène des facteurs de production variables qui nous oblige à recourir à un estimateur semiparamétrique à la première étape.

L'équation (15) est estimée à l'aide de la méthode non linéaire des moindres carrés. Il s'agit également d'un estimateur semiparamétrique dans lequel un polynôme de quatrième ordre en (P_t,g_t) sert de régresseur pour représenter de façon non paramétrique k dans l'équation (14). Dans la présentation des résultats, nous parlerons globalement de l'«estimateur semiparamétrique» pour désigner les résultats des trois étapes de la méthode d'estimation.

3. Données

Le modèle est estimé à l'aide d'un nouvel ensemble de données longitudinales (de panel) recueillies au niveau de l'entreprise, qui proviennent de diverses sources. Les données portent sur les investissements des entreprises, leurs immobilisations corporelles, l'amortissement, le bénéfice d'exploitation, le nombre d'employés et le chiffre d'affaires par pays, ainsi que les variables de prix et de charge fiscale applicables à la période 1980-1994. Les données des multinationales pour les États-Unis proviennent de Compustat, avec l'appoint de Global Vantage (une description détaillée figure dans Cummins et Hubbard (1995)). Les données concernant les filiales étrangères proviennent du fichier par pays ou région de Compustat. Deux raisons motivent la description relativement détaillée des données qui est fournie ici. Premièrement, ces données ne sont pas très bien connues. Deuxièmement, leur mode de déclaration est encore moins rigoureux qu'à l'habitude, ce qui peut se traduire par des omissions non aléatoires et une erreur de mesure supplémentaire.

Environ 6 500 sociétés (dont à peu près un millier ne sont pas constituées aux États-Unis) fournissent des données sur leurs activités à l'étranger, ventilées par région. Les entreprises constituées tant aux États-Unis qu'à l'étranger déclarent leurs investissements, leurs immobilisations corporelles, leurs bénéfices d'exploitation, leurs amortissements et leur chiffre d'affaires. Les données relatives à quatre régions au maximum sont déclarées pour sept années. Nous combinons trois panels de sept années pour obtenir un ensemble de données allant de 1980 à 1994. Les regroupements par région ne font l'objet d'aucune directive du Financial Accounting Standards Board (FASB) ou de la Securities and Exchange Commission (SEC). Les données déclarées par les sociétés sont donc plus ou moins regroupées. Considérons par exemple deux sociétés actives dans les mêmes pays. La société A pourrait ventiler ses données entre quatre zones géographiques – la France, l'Allemagne, le Canada et l'Asie – tandis que la société B répartirait ses données entre deux zones : l'Europe et le «reste du monde».

La littérature consacrée aux questions comptables souligne l'extrême prudence dont il faut faire preuve lorsqu'on veut tirer des conclusions de données déclarées pour des régions et des groupes de pays (voir par exemple Pointer et Doupnik (1993)). On ne peut notamment en tirer de conclusions en matière d'importance relative. Reprenons le cas de la société B. Étant donné qu'elle regroupe le Brésil avec les autres pays d'Amérique du Sud, il est impossible de distinguer les activités par pays, ni de séparer les activités menées en Amérique du Sud de celles aux États-Unis. Heureusement, environ 15 p. 100 des entreprises faisant partie de l'échantillon déclarent séparément les activités menées aux États-Unis et dans au moins un autre pays (ce que nous appelons l'«échantillon par pays»). L'échantillon choisi se compose des sociétés mères américaines et de leurs filiales canadiennes dans l'échantillon par pays.

Les entreprises pouvant choisir le niveau d'agrégation des données géographiques qu'elles déclarent, celles qui fournissent des données par pays sont peut-être sensiblement différentes de celles qui fournissent des données plus regroupées. Autrement dit, l'ensemble réduit de données propres à des pays déterminés ne constitue pas nécessairement un échantillon aléatoire de l'ensemble plus large de données en raison du phénomène de «sortie d'après les déclarations», par

opposition à la sortie véritable. Les études consacrées aux questions comptables – même si elles ne portent pas principalement sur les problèmes de sélection – apportent certains éléments à l'appui de la sélectivité des déclarations. Balakrishnan, Harris et Sen (1990), par exemple, montrent que la composition géographique des activités des entreprises est un assez bon prédicteur, sur les plans statistique et économique, des bénéfices futurs et du cours des actions. Les constatations faites indiquent, dans leur ensemble, que les entreprises sont peut-être confrontées à un arbitrage entre l'avantage que présente la communication d'une information plus complète aux marchés financiers et le coût que constitue le risque de trop en révéler aux concurrents. Cette dimension concurrentielle est peut-être plus marquée lorsque les entreprises qui sont tenues par le FASB de ventiler leurs données par région sont en concurrence avec des sociétés qui ne sont pas soumises à cette obligation, habituellement parce qu'il s'agit d'entreprises constituées à l'étranger, dont les états financiers n'ont pas être conformes aux principes comptables généralement reconnus (PCGR) aux États-Unis.

Il est donc probable que les entreprises choisissent de déclarer ou non des données par pays en fonction de leurs anticipations au sujet de la structure du marché financier et des marchés des produits. Le modèle offre un moyen de tenir compte de ce genre de sélection en mettant en œuvre la même méthode que pour corriger le biais dû à la sortie véritable d'entreprises. Dans le modèle, les bénéfices courants sont fonction des variables d'état propres à l'entreprise, le capital **K**, les prix **p** et la productivité ω, ainsi que d'un vecteur des variables d'état des autres entreprises présentes sur le marché. Il s'agit dans ce dernier cas d'un vecteur représentant la liste des variables d'état relatives à tous les concurrents actifs de l'entreprise considérée – ce qu'on appelle la structure du marché – conformément à Ericson et Pakes (1995)). La structure du marché consiste donc en une liste de tuples des variables d'état relatives à toutes les entreprises actives. De la même façon que la troncation de la distribution observée de *s* en fonction des facteurs de production, par suite du phénomène de sortie, produit un biais de sélection, un biais découle des choix de déclaration qui tronquent la distribution observée de *s* en fonction des facteurs de production et d'une structure de marché d'équilibre. Comme la structure du marché est identique pour toutes les entreprises au cours d'une période déterminée, la probabilité de sélection présentée à l'équation (11) pour les sorties véritables s'applique également aux sorties «d'après les déclarations». Il s'ensuit que l'expression (14) s'applique également aux sorties d'après les déclarations. Par conséquent, lorsque

nous estimons la probabilité de sélection $\hat{P}_t$ et la combinons à l'estimation du choc de productivité $\hat{\omega}_t$ pour corriger le biais de sélection qui découle de la sortie véritable, la même méthode peut servir à corriger le biais dû aux sorties d'après les déclarations.

Deux raisons principales expliquent l'importance accordée à l'échantillon par pays. D'abord, le coût du capital ainsi que la demande locale exercent sur le comportement de l'entreprise une influence importante qui ne peut être représentée à un niveau d'agrégation supérieur. On pourrait théoriquement élaborer de meilleures mesures de l'influence du coût du capital et de la demande à un niveau encore moins agrégé (p. ex., le coût du capital pourrait tenir compte des mesures fiscales au niveau des États ou des municipalités), mais on ne dispose pas des données voulues à cette fin. Deuxièmement, il est possible d'isoler divers pays dans l'échantillon et d'analyser les différences de comportement des entreprises selon les pays. Telle est la stratégie suivie dans la présente étude, où nous nous concentrons sur les sociétés mères américaines et leurs filiales au Canada.

Les données ventilées par région souffrent de deux importantes lacunes de caractère général. D'abord, les entreprises sont encore plus libres que d'habitude de décider de ce qu'elles veulent inclure ou non dans les données. Par exemple, les taxes d'accise pourraient être incluses dans le chiffre d'affaires, ou encore les actifs incorporels dans les immobilisations. Nous nous efforçons d'atténuer ces problèmes en repérant les divergences possibles à partir des notes des états. Il convient néanmoins de souligner que la prudence est de mise lorsqu'on élabore des variables à partir de données de ce genre et que les erreurs de données sont alors plus probables.

Un deuxième problème tient au fait que les données ventilées par région sont déclarées en dollars américains, de sorte que les fluctuations de taux de change peuvent fausser les données relatives aux filiales étrangères. Signalons en particulier que la variable d'investissement à l'étranger correspond aux variations du stock du capital à l'étranger, lesquelles peuvent être dues à une variation du cours du dollar plutôt qu'à de véritables investissements. Il reste que cette lacune n'a probablement pas d'effet sur les résultats empiriques, sur le plan qualitatif, puisque l'année servant

à prendre en compte les chocs de la demande locale peut également servir à neutraliser l'effet des erreurs de mesure propres à un pays qui sont dues à une modification du taux de change. Néanmoins, pour vérifier l'importance du problème, nous avons converti en devises étrangères les chiffres en dollars américains avant de calculer les variables d'investissement. Pour procéder à cette conversion, il faut déterminer à quel moment les données relatives aux activités à l'étranger doivent être converties en dollars. La norme SFAS 14 (*Statement of Financial Accounting Standard No. 14 – Financial Reporting of Segments in a Business Enterprise*) prescrit que les entreprises doivent généralement convertir ces données lors de l'établissement de leur bilan, en fin d'exercice. Aussi avons-nous procédé à la conversion en devises étrangères à l'aide du taux de change en vigueur pendant le mois de fin d'exercice de l'entreprise. L'utilisation de ces données n'a pas modifié, sur le plan qualitatif, les résultats présentés ci-après.

L'historique des données en cause permet de mieux comprendre les règles de sélection de l'échantillon. La déclaration des données géographiques a été imposée par la norme SFAS 14, qui remonte à 1976. Le but de cette norme était d'obtenir des renseignements utiles pour évaluer la nature des décisions d'investissement et de production des entreprises, tout en laissant à ces dernières une certaine liberté pour définir les régions de déclaration et en utilisant des définitions peu rigoureuses. La norme SFAS 14 oblige les entreprises à déclarer leur chiffre d'affaires, leur bénéfice et leurs immobilisations à l'étranger si leurs activités hors des États-Unis représentent 10 p. 100 ou plus de leurs ventes ou de leur actif. Elle est entrée en vigueur, dans le cas de ces entreprises, pour l'exercice se terminant après le 15 décembre 1976. Deux remarques sont de mise au sujet de la date de début de l'échantillon. Les données par région produites pour les exercices allant de 1976 à 1979 comportent de nombreux reclassements, ce qui est normal dans le cas d'une nouvelle directive. De plus, il ne semble guère avantageux de prolonger l'échantillon avant 1979 en raison de la rareté des données. C'est pourquoi notre échantillon commence en 1980.

Une autre question, plus subtile, intervient dans le choix de l'échantillon. Pour bien comprendre l'effet des impôts sur l'investissement, il faut distinguer les nouveaux investissements des fusions et acquisitions. Il pourrait s'agir d'un problème de taille dans ces données, puisque les exigences de déclaration et les définitions sont peu rigoureuses. Dans une étude antérieure, Cummins et Hubbard (1995) ont constaté que le problème était négligeable. Nous prenons toutefois ici

deux précautions supplémentaires dans l'élaboration de l'échantillon pour assurer l'intégrité maximale des données. D'abord, comme cela se fait couramment dans les études consacrées aux investissements, nous éliminons les fortes variations du stock de capital, qui correspondent manifestement à un changement d'identité de l'entreprise. Ensuite, le fichier des données géographiques renferme une note si une fusion ou acquisition se reflète dans les données. Nous éliminons aussi les entreprises pour lesquelles une note de ce genre est présentée.

Les variables utilisées dans l'estimation économétrique sont établies de la manière suivante. La production totale est définie comme la somme des ventes nettes déclarées par chaque filiale étrangère pour sa région et des ventes nettes aux États-Unis déclarées par la société mère. L'investissement net est la variation du stock net d'immobilisations corporelles. La valeur de remplacement du stock de capital de la société mère et de la filiale (appelé ci-après le stock de capital) est établie à partir du stock brut d'immobilisations corporelles suivant la méthode de l'inventaire perpétuel (à partir de la première année de données). Le taux d'amortissement utilisé par la société mère et ses filiales est censé être identique; il est établi par la méthode exposée dans Cummins, Hassett et Hubbard (1995).

Le facteur travail correspond au nombre total d'employés[6]. Nous recourons à un ensemble de données auxiliaire pour calculer le facteur travail utilisé par les sociétés mères et les filiales à partir du nombre total d'employés. Le U.S. Bureau of Economic Analysis (BEA) fait état du nombre d'emplois dans les sociétés mères par secteur et du nombre d'emplois dans les filiales étrangères par pays et par secteur dans son enquête annuelle, *US Direct Investment Abroad: Operations of US Parent Companies and Their Foreign Affiliates* (le lecteur trouvera une description détaillée des données dans U.S. Department of Commerce (1995)). À partir de ces données, nous établissons la proportion du nombre total d'emplois qui est représentée par la société mère et ses filiales par secteur. Nous rattachons ensuite les coefficients de pondération sectoriels aux données d'entreprise, afin de calculer l'effectif de la société mère et des filiales à partir du coefficient de

[6] Une autre méthode basée sur les dépenses salariales se traduit par un trop grand nombre d'observations manquantes pour être utile sur le plan empirique.

pondération approprié, multiplié par le nombre total d'employés. La classification du BEA par secteur ne correspond pas exactement aux codes de la classification type des industries (SIC) au niveau de l'entreprise. Elle correspond plutôt à un code SIC à trois chiffres ou, dans certains cas, à un code à deux ou à quatre chiffres. Le nombre d'employés des sociétés mères et des filiales est établi à l'aide du coefficient de pondération BEA le plus détaillé qui soit disponible. Cela donne dans la plupart des cas une bonne approximation des effectifs des sociétés mères et des filiales, puisque l'enquête à partir de laquelle les coefficients de pondération sont établis englobe les multinationales.

Les variables fiscales dans le pays d'origine et le pays d'accueil (taux de l'impôt des sociétés aux niveaux fédéral et infrafédéral, crédits d'impôt à l'investissement, amortissement fiscal et taux de la retenue d'impôt sur les dividendes rapatriés) sont mises à jour et enrichies par rapport à Cummins, Hassett et Hubbard (1995)[7]. Les prix des biens d'équipement et de la production sont représentés respectivement par l'indice implicite des prix des usines et du matériel et l'indice implicite des prix du PIB dans le pays d'origine ou le pays d'accueil.

Les tableaux 1 et 2 résument les données relatives aux sociétés mères américaines et à leurs filiales canadiennes. Le premier présente un certain nombre de données agrégées pour les multinationales faisant partie de l'échantillon. La deuxième colonne indique le nombre de multinationales américaines dans l'échantillon. Bien que ce nombre varie d'une année à l'autre, l'échantillon croît généralement pendant la période considérée, sauf en 1993 et 1994, années marquées par une diminution du nombre de ces entreprises. Les autres colonnes présentent, en chiffres agrégés, les ventes, les immobilisations corporelles et le nombre d'employés des sociétés mères américaines et de leurs filiales canadiennes. Ces chiffres agrégés représentent une forte proportion (plus de la moitié pour chacune des variables) des données présentées dans l'enquête annuelle du BEA sur les investissements directs américains à l'étranger (*Survey of Current Business*, divers numéros). Par conséquent, même si l'échantillon ne comprend pas toutes les sociétés américaines et leurs filiales canadiennes, il contient les plus importantes multinationales américaines : il est donc représentatif.

[7] Certains des paramètres fiscaux applicables au Canada ont été fournis par Ken McKenzie.

Le tableau 2 présente des statistiques globales (tous les deux ans) relatives aux variables étudiées. Ces dernières sont les ventes des multinationales (*Y*), le capital des sociétés mères et des filiales (K^d et K^f respectivement) et les effectifs des sociétés mères et des filiales (L^d et L^f respectivement). Le tableau présente les moyennes, les médianes, les quartiles, les minimums et les maximums des variables utilisées dans les équations d'estimation. Le nombre de multinationales est beaucoup moins élevé que dans le tableau 1, et ce, pour trois raisons. Premièrement, les entreprises déclarant des valeurs nulles pour l'une des variables ont été éliminées. Deuxièmement, le calcul de la valeur de remplacement du stock du capital a aussi éliminé certaines entreprises. Troisièmement, pour concentrer notre analyse sur la relation entre les sociétés américaines et leurs filiales canadiennes, nous avons éliminé les entreprises qui déclaraient des données pour des filiales situées dans d'autres pays que le Canada. Le regroupement des filiales non canadiennes avec les filiales canadiennes risquait de fausser l'analyse; les résultats ne sont guère affectés par l'inclusion des multinationales qui déclarent des données pour des filiales étrangères autres que des filiales canadiennes. Le nombre total d'observations pour lesquelles nous disposons d'un ensemble complet de données s'établit à 757, ce qui représente plus de 100 entreprises.

Le premier quartile des variables montrent que l'échantillon contient un grand nombre de multinationales relativement petites. Plusieurs d'entre elles, par exemple, comptent au total moins de cinq employés[8]. Le quartile supérieur indique que l'échantillon renferme un grand nombre des plus grandes multinationales américaines (p. ex. General Motors). Les valeurs moyennes et médianes des variables sont analogues à celles des entreprises du fichier sectoriel de Compustat pour la même période.

4. Résultats empiriques

Le tableau 3 présente les valeurs estimées des paramètres pour les modèles de technologie de production généraux et séparables dans l'espace, calculés au moyen des moindres carrés ordinaires

[8] Les multinationales comptant un petit nombre d'employés se retrouvaient dans une très forte proportion dans l'industrie du logiciel et dans celle de l'instrumentation spécialisée.

et de l'estimateur semiparamétrique. Les première et deuxième colonnes présentent les estimations calculées pour les technologies de production séparables. Les valeurs estimées des paramètres semblent très peu satisfaisantes dans ces modèles par rapport aux autres estimations. Pour les parts des facteurs, par exemple, elles indiquent des rendements à l'échelle décroissants et des estimations beaucoup trop faibles de la part de la main-d'œuvre. La troisième colonne présente les estimations de base d'un modèle général de production conjointe, sans correction du caractère endogène ni du biais de sélection.

La quatrième colonne présente les estimations relatives aux équations (9) et (15). La valeur estimée de α_{Ld} dans l'équation (9), à partir de la première étape de l'estimateur semiparamétrique, est de 0,413; la valeur estimée de α_{Lf} est de 0,350. Les deux estimations sont statistiquement significatives. L'estimation paramétrique de α_{LfLf} est de -0,204, la plus importante dans l'absolu parmi les termes croisés, et est statistiquement significative. Les estimations de α_{Kd} et de α_{Kf} s'établissent respectivement à 0,174 et à 0,095. Les deux sont statistiquement significatives. L'estimation de $\alpha_{Kd\,Kf}$ s'établit à -0,071 et est statistiquement significative. L'ordre de grandeur et les signes des valeurs estimées pour les paramètres de la fonction de production ne sont pas suffisants pour permettre d'évaluer les possibilités de substitution entre facteurs.

La cinquième colonne présente les estimations obtenues pour le modèle semiparamétrique lorsqu'on impose une contrainte de séparabilité linéaire du capital et du travail. Nous reviendrons plus loin sur ces estimations afin d'analyser plus en profondeur les élasticités de substitution estimées.

Les recherches appliquées sur la production font habituellement intervenir les élasticités de substitution selon Allen (AES). Cependant, en présence de plus de deux facteurs, l'élasticité AES – c'est-à-dire l'élasticité-prix croisée à production constante de la demande de biens *i* et *j*, divisée par la part du j^{e} facteur dans le coût total – n'est pas significative sur le plan quantitatif et ne donne aucune information sur le plan qualitatif comparativement à l'élasticité-prix de la demande (PES), à l'élasticité de substitution de Morishima (MES) et à l'élasticité de substitution fictive (SES) (voir Blackorby et Russell (1981), (1989), McFadden (1963) et Mundlak (1968)).

L'élasticité de substitution de Morishima est la dérivée logarithmique de la quantité d'un facteur sous forme de ratio (à partir des demandes compensées) dans la i^e coordonnée. Elle fournit une bonne mesure de la facilité de substitution ou de la courbure de la fonction de production et se révèle – en l'absence totale de frictions – suffisante pour évaluer l'effet des variations de prix ou de quantité (en ratio) sur les parts relatives des facteurs. Elle se définit par l'expression

$$MES_{ij} = PES_{ji} - PES_{ii}. \tag{16}$$

les indices désignant les facteurs de production. L'élasticité SES est la moyenne des élasticités MES pondérée par la part des facteurs.

L'élasticité MES présente deux caractéristiques importantes. Tout d'abord, elle est asymétrique, $MES_{ij} \neq MES_{ji}$. Cela est dû au fait que la dérivation est faite sur la coordonnée, c'est-à-dire que MES_{ij} est calculée en faisant l'hypothèse que le ratio des prix est modifié par une variation de p_i, tandis que l'élasticité MES_{ji} est calculée en faisant varier le ratio par le biais de p_j. Pour illustrer cette asymétrie par un exemple extrême, supposons que $PES_{ji} < 0$ et que $|PES_{ii}| > | PES_{ji} |> |PES_{jj}|$. Par conséquent, $MES_{ij} > 0$ mais $MES_{ji} < 0$: les facteurs i et j sont substituables d'après la première expression, mais complémentaires d'après la deuxième. Ensuite, les facteurs de production peuvent être complémentaires d'après l'élasticité AES et substituables d'après l'élasticité MES. On risque par conséquent de tirer des conclusions trompeuses de l'élasticité AES.

Étant donné que la fonction de production s'accompagne de coûts d'ajustement et que ces derniers n'ont pas été estimés, il faut interpréter les élasticités avec prudence. Les élasticités présentées ici mesurent la variation du ratio des stocks de capital national et étrangers souhaités en régime permanent ou visés dans une économie sans friction, vis-à-vis d'une variation du ratio des prix des facteurs dans chaque pays. Si les coûts d'ajustement sont extrêmement élevés, cette information n'est peut-être pas suffisante pour permettre d'évaluer les effets d'une mesure transitoire, ni l'incidence à court terme d'une mesure permanente. Dans une recherche connexe, cependant, Altshuler et Cummins (1996) ont procédé à l'estimation conjointe des coûts d'ajustement à l'aide d'une fonction de production translog des multinationales canadiennes et de leurs filiales aux

États-Unis; ils ont constaté que les coûts d'ajustement marginaux étaient relativement faibles, soit d'environ 5 p. 100 du coût des investissements dans le secteur manufacturier.

Les élasticités de substitution des facteurs sont calculées à partir des estimations de la fonction translog semiparamétrique sans contrainte du tableau 3, aux valeurs moyennes de tout l'échantillon et aux valeurs moyennes de 1994 au tableau 2. Les tableaux 4 à 7 présentent les élasticités de substitution AES, PES, MES et SES pour les facteurs de production. Si l'on fait la synthèse de tous les tableaux, quatre grandes constatations se dégagent au sujet de la substituabilité des facteurs entre pays. En premier lieu, la main-d'œuvre américaine et la main-d'œuvre étrangère sont complémentaires, mais leur degré de complémentarité est tombé à près de zéro en 1994. En second lieu, la main-d'œuvre américaine et le capital étranger sont relativement substituables. En troisième lieu, le capital américain et la main-d'œuvre étrangère peuvent être assez facilement substitués l'un à l'autre. En quatrième et dernier lieu, le capital américain et le capital étranger sont eux aussi très substituables l'un à l'autre.

De plus en plus d'études sont consacrées à la question de la substituabilité de la main-d'œuvre nationale et étrangère (voir par exemple Lawrence et Slaughter (1993) et Slaughter (1995)). Ces estimations sont compatibles avec les résultats d'autres études qui ont conclu à la complémentarité de ces facteurs. Dans le cas du capital, par contre, nos résultats se démarquent tout à fait de ceux obtenus à l'aide d'estimations à forme réduite des corrélations entre variables agrégées, qu'on trouve généralement dans les études internationales ou macroéconomiques sur la mobilité du capital. Ces études concluent que le capital n'est guère mobile, ce qui implique une élasticité de substitution voisine de zéro. Comme l'ont souligné plusieurs auteurs, cependant, les corrélations positives entre l'épargne et l'investissement intérieurs, interprétées comme une preuve du manque de mobilité de capital, n'excluent pas en soit sa mobilité (ces arguments sont passés en revue par exemple dans Obstfeld (1993)). Les élasticités de substitution étaient cette interprétation des études empiriques antérieures.

Les élasticités propres de substitution AES et PES sont également calculées[9]. Lorsqu'on utilise la totalité de l'échantillon, les élasticités propres de la main-d'œuvre américaine et de la main-d'œuvre étrangère sont assez faibles, tandis qu'elles sont relativement importantes pour le capital américain et le capital étranger (ce qui est conforme au fait que le travail est relativement plus important que le capital). Lorsqu'on utilise les valeurs moyennes de l'échantillon pour 1994, les résultats qualitatifs sont les mêmes, mais la main-d'œuvre étrangère a une élasticité propre comparable à celle du capital américain et du capital étranger.

La substituabilité des facteurs à l'intérieur d'un même pays sont également présentées aux tableaux 4 à 7. Les élasticités AES et PES ne donnant pas les mêmes indications que les élasticités MES et SES, nous nous concentrons sur les deux dernières. Que l'on utilise les moyennes de tout l'échantillon ou les moyennes de 1994, l'élasticité MES de substitution du capital au travail aux États-Unis indique une capacité de substitution (0,592 et 0,459 respectivement), tandis que l'élasticité de substitution MES du travail au capital aux États-Unis est voisine de zéro (-0,043 et -0,024 respectivement). Cela signifie, si l'on se rappelle la description de l'élasticité MES, que lorsque le prix du capital intérieur augmente, la main-d'œuvre intérieure est substituée au capital mais que, si le prix de la main-d'œuvre intérieure augmente, cela n'a presque pas d'effet sur le capital intérieur. Que l'on utilise les moyennes pour tout l'échantillon ou pour 1994, l'élasticité MES de substitution du capital étranger à la main-d'œuvre étrangère indique une complémentarité (-1,161 et -1.291 respectivement) tandis que l'élasticité MES de substitution de la main-d'œuvre étrangère au capital étranger est voisine de zéro (0,092 et -0,086 respectivement). Cela signifie que, lorsque le prix du capital étranger augmente, le capital étranger et la main-d'œuvre étrangère diminuent mais que, si le prix de la main-d'œuvre étrangère augmente, le capital étranger n'est à peu près pas modifié. Étant donné que les élasticités SES sont des moyennes pondérées par les parts de l'élasticité MES, les élasticités SES de substitution de la main-d'œuvre intérieure au capital intérieur indiquent une certaine substituabilité, tandis que l'élasticité SES de substitution de la main-d'œuvre étrangère au capital étranger indique une certaine complémentarité.

---

[9] Les élasticités propres ne sont pas définies pour la MES et la SES.

On peut approfondir l'analyse des élasticités en y distinguant deux effets. Premièrement, une variation du ratio des prix des facteurs provoque une substitution technique entre les facteurs le long de l'ancien isoquant. C'est ce que l'on appelle l'élasticité brute de substitution. Ensuite, une variation entraîne une progression le long du sentier d'expansion associée aux nouveaux prix des facteurs. On pourrait comparer ces deux effets à un effet de substitution dans la consommation et à un effet de revenu respectivement.

Considérons une entreprise qui réalise la production Y selon une fonction de production $F(X)$, lorsque $X = \{x_1,x_2,...,x_n\}$,

$$Y = F(\boldsymbol{X}) = F(x_1,x_2,...,x_n).$$

Posons que l'ensemble $N = \{1,2,...,n\}$ est divisé en S sous-ensembles $\{N_1,N_2,...,N_S\}$ et que $\{x\}$ est divisé en S groupes $\{x^{(1)},x^{(2)},...,x^{(S)}\}$ de manière que $x_i \in x^{(s)}$ if $i \in N_s$. Une faible séparabilité homothétique en ce qui concerne la partition de l'ensemble est nécessaire et suffisante pour que la fonction de production puisse s'écrire :

$$Y = F\left[f_1(x^{(1)}),f_2(x^{(2)}),...,fs(x^{(S)})\right],$$

lorsque $f_s(x^{(s)})$ est une sous-fonction de production homothétique strictement quasi concave des éléments appartenant uniquement à N_s. Supposons que $Y = F(f_1(K^d, K^f), f_2(L^d, L^f))$, que le capital total K^T soit le produit de la sous-fonction de production $K^T = f_1 (K^d, K^f)$ et que, de la même manière, le travail total soit défini par $L^T = f_2(L^d, L^f)$.

Un exemple illustrera l'importance que revêt l'étude de ces deux effets. La figure 1 illustre une entreprise représentative qui utilise K_1 unités de capital total et L_1 unités de travail total, à une paire de prix initiaux P_K et P_L (la droite AA). Les figures 2 et 3 montrent que, aux prix initiaux du capital intérieur et du capital étranger P_{Kd} et P_{Kf}, respectivement, l'entreprise produit K_1 à l'aide de K_1^d et K_1^f (la droite BB). De même, la figure 4 montre qu'aux prix initiaux de la main-d'œuvre intérieure et de la main-d'œuvre étrangère P_{Ld} et P_{Lf} respectivement, l'entreprise produit L_1 à l'aide de L_1^d et L_1^f (droite CC).

Étudions maintenant l'effet d'un encouragement à l'investissement sur le marché intérieur qui fait baisser P_{Kd}. Premièrement, si l'on garde constante la production de la sous-fonction du capital total K_1, la courbe d'isocoût se déplace lorsque P_{Kd} diminue, faisant passer la demande de capital intérieur de K_1^d à K_2^d (une augmentation) et la demande de capital étranger de K_1^f à K_2^f (une diminution). C'est ce que représente la droite DD aux figures 2 et 3. Il s'agit là de l'effet brut de substitution. Deuxièmement, si l'on garde constante la production de la fonction totale de production, la baisse de P_{Kd} réduit le prix total P_K. La courbe d'isocoût totale, à la figure 1, se déplace en EE, ce qui fait passer la demande de capital total de K_1 à K_2 (une augmentation) et la demande de travail total de L_1 à L_2 (une diminution). Il en résulte une expansion de l'isocoût K, qui passe de K_1 à K_2, ou de DD à FF à la figure 2 et à FF' à la figure 3, portant la demande de capital intérieur et de capital étranger à K_3^d et K_3^f, respectivement. Il s'agit là de l'effet d'expansion. Dans le cas du capital intérieur, l'effet brut de substitution (passage de K_1^d à K_2^d) et l'effet d'expansion (K_2^d à K_3^d) sont de même signe, mais les effets sont de sens contraire pour le capital étranger. L'effet brut de substitution diminue la demande de K^f tandis que l'effet d'expansion l'augmente. L'élasticité nette de substitution est la somme des deux effets. Son signe – c'est-à-dire l'effet dominant – est une question empirique. Si l'effet d'expansion est le plus important, le capital intérieur et le capital étranger sont substituables en termes bruts mais complémentaires en termes nets. La figure 2 illustre le cas où l'élasticité d'échelle est relativement importante par rapport à l'élasticité brute de substitution, tandis que la figure 3 illustre le cas contraire.

Les estimations des valeurs des paramètres dans le cadre du modèle semiparamétrique sous contrainte, présentées au tableau 1, permettent de décomposer les élasticités-prix nettes entre le capital intérieur et le capital étranger. Les effets sont présentés au tableau 8. Les estimations montrent que l'élasticité d'échelle est inférieure d'un ordre de grandeur aux élasticités brutes (le cas illustré à la figure 3). Il convient d'interpréter ces résultats avec prudence, puisque la séparabilité linéaire du capital et du travail est rejetée dans les estimations semiparamétriques sans

contrainte du tableau 3. Les résultats indiquent néanmoins que les élasticités d'échelle du capital sont relativement faibles par rapport aux élasticités brutes.

5. Conclusion

Nous constatons que les multinationales américaines peuvent procéder assez facilement à une substitution des facteurs de production entre leurs activités aux États-Unis et leurs filiales canadiennes, sauf dans le cas de la main-d'œuvre intérieure et de la main-d'œuvre étrangère, qui sont complémentaires. Les élasticités estimées indiquent qu'une hausse de l'imposition du capital qui entraîne une augmentation de 10 p. 100 du prix relatif du capital intérieur se traduira par une diminution d'au moins 10 p. 100 du ratio du capital intérieur au capital étranger en régime permanent. Ce degré de substituabilité indique que les différents pays pourraient être soumis à des pressions croissantes en matière d'impôt des sociétés à mesure que les entreprises transfèrent leur production dans les pays à faible taux d'imposition. Considérées dans leur ensemble, les estimations permettent d'évaluer la mesure dans laquelle les multinationales peuvent transférer les impôts à d'autres facteurs de production et l'ampleur des pertes d'efficacité qui en découlent.

Bibliographie

Altshuler, Rosanne et Jason Cummins (1996), *Tax policy and the demand for domestic and foreign capital by multinational corporations*, polycopié, New York University.

Balakrishnan, R., Harris, et P. Sen (1990), «The predictive ability of geographic segment disclosures», *Journal of Accounting Research* 28 (Automne), p. 305-325.

Blackorby, Charles et R. Robert Russell (1981), «The Morishima elasticity of substitution: Symmetry, constancy, separability, and its relationship to the Hicks and Allen elasticities», *Review of Economic Studies* 48(1), p. 147-158.

Blackorby, Charles et R. Robert Russell (1989), «Will the real elasticity of substitution please stand up? A comparison of the Allen/Uzawa and Morishima elasticities», *American Economic Review* 79(4), p. 882-888.

Cummins, Jason G., Kevin A. Hassett et R. Glen Hubbard (1994), «A reconsideration of investment behavior using tax reforms as natural experiments», *Brookings Papers on Economic Activity* 1994(2), p. 1-74.

Cummins, Jason G., Kevin A. Hassett et R. Glenn Hubbard (1995), «Tax reforms and investment: A cross-country comparison», *Journal of Public Economics*, à paraître.

Cummins, Jason G. et R. Glenn Hubbard (1995), «The tax sensitivity of foreign direct investment: Evidence from firm-level panel data», dans *The Effects of Taxation on Multinational Corporations*, sous la direction de M. Feldstein, J.R. Hines et R.G. Hubbard, Chicago, University of Chicago Press.

Dooley, Michael, Jeffrey Frankel et Donald Mathieson (1987), «International capital mobility: What do saving-investment correlations tell us?», *International Monetary Fund Staff Papers* 34(Septembre), p. 503-530.

Ericson, Richard et Ariel Pakes (1995), «Markov-perfect industry dynamics: A framework for empirical work», *Review of Economic Studies* 62(1), p. 53-82.

Feldstein, Martin S. (1983), «Domestic saving and international capital movements in the long run and in the short run», *European Economic Review* 21(2/3), p. 129-151.

Feldstein, Martin S. (1995), «The effects of outbound foreign direct investment on the domestic capital stock», dans *The effects of Taxation on Multinational Corporations*, sous la direction de M. Feldstein, J. R. Hines et R. G. Hubbard, Chicago, University of Chicago Press.

Feldstein, Martin S. et Charles Horioka (1980), «Domestic savings and international capital flows», *Economic Journal* 90(3), p. 314-329.

Frankel, Jeffrey A. (1993), «Quantifying international capital mobility in the 1980s», dans *On Exchange Rates*, Cambridge, Cambridge University Press.

Ghosh, Atich R. (1995), «Capital mobility amongst the major industrial countries: Too little or too much», *Economic Journal* 105(Janvier), p. 107-128.

Lawrence, Robert Z. et Matthew J. Slaughter (1993), «International trade and American wages in the 1980s: Giant sucking sound or small hiccup?», *Brookings Papers on Economic Activity* 1993(2), p. 163-226.

McFadden, Daniel (1963), «Constant elasticity of substitution production functions», *Review of Economic Studies* 30(2), p. 73-83.

Mundlak, Yair (1968), «Elasticities of substitution and the theory of derived demand», *Review of Economic Studies* 35(2), p. 225-236.

Newey, Whitney K. (1995), «Convergence rates for series estimators» dans *Statistical Methods of Econometrics and Quantitative Economics: Essays in Honor of C. R. Rao*, sous la direction de G. S. Maddala, P. C. B. Phillips et T. N. Srinivasan,Cambridge, Basil Blackwell.

Obstfeld, Maurice (1986), «Capital mobility in the world economy: Theory and measurement», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 24(Printemps), p. 55-103.

Obstfeld, Maurice (1993), *Capital mobility in the world economy: Theory and measurement*, NBER Working Paper No. 4534.

Olley, G. Steven and Ariel Pakes (1996), «The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry, *Econometrica*, à paraître.

Pakes, Ariel (1994), «Estimation of dynamic structural models: Problems and prospects, Part II: Mixed continuous discrete controls and market interactions», dans *Advances in Econometrics: Proceedings of the Sixth World Congress of the Econometric Society*, sous la direction de J.-J. Laffont et C. Sims, Cambridge, Cambridge University Press.

Pointer, Martha M. et Timothy S. Doupnik (1993), *An empirical examination of international portfolio theory and SFAS 14 geographical segment disclosures*, polycopié, University of South Carolina.

Robinson, Peter M. (1988), «Root-N consistent semiparametric regression», *Econometrica* 55(4), p. 931-954.

Rosenbaum, P.R. et D.B. Rubin (1983), «The central role of the propensity score in observational studies for casual effects», *Bimetrica* 70(1), p. 41-55.

Senteney, David L. et Mohammad S. Bazaz (1992), «The impact of SFAS 14 geographic segment disclosures on the information content of US-based MNEs' earnings releases», *International Journal of Accounting* 27(1), p. 267-279.

Slaughter, Matthew J. (1995), *Multinational corporations, outsourcing, and American wage divergence*, NBER Working Paper No. 5253.

Stevens, Guy V. G. et Robert E. Lipsey (1992), «Interactions between domestic and foreign investment», *Journal of International Money and Finance* 11(1), p. 40-62.

Tesar, Linda L. (1991), «Savings, investment, and international capital flows», *Journal of International Economics* 31(Août), p. 55-78.

U.S. Department of Commerce (1995), *Survey of Current Business*, Volume 75(3), Washington, D.C., Government Printing Office.

TABLEAU 1
Données agrégées choisies pour un échantillon de sociétés mères américaines et leurs filiales canadiennes

Année	Nombre de multi-nationales	Ventes		Immobilisations corporelles		Nombre d'employés	
		Sociétés mères	Filiales	Sociétés mères	Filiales	Sociétés mères	Filiales
1980	214	488469,916	177118,090	232022,204	103185,668	4596494	206424
1981	212	493271,742	164172,021	231414,584	96835,188	4491420	200627
1982	229	428270,746	143762,655	220611,070	85992,644	3832755	161381
1983	240	442160,173	132025,256	242950,939	84602,634	3938132	167290
1984	263	508080,890	135456,517	290011,727	94171,903	4604607	187560
1985	279	551132,827	152510,548	359733,977	123293,581	4996321	232643
1986	290	539537,799	139090,866	337160,649	120908,018	4826889	235940
1987	318	554303,438	158227,986	369627,945	144189,805	4834209	229216
1988	361	599767,400	181200,882	553391,637	183062,712	4983200	263551
1989	392	636517,947	186106,698	638717,439	204417,147	5394083	225421
1990	408	630476,540	206988,791	635150,633	240476,929	5284975	249919
1991	420	609743,647	203981,398	637135,186	231592,782	5357815	219697
1992	423	434466,049	132111,375	345183,193	127366,465	3552111	166144
1993	397	373952,334	74247,844	350187,410	100983,595	2868053	131900
1994	337	343881,326	64267,192	332347,618	97233,968	2378522	113085

Millions de dollars américains de 1987, sauf dans le cas des employés (unités).

TABLEAU 2
Valeurs sommaires des variables de l'échantillon (une année sur deux)

Année	Nombre de multi-nationales	Variable	Moyenne	Minimum	1er quartile	Médiane	3e quartile	Maximum
1980	27	Y	1 227,24	2,302	17,83	47,79	293,29	20 000,70
		K^d	414,90	2,046	7,00	46,05	154,11	6 804,35
		K^f	38,69	0,014	4,01	9,10	35,65	467,52
		L^d	10 583,41	4,000	97,00	295,00	1 646,00	212 445,00
		L^f	2 234,82	1,000	12,00	73,00	442,00	43 555,00
1982	25	Y	1 168,28	0,568	13,42	39,76	275,53	20 186,48
		K^d	392,52	0,624	6,84	30,52	101,34	6 311,32
		K^f	30,68	0,607	3,48	6,38	18,65	346,87
		L^d	10 501,40	4,000	104,00	262,00	1 710,00	199 167,00
		L^f	2 222,72	1,000	19,00	96,00	409,00	40 833,00
1984	41	Y	1 004,46	6,081	37,71	104,37	440,87	23 357,38
		K^d	491,43	1,085	15,58	66,84	229,78	7 568,34
		K^f	50,69	0,289	3,10	7,48	29,61	479,33
		L^d	9 217,78	20,000	150,00	751,00	2 472,00	244 073,00
		L^f	1 811,49	6,000	46,00	199,00	674,00	45 927,00
1986	44	Y	535,68	6,668	29,65	142,13	468,07	8 083,84
		K^d	263,56	0,605	23,80	92,63	193,51	1 890,12
		K^f	42,18	0,502	3,64	9,32	24,88	436,83
		L^d	5 152,32	12,000	169,50	1 311,00	3 449,50	65 842,00
		L^f	1 209,82	4,000	55,00	374,50	844,50	15 658,00
1988	59	Y	795,47	0,371	20,43	101,29	647,86	13 107,65
		K^d	337,63	0,029	15,19	54,19	280,57	2 035,27
		K^f	60,35	0,098	3,13	13,74	39,27	561,70
		L^d	5 980,10	7,000	134,00	894,00	3 637,00	87 130,00
		L^f	1 410,59	3,000	41,00	225,00	1 032,00	20 069,00
1990	72	Y	742,08	0,510	22,90	87,40	524,46	13 133,42
		K^d	324,50	0,366	11,52	38,05	240,03	2 432,84
		K^f	67,46	0,039	2,22	8,32	42,26	641,33
		L^d	4 990,15	6,000	121,00	462,50	2 382,50	91 668,00
		L^f	1 256,61	2,000	41,00	192,50	891,50	22 832,00
1992	74	Y	1 144,17	0,689	45,31	209,73	860,90	12 531,55
		K^d	480,95	0,476	34,88	121,14	690,58	2 382,76
		K^f	87,33	0,030	3,64	13,98	108,35	872,54
		L^d	5 672,97	9,000	214,00	894,50	3 362,00	99 885,00
		L^f	919,49	4,000	57,00	224,50	904,00	7 910,00
1994	55	Y	847,48	0,799	29,32	134,30	523,34	12 393,21
		K^d	509,18	3,556	22,57	101,88	493,45	5 219,50
		K^f	75,71	0,004	4,60	10,11	69,38	714,73
		L^d	4 284,49	21,000	135,00	801,00	2 538,00	89 357,00
		L^f	1 149,87	15,000	41,00	194,00	758,00	20 643,00
Ensemble de l'échantillon	757	Y	863,30	0,006	24,68	110,83	474,11	23 357,38
		K^d	392,00	0,029	16,52	65,83	289,08	7 568,34
		K^f	62,66	0,004	3,30	10,29	38,57	872,54
		L^d	6 047,14	2,000	150,00	772,00	2 783,00	244 073,00
		L^f	405,18	1,000	40,00	223,00	788,00	45 927,00

Les variables sont définies dans le texte. Elles sont exprimées en millions de dollars américains de 1987, sauf dans le cas des employés (unités).

TABLEAU 3
Valeurs estimées des paramètres d'une fonction de production translog

	Moindres carrés ordinaires			Semiparamétrique	
Paramètre	Intérieur	Étranger	Production conjointe	Sans contrainte	Sous contrainte
α_L^d	0,556	---	0,185	0,413	0,310
	(0,066)		(0,188)	(0,204)	(0,202)
α_L^f	---	0,160	0,342	0,350	0,279
		(0,069)	(0,167)	(0,177)	(0,185)
α_K^d	0,356	---	0,308	0,174	0,170
	(0,064)		(0,080)	(0,045)	(0,035)
α_K^f	---	0,424	0,073	0,095	0,254
		(0,055)	(0,063)	(0,037)	(0,041)
$\alpha_{L^dL^d}$	-0,042	---	0,148	0,101	0,182
	(0,022)		(0,091)	(0,103)	(0,091)
$\alpha_{L^fL^f}$	---	0,027	0,165	0,202	0,273
		(0,016)	(0,064)	(0,083)	(0,088)
$\alpha_{K^dK^d}$	-0,030	---	0,040	0,021	0,071
	(0,026)		(0,034)	(0,015)	(0,018)
$\alpha_{K^fK^f}$	---	-0,005	0,047	0,050	0,071
		(0,016)	(0,018)	(0,018)	(0,018)
$\alpha_{L^dK^d}$	0,049	---	-0,043	0,0009	---
	(0,022)		(0,074)	(0,045)	
$\alpha_{L^dK^f}$	---	---	0,074	0,107	---
			(0,039)	(0,039)	
$\alpha_{L^dL^f}$	---	---	-0,168	-0,204	-0,221
			(0,031)	(0,087)	(0,087)
$\alpha_{L^fK^d}$	---	---	0,061	0,070	---
			(0,035)	(0,038)	
$\alpha_{L^fK^f}$	---	0,032	-0,043	-0,061	---
		(0,013)	(0,028)	(0,034)	
$\alpha_{K^dK^f}$	---	---	-0,067	-0,114	-0,071
			(0,024)	(0,013)	(0,018)
Effets de l'année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Série non paramétrique :	Non	Non	Non	Oui	Oui
Première étape				Polynôme en (**i**, **k**, **p**)	Polynôme en (**i**, **k**, **p**)
Deuxième étape				Polynôme en (**i**, **k**, **p**)	Polynôme en (**i**, **k**, **p**)
Troisième étape				Polynôme en $\left(\hat{P}, \hat{g}\right)$	Polynôme en $\left(\hat{P}, \hat{g}\right)$
Statistique de Wald	2,68	33,31	2,60	---	---
valeur *p*	(0,102)	(0,000)	(0,107)		
Nombre d'observations	783	759	757	439	439

Les valeurs estimatives présentées aux colonnes 1 à 3 sont basées sur la fonction de production translog définie par l'équation (7) dans le texte. Les estimations présentées aux colonnes 4 et 5 sont basées sur la méthode semiparamétrique décrite dans le texte. La variable dépendante est le chiffre d'affaires intérieur pour la production intérieure, le chiffre d'affaires étranger pour la production étrangère et le chiffre d'affaires total pour la production conjointe. Les écarts-types d'estimation asymptotiques sont indiqués entre parenthèses. La statistique de Wald permet de vérifier la constance des rendements d'échelle. Le seuil de signification de la statistique est indiqué en-dessous de celle-ci, entre parenthèses.

TABLEAU 4
Élasticités de substitution d'Allen (AES_{ij}) des facteurs dérivées des estimations translog semiparamétriques sans contrainte

Moyennes pour l'ensemble de l'échantillon

Facteur	Main-d'œuvre int. (L^d)	Main-d'œuvre étr. (L^f)	Capital intérieur (K^d)	Capital étranger (K^f)
Main-d'œuvre int. (L^d)	-0,064	-1,409	-0,202	3,551
Main-d'œuvre étr. (L^f)	-1,409	-0,012	2,590	-5,675
Capital intérieur (K^d)	-0,202	2,590	-1,638	1,882
Capital étranger (K^f)	3,551	-5,675	1,882	-6,512

Moyennes pour 1994

Facteur	Main-d'œuvre int. (L^d)	Main-d'œuvre étr. (L^f)	Capital intérieur (K^d)	Capital étranger (K^f)
Main-d'œuvre int. (Ld)	-0,432	0,024	-0,504	5,093
Main-d'œuvre étr. (Lf)	0,024	-2,560	2,969	-7,906
Capital intérieur (Kd)	-0,504	2,969	-1,714	1,602
Capital étranger (Kf)	5,093	-7,906	1,602	-6,585

Les élasticités de substitution selon Allen sont calculées à partir des valeurs estimatives des paramètres fournies par la fonction translog semiparamétrique sans contrainte au tableau 3, aux valeurs moyennes pour l'ensemble de l'échantillon et pour 1994 au tableau 2.

TABLEAU 5
Élasticités-prix de la demande de facteurs (PES_{ij}) dérivées des estimations translog semiparamétriques sans contrainte

Moyennes pour l'ensemble de l'échantillon

Facteur	Main-d'œuvre int. (L^d)	Main-d'œuvre étr. (L^f)	Capital intérieur (K^d)	Capital étranger (K^f)
Main-d'œuvre int. (Ld)	-0,020	-0,289	-0,083	0,392
Main-d'œuvre étr. (Lf)	-0,439	-0,002	1,068	-0,627
Capital intérieur (Kd)	-0,063	0,531	-0,676	0,208
Capital étranger (Kf)	1,106	-1,163	0,776	-0,719

Moyennes pour 1994

Facteur	Main-d'œuvre int. (L^d)	Main-d'œuvre étr. (L^f)	Capital intérieur (K^d)	Capital étranger (K^f)
Main-d'œuvre int. (Ld)	-0,147	0,006	-0,191	0,332
Main-d'œuvre étr. (Lf)	0,008	-0,618	1,126	-0,516
Capital intérieur (Kd)	-0,171	0,717	-0,650	0,105
Capital étranger (K^f)	1,732	-1,910	0,608	-0,430

Les élasticités-prix de la demande sont calculées à partir des valeurs estimatives des paramètres fournies par la fonction translog semiparamétrique sans contrainte au tableau 3, aux valeurs moyennes pour l'ensemble de l'échantillon et pour 1994 au tableau 2.

TABLEAU 6
Élasticités de substitution de Morishima (MES_{ij}) dérivées des estimations translog semiparamétriques sans contrainte

Moyennes pour l'ensemble de l'échantillon

Facteur	Main-d'oeuvre int. (L^d)	Main-d'oeuvre étr. (L^f)	Capital intérieur (K^d)	Capital étranger (K^f)
Main-d'oeuvre int. (Ld)	---	-0,419	-0,043	1,126
Main-d'oeuvre étr. (Lf)	-0,286	---	0,533	-1,161
Capital intérieur (Kd)	0,592	1,744	---	1,452
Capital étranger (K^f)	1,111	0,092	0,927	---

Moyennes pour 1994

Facteur	Main-d'oeuvre int. (L^d)	Main-d'oeuvre étr. (L^f)	Capital intérieur (K^d)	Capital étranger (K^f)
Main-d'oeuvre int. (Ld)	---	0,155	-0,024	1,879
Main-d'oeuvre étr. (Lf)	0,624	---	1,335	-1,291
Capital intérieur (Kd)	0,459	1,776	---	1,258
Capital étranger (K^f)	0,762	-0,086	0,534	---

Les élasticités de substitution selon Morishima sont calculées à partir des valeurs estimatives des paramètres fournies par la fonction translog semiparamétrique sans contrainte au tableau 3, aux valeurs moyennes pour l'ensemble de l'échantillon et pour 1994 au tableau 2.

TABLEAU 7
Élasticités de substitution fictives (SES_{ij}) dérivées des estimations translog semiparamétriques sans contrainte

Moyennes pour l'ensemble de l'échantillon

Facteur	Main-d'oeuvre int. (L^d)	Main-d'oeuvre étr. (L^f)	Capital intérieur (K^d)	Capital étranger (K^f)
Main-d'oeuvre int. (Ld)	---	-0,339	0,230	1,115
Main-d'oeuvre étr. (Lf)	-0,339	---	0,935	-0,346
Capital intérieur (Kd)	0,230	0,935	---	1,038
Capital étranger (K^f)	1,115	-0,346	1,038	---

Moyennes pour 1994

Facteur	Main-d'oeuvre int. (L^d)	Main-d'oeuvre étr. (L^f)	Capital intérieur (K^d)	Capital étranger (K^f)
Main-d'oeuvre int. (Ld)	---	0,429	0,204	0,942
Main-d'oeuvre étr. (Lf)	0,429	---	1,507	-0,343
Capital intérieur (Kd)	0,204	1,507	---	0,641
Capital étranger (K^f)	0,942	-0,343	0,641	---

Les élasticités de substitution fictives sont calculées à partir des valeurs estimatives des paramètres fournies par la fonction translog semiparamétrique sans contrainte au tableau 3, aux valeurs moyennes pour l'ensemble de l'échantillon et pour 1994 au tableau 2.

TABLEAU 8

Élasticités-prix brutes, d'échelle et nettes de la demande dérivées des estimations translog semiparamétriques sans contrainte

Moyennes pour l'ensemble de l'échantillon			
Élasticité-prix nette	Élasticité-prix brute	Élasticité d'échelle	Valeur de l'élasticité nette
$PES_K^d{}_K^d$	-0,938	-0,059	-0,997
$PES_K^d{}_K^f$	0,426	-0,033	0,394
$PES_K^f{}_K^f$	0,774	-0,059	0,714
$PES_K^f{}_K^d$	-1,285	-0,033	-1,318

Moyennes pour 1994			
Élasticité-prix nette	Élasticité-prix brute	Élasticité d'échelle	Valeur de l'élasticité nette
$PES_K^d{}_K^d$	-0,942	-0,058	-1,001
$PES_K^d{}_K^f$	0,431	-0,033	0,398
$PES_K^f{}_K^f$	0,760	-0,058	0,701
$PES_K^f{}_K^d$	-1,270	-0,033	-1,303

L'élasticité-prix nette est la somme de l'élasticité-prix brute et de l'élasticité d'échelle. Les élasticités sont calculées à partir des valeurs estimatives des paramètres fournies par la fonction translog semiparamétrique sans contrainte au tableau 3, aux valeurs moyennes pour l'ensemble de l'échantillon et pour 1994 au tableau 2.

FIGURE 1
Isoquant de la fonction de production générale

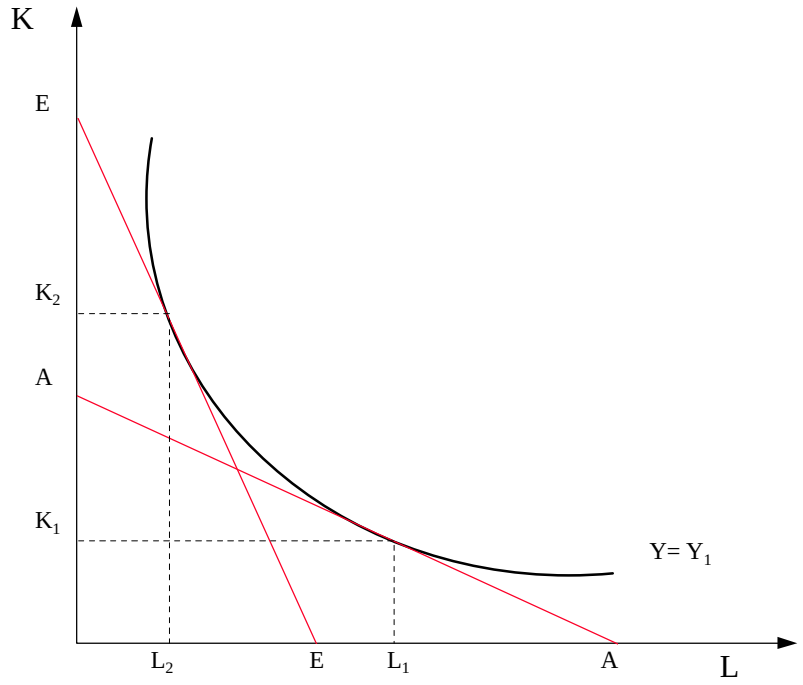


FIGURE 2
Isoquant du capital : élasticité d'échelle relativement élevée

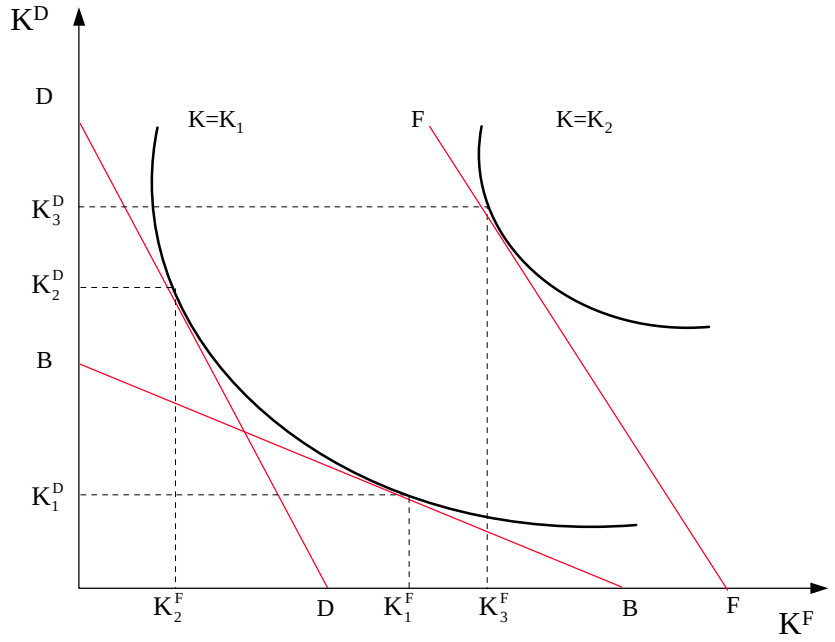


FIGURE 3
Isoquant du capital : élasticité d'échelle relativement faible

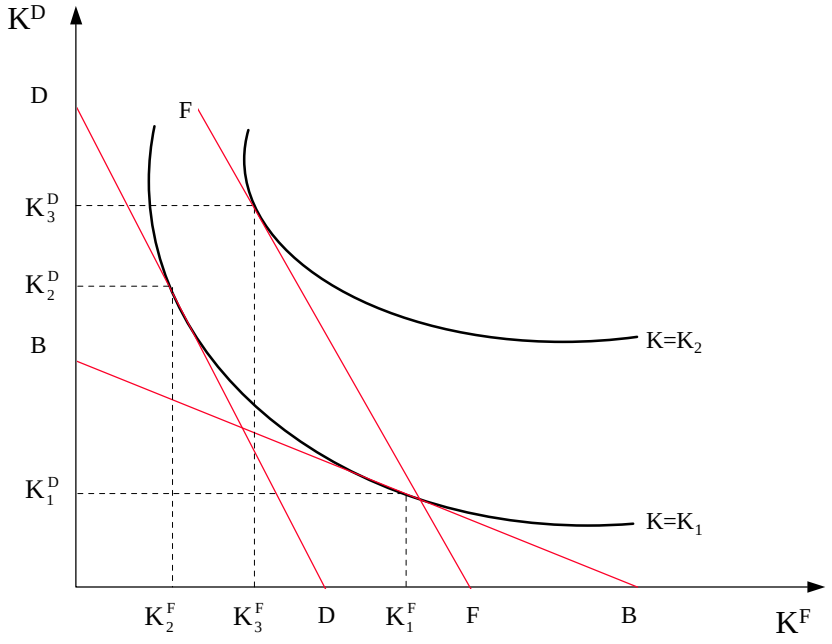
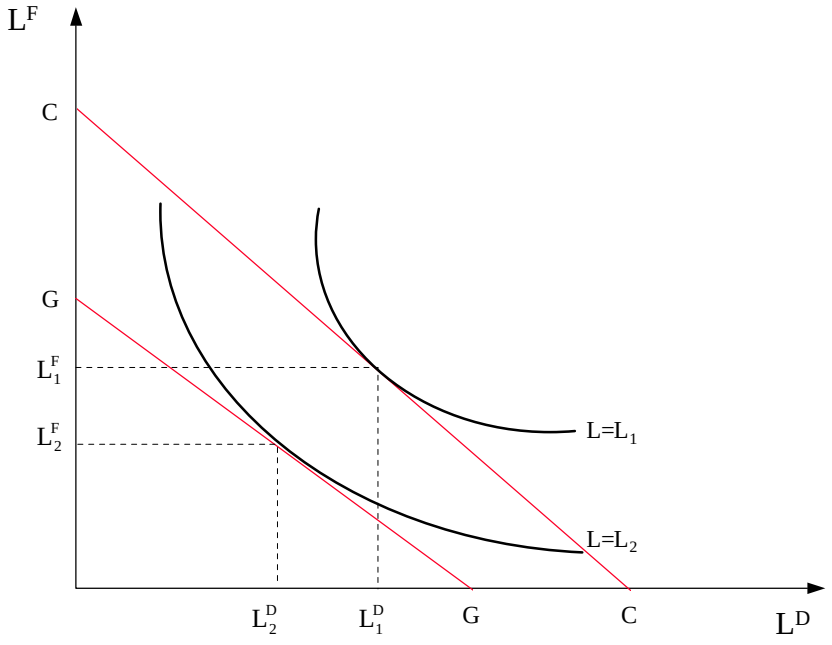


FIGURE 4
Isoquant du travail



Comité technique de la fiscalité des entreprises

Le Comité technique de la fiscalité des entreprises a été mis sur pied par le ministre des Finances à l'occasion du dépôt du budget de mars 1996 pour trouver des façons :

- d'améliorer le régime fiscal pour promouvoir la création d'emplois et la croissance économique dans une économie ouverte;
- de simplifier l'imposition du revenu des sociétés pour en faciliter l'observation par les contribuables et l'administration par Revenu Canada;
- de renforcer l'équité du régime fiscal en veillant à ce que toutes les entreprises participent au financement de la prestation des services gouvernementaux.

Le Comité technique fera rapport avant la fin de 1997. La publication de son rapport sera suivi de consultations publiques.

Le Comité technique est composé de juristes, de comptables et d'économistes spécialisés dans la fiscalité. Voici la liste de ses membres :

M. Robert Brown
Price Waterhouse
Toronto (Ontario)

M. James Cowan
Stewart McKelvey Stirling Scales
Halifax (Nouvelle-Écosse)

M. Wilfrid Lefebvre
Ogilvy Renault
Montréal (Québec)

Mme Nancy Olewiler
Département de science économique
Simon Fraser University
Burnaby (Colombie-Britannique)

M. Stephen Richardson
Tory, Tory, Deslauriers & Binnington
Toronto (Ontario)

M. Bev Dahlby
Département de science économique
University of Alberta
Edmonton (Alberta)

M. Allan Lanthier
Ernst & Young
Montréal (Québec)

M. Jack Mintz (président)
Faculté d'administration
University of Toronto (en congé)
Économiste invité Clifford Clark
Ministère des Finances
Ottawa (Ontario)

M. Norm Promislow
Buckwald Asper Gallagher Henteleff
Winnipeg (Manitoba)

Le Comité technique a commandé des études à des spécialistes de l'extérieur pour obtenir des analyses sur bon nombre de questions examinées dans le cadre de son mandat. Ces études sont publiées sous forme de documents de travail aux fins d'information et de commentaire. Les documents n'ont été évalués que de façon sommaire. Les points de vue qui y sont exprimés sont ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement l'opinion du Comité technique.

La liste complète des documents de travail figure en annexe. Les documents sont disponibles auprès du :

Centre de distribution
Ministère des Finances
300, avenue Laurier ouest
Ottawa (Ontario)
K1A 0G5
Téléphone : (613) 995-2855
Fascimile : (613) 996-0518

Les documents sont aussi accessibles sur Internet, à l'adresse suivante : http://www.fin.gc.ca/

Études de recherche effectuées pour le comité technique de la fiscalité des entreprises

☐ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-1**
Comparaison et évaluation du régime fiscal applicable au revenu de provenance étrangère au Canada, en Australie, en France, en Allemagne et aux États-Unis
Brian Arnold (Goodman Phillips & Vineberg)
Jinyan Li et *David Sandler* (University of Western Ontario)

☐ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-2**
Pourquoi imposer les sociétés?
Richard Bird (University of Toronto)

☐ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-3**
Politique fiscale et création d'emplois : programmes de stimulation de l'emploi
Ben Cherniavsky (Technical Committee Research Analyst)

☑ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-4**
Les effets du régime fiscal sur les multinationales américaines et leurs filiales canadiennes
Jason Cummins (New York University)

☐ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-5**
L'intégration des impôts des sociétés et des particuliers en Europe :
le rôle des impôts minimums sur les versements de dividendes
Michael Devereux (Keele University)

☐ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-6**
Les répercussions internationales de la réforme de la fiscalité des entreprises aux États-Unis
Andrew Lyon (University of Maryland)

☐ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-7**
Les effets économiques de l'imposition des dividendes
Ken McKenzie (University of Calgary)
Aileen Thompson (Carleton University)

☐ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-8**
L'impôt sur le capital
Peter McQuillan et *Cal Cochrane* (KPMG Toronto)

☐ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-9**
Les questions d'observation : la petite entreprise et l'imposition des bénéfices des sociétés
Robert Plamondon (Ottawa)

☐ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-10**
Les prix de transfert
Robert Turner (Ernst & Young, Toronto)

☐ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-11**
L'interaction des impôts fédéraux et provinciaux sur les entreprises
Marianne Vigneault (Bishop's University)
Robin Boadway (Queen's University)

☐ **DOCUMENT DE TRAVAIL 96-12**
L'imposition des investissements en provenance de l'étranger
Gordon Williamson (Arthur Andersen, Toronto)