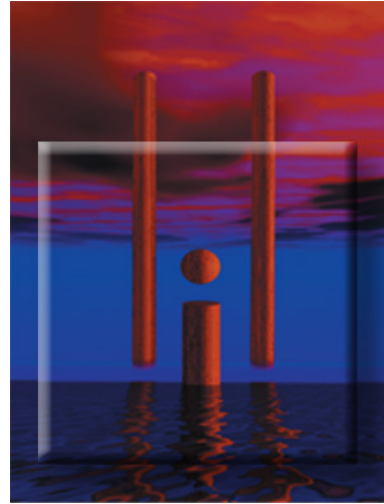




No 15-204-XIF au catalogue

Croissance de la productivité au Canada - 2002



Comment obtenir d'autres renseignements

Toute demande de renseignements au sujet du présent produit ou au sujet de statistiques ou de services connexes doit être adressée à : Direction des études analytiques, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, K1A 0T6 (téléphone : (613) 951-9856).

Pour obtenir des renseignements sur l'ensemble des données de Statistique Canada qui sont disponibles, veuillez composer l'un des numéros sans frais suivants. Vous pouvez également communiquer avec nous par courriel ou visiter notre site Web.

Service national de renseignements	1 800 263-1136
Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants	1 800 363-7629
Renseignements concernant le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 700-1033
Télécopieur pour le Programme des bibliothèques de dépôt	1 800 889-9734
Renseignements par courriel	infostats@statcan.ca
Site Web	www.statcan.ca

Renseignements sur les commandes et les abonnements

Le produit n° 15-204-XPF au catalogue est publié annuellement en version imprimée standard et est offert au prix de 46 \$ CA l'exemplaire. Les frais de livraison supplémentaires suivants s'appliquent aux envois à l'extérieur du Canada :

	Exemplaire
États-Unis	6 \$ CA
Autres pays	10 \$ CA

Ce produit est aussi disponible sous forme électronique dans le site Internet de Statistique Canada, sous le n° 15-204-XIF au catalogue, et est offert au prix de 35 \$ CA l'exemplaire. Les utilisateurs peuvent obtenir des exemplaires ou s'abonner en visitant notre site Web à www.statcan.ca et en choisissant la rubrique Produits et services.

Les prix ne comprennent pas les taxes de ventes.

La version imprimée peut être commandée par

- Téléphone (Canada et États-Unis) **1 800 267-6677**
- Télécopieur (Canada et États-Unis) **1 877 287-4369**
- Courriel **order@statcan.ca**
- Poste
Statistique Canada
Division de la diffusion
Gestion de la circulation
120, avenue Parkdale
Ottawa (Ontario) K1A 0T6
- En personne au bureau régional de Statistique Canada le plus près de votre localité.

Lorsque vous signalez un changement d'adresse, veuillez nous fournir l'ancienne et la nouvelle adresse.

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois, et ce, dans la langue officielle de leur choix. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1 800 263-1136.



Statistique Canada

Croissance de la productivité au Canada - 2002

John R. Baldwin et Tarek M. Harchaoui
Éditeurs

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2002

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

Décembre 2002

N° 15-204-XIF au catalogue
ISSN 1496-4740

N° 15-204-XPF au catalogue
ISSN 1492-8620

Périodicité : annuel

Ottawa

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Remerciements

Cette publication est le fruit d'un travail d'équipe qui a bénéficié de l'expertise d'une large partie du personnel de la Division de l'analyse microéconomique. John R. Baldwin, Directeur, Tarek M. Harchaoui, Chef de la section de la productivité multifactorielle et Jean-Pierre Maynard, Chef de la section de la productivité du travail.

L'organisation des aspects techniques et la coordination de cette publication est redevable à Valerie Thibault. Francine Simoneau a pour sa part accompli un travail exceptionnel pour l'agencement et la conception de cette publication. Louise Laurin a été d'une grande assistance dans la préparation des textes originaux lors des diverses étapes de l'édition du présent document. Nicolas Rahal a fourni une aide précieuse à la vérification et à la révision des textes de l'édition française.

Cette publication a bénéficié des nombreux commentaires de : Barbara Fraumeni, U.S. Bureau of Economic Analysis, Tom Wilson, Université de Toronto, Mell Fuss, Université de Toronto, Erwin Diewert, Université de la Colombie-Britannique, Steven James, Ministère des finances du Canada, Pierre Duguay, Banque du Canada, Alice Nakamura, Université de l'Alberta, William Greene, Université de New York, Mun Ho, Resources for the Future, Philip Smith, Statistique Canada.

Les estimations de productivité utilisées dans cette publication sont le résultat d'un effort collectif du programme de productivité de Statistique Canada. Les membres du personnel suivants ont apporté leur contribution d'une façon ou d'une autre:

Des Beckstead, Sëan Burrows, France Caron, Kaïs Dachraoui, Andrée Girard, Tarek M. Harchaoui, Jimmy Jean, Mustapha Kaci, Jean-Pierre Maynard, Marc Tanguay et Faouzi Tarkhani.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Table des matières

Remerciements (p. 3)

Préface (p. 7)

Chapitre 1—Une comparaison de la croissance économique au Canada et aux États-Unis à l'âge de l'information 1981-2000 : l'importance de l'investissement dans les technologies de l'information et des communications

Philip Armstrong, Tarek M. Harchaoui, Chris Jackson et Faouzi Tarkhani (p. 9)

Ce chapitre s'appuie sur les estimations révisées de la croissance de l'intrant capital, de l'intrant travail et de la productivité multifactorielle décrits dans les autres chapitres afin d'examiner les sources de la croissance économique du secteur canadien des entreprises de 1981 à 2000.

Chapitre 2—Une méthode alternative d'estimation de la dépréciation économique : nouveaux résultats obtenus au moyen d'un modèle de survie

Guy Gellatly, Marc Tanguay et Beiling Yan (p. 25)

Ce chapitre décrit les méthodes utilisées pour produire les courbes de dépréciation d'un ensemble diversifié d'actifs d'après les profils des prix de revente et des mises au rebut. Des méthodes d'analyse de la survie sont appliquées pour estimer l'évolution de la valeur au cours de la durée de vie utile. Puis, les taux de dépréciation sont utilisés pour produire des estimations du stock de capital pour la période allant de 1961 à 1996.

Chapitre 3—Changement de la composition de la population active canadienne et son influence sur la croissance de la productivité

Wulong Gu, Mustapha Kaci, Jean-Pierre Maynard et Mary-Anne Sillamaa (p. 71)

Ce chapitre décrit la méthode utilisée pour estimer les services de l'intrant travail en vue de calculer la croissance de la productivité multifactorielle. La méthode tient compte du fait que, tout comme les catégories de d'actifs, le travail est hétérogène et comprend l'élaboration d'un indice des heures travaillées reflétant cette hétérogénéité. On calcule pour cela une moyenne pondérée des taux de croissance des diverses catégories de travail en pondérant les taux de croissance individuels par le taux salarial relatif. Les taux salariaux moyens ont été calculés en remontant jusqu'en 1961 pour des strates définies en fonction de diverses caractéristiques—âge, niveau de scolarité et catégorie de travailleurs (employés ou travailleurs autonomes).

Chapitre 4—Une révision complète de la méthode d'estimation de l'intrant capital pour le programme de la productivité multifactorielle de Statistique Canada

Tarek M. Harchaoui et Faouzi Tarkhani (p. 107)

Ce chapitre expose dans les grandes lignes de la méthode utilisée pour estimer les variations de la quantité de services du capital utilisée dans le processus de production. Cette méthode consiste à estimer le coût d'usage du capital pour divers actifs, puis à employer ces coûts d'usage pour pondérer la croissance du stock de ces divers actifs afin de produire une estimation de la croissance des services de capital. La méthode conceptuelle d'estimation des services du capital tient compte du fait que des biens corporels achetés au même prix sont caractérisés par des durées de vie utile, des taux de dépréciation, des traitements fiscaux et, en dernière analyse, des coûts d'usage différents qui sont reflétés par des produits marginaux différents. La méthode s'appuie sur de nouvelles estimations de la dépréciation, fondées sur les courbes âge-prix des actifs individuels décrites au chapitre 2. Elle produit aussi, des estimations des services du capital sous diverses hypothèses concernant les composantes qui entrent dans la formule du coût d'usage du capital. Secondairement, le chapitre donne une comparaison de la productivité entre le Canada et les États-Unis en vue d'illustrer les conséquences de ces nouvelles estimations des services du capital.

Chapitre 5—Les coûts unitaires de main-d'œuvre et la compétitivité des entreprises canadiennes

Mustapha Kaci et Jean-Pierre Maynard (p. 169)

Ce chapitre décrit la mesure du coût unitaire de la main-d'œuvre produite en collaboration avec le programme de la productivité du travail. La croissance du coût unitaire de la main-d'œuvre est simplement le rapport des dépenses salariales par travailleur divisé par la croissance de la productivité du travail. Elle fournit une mesure des pressions exercées sur les coûts lorsque la rémunération augmente plus rapidement que la productivité du travail. Le chapitre donne aussi une comparaison entre la mesure du coût unitaire de la main-d'œuvre et une statistique plus complète qui tient compte d'autres coûts variables que le simple coût de la main-d'œuvre. En outre, on y montre comment utiliser la mesure du coût unitaire de la main-d'œuvre pour évaluer la compétitivité de branches d'activité particulières.

Annexe sur les données— Productivité et mesures connexes (p. 197)

Glossaire (p. 233)

Préface

Récemment, Statistique Canada a remanié considérablement sa mesure de la productivité multifactorielle (appelée par certains productivité totale des facteurs) et apporté des modifications importantes à la série de données. Dans cette édition de *Croissance de la productivité au Canada*, nous décrivons en détail les changements qui ont eu lieu.

La croissance de la productivité multifactorielle (PMF) est égale à la différence entre le taux de croissance des produits et celui des facteurs de production. Elle est positive si le taux de croissance des produits est supérieur à celui des facteurs de production. Cet indice reflète l'effet de plusieurs éléments, dont le progrès technologique, l'exploitation des économies d'échelle, le changement organisationnel et, jusqu'à maintenant, les variations de la « qualité » des facteurs de production.

Jusqu'ici, la qualité des intrants a été incluse dans l'estimation de la productivité multifactorielle, car la méthode suivie consistait simplement à totaliser les unités de travail, ou de capital, par le calcul d'une moyenne non pondérée, puis à calculer le taux de croissance pour cet agrégat. On ne cherchait pas à tenir compte du fait que certaines unités de travail ou de capital sont plus productives que d'autres.

Dans le cadre de la présente révision, nous réévaluons nos mesures de la croissance du travail et du capital en reconnaissant que les unités sont hétérogènes, c'est-à-dire qu'elles ont chacune une productivité marginale distincte. Cette méthode est conforme à l'esprit de la méthode courante de calcul de la productivité multifactorielle qui a déjà pondéré la croissance du travail et du capital agrégés par leur productivité marginale respective. La nouvelle méthode est simplement une extension destinée à produire une mesure globale de la croissance du travail, d'une part, et du capital, d'autre part, tout en tenant compte des différences de productivité marginale dans chaque catégorie. Il faut pour cela calculer les taux de croissance de divers sous-ensembles ou types de travail et de capital, puis produire une moyenne pondérée du taux de croissance pour l'ensemble de la catégorie (travail ou capital) en utilisant comme coefficients de pondération une approximation de la productivité relative de chaque type de main-d'œuvre ou de biens d'équipement.

Cette extension de la méthode est conforme aux meilleures pratiques internationales et aux recommandations qui figurent dans le manuel le plus récent de calcul de la productivité de l'OCDE. Toutefois, elle complique encore davantage une méthode déjà plus difficile à appliquer que celle utilisée pour produire une mesure de la productivité du travail. Pour créer cette nouvelle mesure (PMF), il a fallu prendre diverses décisions et, durant le processus, évaluer les résultats de ces décisions. La présente monographie décrit comment nous avons procédé.

Le premier chapitre donne un aperçu de la façon dont les nouvelles mesures peuvent être utilisées pour analyser les différences de productivité entre le Canada et les États-Unis. On s'est souvent servi du cadre de la productivité multifactorielle pour décomposer la croissance de la production en ses diverses composantes, c'est-à-dire celles qui correspondent à la croissance de l'emploi et du capital et la mesure, obtenue par différence, de la productivité multifactorielle, afin de procéder à des comparaisons internationales de ces composantes. Les nouvelles estimations de la croissance de la productivité multifactorielle permettent de créer de nouvelles composantes et de les utiliser dans les comparaisons. Par exemple, la nouvelle estimation de la croissance du capital peut être

ventilée en fonction de catégories plus détaillées de biens. Dans ce chapitre, nous décomposons la composante des investissements dans les technologies de l'information et des communications et cherchons à déterminer si elle contribue plus à la croissance au Canada qu'aux États-Unis, illustrant ainsi l'une des utilisations possibles des nouvelles données.

Les chapitres 2 et 4 portent sur la méthode suivie pour établir la mesure de la croissance du capital. Cette méthode nécessite la pondération des diverses catégories de biens par leur productivité marginale relative, que nous estimons en nous basant sur les services du capital, c'est-à-dire les services tirés des biens. La valeur des services du capital s'obtient par simple multiplication du stock de capital par le coût d'utilisation de ce dernier. Pour déterminer le coût d'utilisation du capital, nous devons, entre autre, estimer le taux de dépréciation. Le deuxième chapitre décrit la méthode suivie pour estimer ce taux de dépréciation, au moyen d'un ensemble spécial de microdonnées sur les prix des biens d'occasion provenant d'une enquête réalisée par Statistique Canada. Ce chapitre décrit les méthodes utilisées et les résultats obtenus.

Pour sa part, le quatrième chapitre est consacré à la discussion de la méthode utilisée pour élaborer une mesure de la croissance du capital. Y sont d'abord énoncées les hypothèses de la théorie du capital sur lesquelles s'appuie la mesure. Puis, on décrit l'extension de la liste de biens, notamment l'inclusion des terrains et des stocks, qui a été nécessaire pour produire l'estimation. Ensuite, on décrit les données sur la dépréciation, le taux de rendement, les taux d'imposition et les gains en capital requis pour calculer le taux d'utilisation du capital pour chaque bien. Dans plusieurs cas, il a fallu faire un choix entre diverses possibilités. Par exemple, les auteurs des ouvrages théoriques choisissent soit le taux des obligations à long terme soit le taux passé de rendement du capital de la branche d'activité comme approximation du taux de rendement. Le chapitre décrit les diverses méthodes possibles, les différences entre les valeurs de la croissance du stock de capital obtenues par ces diverses méthodes et les raisons qui justifient le choix de la méthode finale.

Le troisième chapitre décrit le développement de la nouvelle méthode utilisée pour estimer le taux de croissance du facteur travail. Pour chaque catégorie de main-d'œuvre, le taux de croissance est pondéré en prenant comme coefficient la productivité marginale relative de la catégorie, estimée en se fondant sur les taux salariaux relatifs. Le chapitre décrit les hypothèses nécessaires pour justifier la méthode, les catégories de main-d'œuvre choisies et les données utilisées pour estimer les taux salariaux relatifs. Comme pour le capital, on décrit les diverses hypothèses et sources de données possibles et les différences entre les résultats obtenus par les diverses méthodes.

Le cinquième chapitre ne rentre pas dans la même catégorie que les précédents qui, sont essentiellement axés sur le programme de la productivité multifactorielle. Il est néanmoins important, car il décrit l'un des produits clés du programme de la productivité du travail, c'est-à-dire la mesure du coût unitaire du travail. Cette mesure, qui est produite en même temps que les estimations de la productivité du travail, est utilisée par nombre d'analystes pour prévoir les pressions exercées sur les salaires ou pour étudier la « compétitivité » d'un secteur. Essentiellement, cette mesure consiste à comparer le taux de croissance des salaires unitaires à la croissance de la productivité du travail. Le chapitre décrit ce que représente la mesure et la méthode suivie pour la calculer. Elle y est comparée à une mesure plus générale qui tient compte non seulement du coût du travail, mais aussi d'autres facteurs de production variables. Puis, on décrit la relation entre la variation des coûts unitaires relatifs du travail au Canada comparativement aux États-Unis et la croissance des exportations canadiennes, montrant ainsi le lien étroit entre cette mesure et le succès remporté par le Canada sur les marchés d'exportation.

John R. Baldwin
Tarek Harhaoui

Éditeurs

1

Une comparaison de la croissance économique au Canada et aux États-Unis à l'âge de l'information 1981-2000 : l'importance de l'investissement dans les technologies de l'information et des communications

PHILIP ARMSTRONG, TAREK M. HARCHAOUI, CHRIS JACKSON ET FAOUZI TARKHANI

1.1 Introduction

Les actifs associés aux technologies de l'information et des communications (TIC) semblent se retrouver presque partout—sur les bureaux des cadres d'entreprise, dans les ateliers, dans les salles de classe, dans les foyers et, ces jours-ci, même dans la poche des gens. De toute évidence, les TIC modifient rapidement la façon dont nous faisons des affaires et communiquons. Leur prolifération semble avoir rapetissé le monde, maintenant que des innovations informatiques comme Internet permettent à des personnes situées à des points opposés de la planète d'interagir d'une façon qui aurait été inimaginable il y a 20 ans.

L'explosion des dépenses au titre des TIC qui a eu lieu au cours des dernières décennies a suscité un regain d'intérêt pour le rôle de l'investissement et de l'accumulation de capital dans la croissance économique. Des thèmes comme la croissance de la productivité, l'accumulation de capital et l'effet du progrès technique, qui, auparavant, faisaient uniquement l'objet de discussions théoriques, sont devenus le sujet de débats populaires en raison de l'essor récent de l'économie américaine (voir Jorgenson et Stiroh 2000; voir aussi Khan et Santos, 2002 pour la comparaison Canada/États-Unis).

Sur la base des données révisées sur la production et sur l'intrant capital, le présent article fournit certains éclaircissements sur l'évolution de la composition de l'investissement et de la croissance des services du capital au Canada au cours des années 1990, ainsi qu'une comparaison avec les années 1980. L'article se fonde notamment sur des méthodes éprouvées et bien connues d'estimation des indices annuels des services du capital pour le secteur des entreprises du Canada de 1981 à 2000. Il présente aussi une ventilation de ces services en deux composantes, l'une quantitative et l'autre qualitative, pour les catégories importantes d'actifs, y compris ceux des TIC. Alors qu'un grand nombre d'études économiques publiées récemment au Canada traitaient de l'importance croissante des ordinateurs, le présent article vise à préciser et à comparer dans quelle mesure l'investissement dans les TIC et d'autres formes d'actifs a contribué à la croissance économique du Canada. Parallèlement, il décrit les facteurs sur qui se fondent la performance en termes de productivité des secteurs canadien et américain des entreprises au cours des deux dernières décennies en s'appuyant sur des méthodologies comparables.

Notre démarche vise à faire la distinction entre la croissance de la *quantité de capital* due à l'investissement et le changement de composition entre actifs (connue parfois sous le nom de croissance de la *qualité du capital*) due à la substitution entre différents types d'actifs. L'accélération récente de l'investissement reflète en grande partie une substitution au profit des actifs de haute technologie, à mesure que leur prix relatif diminue régulièrement. Nous présentons aussi des estimations des composantes de quantité et de qualité pour trois grandes catégories d'actifs, c'est-à-dire celles en TIC, en autres machines et matériel (comprenant des actifs traditionnels) et en bâtiments et travaux d'ingénierie.

Notre principale conclusion est que, dans le secteur canadien des entreprises, l'augmentation du taux de croissance des services du capital a été constante et généralisée durant la deuxième moitié des années 1990. La croissance des services du capital y compris le capital fixe renouvelable, les terrains et les inventaires est passée d'un taux annuel moyen de 3,5 % pour 1981 à 1988 à 4,2 % pour 1995 à 2000.

Si nous examinons les sources de la croissance économique au Canada de 1995 à 2000, nous constatons que le capital et le travail continuent de faire des contributions importantes. L'accélération de la croissance de l'investissement de 1,7 % par année lors de la période 1981-1988 à 11,9 % entre 1995-2000, a fait augmenter la croissance des services du capital de 1,4 % à 1,7 % par année entre ces deux périodes. En raison de l'importante croissance de l'investissement et de la part croissante de son poids dans les coûts, le matériel de haute technologie constitue la seule catégorie d'actifs fixes renouvelables dont la contribution à la croissance est plus importante durant la deuxième moitié des années 1990 comparativement aux années 1980.

Au cours de la période après 1995, la croissance de la contribution de l'intrant travail a augmenté principalement en raison de la hausse des heures travaillées. La contribution de la qualité de la main-d'œuvre a chuté, un reflet de la baisse du taux de chômage à mesure que des travailleurs ayant une productivité marginale relative plus faible furent attirés sur le marché du travail au cours de cette période.

La troisième source importante de croissance, c'est-à-dire la productivité multifactorielle ou le fameux résidu de Solow, s'est accrue au taux annuel moyen de 0,2 % durant les deux dernières décennies au Canada, comparativement à 0,9 % aux États-Unis. L'accélération de la productivité multifactorielle au Canada de -0,3 % par année au cours de la période 1988-1995 à 1,0 % au cours de la période après 1995 (0,5 % à 1,3 % aux États-Unis) suggère des améliorations considérables dans la technologie et une augmentation de l'efficacité de la production. Alors que le redressement de la productivité multifactorielle durant la période après 1995 n'a pas dépassé la performance d'avant 1973, une croissance plus rapide de la productivité multifactorielle est cruciale à une croissance économique plus rapide.

Durant la période après 1995, la productivité multifactorielle a contribué pour 21 % de la croissance de la production au Canada (27 % aux États-Unis), en hausse de 6,1 % durant la période 1981-1988 (26 % pour les États-Unis). Bien que le redressement récent de la croissance de la productivité multifactorielle dans les deux pays ne dépasse pas la performance d'avant 1973, il constitue certainement un des plus importants faits stylisés de la fin du 20^{ième} siècle.

La suite de l'article est ainsi organisée. À la section 1.2, nous discutons des sources de données et des tendances historiques de l'investissement et de la formation du capital. La section 1.3 examine l'impact de ces tendances sur la productivité du travail et sur la productivité multifactorielle. Enfin, à la section 1.4, nous présentons nos conclusions.

1.2 Capital et fonction agrégée de production

1.2.1 Description générale des données

Le présent article se fonde sur de nouvelles méthodes élaborées par le Programme de la productivité de Statistique Canada pour construire des indices de Fisher de la production et des intrants pour le secteur canadien des entreprises permettant ensuite de produire des estimations de la productivité multifactorielle.

L'indice de Fisher de la production utilise les estimations du PIB selon l'optique de la dépense diffusées le 31 mai 2001 par la Division des comptes des revenus et dépenses. Ces estimations ne tiennent pas compte des composantes comme le secteur des administrations publiques, les établissements sans but lucratif et le loyer des logements occupés par le propriétaire, considérées hors du champ de couverture. Des exclusions correspondantes sont apportées aux intrants en travail et en capital. Les estimations du PIB intègrent la capitalisation des dépenses en logiciels, permettant ainsi aux estimations Canada/États-Unis de la croissance économique d'être comparables pour la première fois depuis octobre 1999, date à laquelle le *U.S. Bureau of Economic Analysis* avait introduit ce changement lors de la révision historique détaillée des comptes nationaux de revenus et de la production.

La nouvelle méthodologie d'estimation de la croissance des services du capital de Statistique Canada qui convient à une fonction de production agrégée est décrite dans le quatrième chapitre. Le processus de construction débute avec des estimations de l'investissement réel selon la catégorie détaillée ainsi que la mesure du stock de capital pour chaque classe d'actif au moyen de la méthode de l'inventaire perpétuel. Il s'ensuit les estimations du coût d'usage du capital par actif pour chaque industrie en faisant appel aux tableaux entrées-sorties d'où l'on calcule le taux de rendement par industrie, les données microéconomiques sur les prix de plus de 30 000 ventes d'actifs usagers pour mesurer les taux de dépréciation par actif (voir chapitre 2) ainsi que de l'information détaillée sur les taux d'imposition. Les estimations des taux de croissance du stock de capital par type d'actif pour chaque industrie sont ensuite agrégées en se servant du coût d'usage du capital pour produire une estimation du flux des services du capital par industrie.

Pour l'analyse contenue dans ce papier, la gamme étendue d'actifs hétérogènes utilisée par le programme de productivité (28 classes) sont regroupés en trois classes distinctes. Le tableau 1.1 montre la concordance qui permet de produire les trois grandes classes d'actifs : TIC, autres machineries et équipement, structures (incluant les inventaires et les terrains).¹ Ce regroupement permet non seulement de distinguer les structures dont la durée de vie est lointaine des actifs dont la durée de vie est courte, mais aussi les actifs des TIC de ceux associés à la machinerie et l'équipement.

¹ La définition des TIC, qui inclut les ordinateurs, les logiciels et l'équipement de télécommunication, est choisie afin de rendre possible la comparabilité avec les États-Unis (voir *U.S. Bureau of Labor Statistics* 2000). Des efforts sont en cours au sein de l'OCDE pour définir une classification plus large des biens associés aux TIC. Celle-ci incluerait non seulement les investissements dans les actifs retenus dans notre définition mais aussi les biens et services intermédiaires et les catégories de la demande finale.

Tableau 1.1 Classification du capital selon la catégorie d'actifs**Technologie de l'information et des communications**

Ordinateurs et matériel de bureau

Matériel de communication

Logiciels, compte propre

Logiciels de série

Logiciels personnalisés

Autres machines et matériel

Meubles de bureau, articles d'ameublement

Appareils et matériel de maison et de service

Appareils et matériel électriques industriels

Appareils et matériel non électriques industriels

Conteneurs industriels

Convoyeurs et camions industriels

Automobiles et autobus

Camions (sauf les camions industriels) et remorques

Locomotives, navires et pièces de rechange importantes

Aéronefs, moteur d'aéronefs et autres pièces de rechange importantes

Autre matériel

Structures

Construction de bâtiments non résidentiels

Construction de routes, d'autoroutes et de pistes d'aéroport

Construction d'infrastructures gazières et pétrolières

Construction de centrales électriques, de barrages et de structures d'irrigation

Construction de voies de chemins de fer et d'installations de télécommunication

Autres ouvrages techniques

Chalets

Maisons mobiles

Édifices à logements multiples

Maisons unifamiliales

Inventaires

Terrains

Tableau 1.2 Estimations nettes du stock de capital selon la catégorie d'actifs : secteur canadien des entreprises

	Stock de capital en 1981			Stock de capital en 2000		
	Valeur \$	Part du capital fixe (%)	Part du capital total (%)	Valeur \$	Part du capital fixe (%)	Part du capital total (%)
	(millions de dollars courants)					
Stock total de capital	492 588		100,0	1 278 237		100,0
Capital fixe renouvelable	290 465	100,0		929 409	100,0	
Technologies de l'information et des communications	11 363	3,9	2,3	59 900	6,4	4,7
Ordinateurs et logiciels	4 444	1,5	0,9	37 493	4,0	2,9
Matériel de communication	6 920	2,4	1,4	22 407	2,4	1,8
Autres machines et matériel	80 948	27,9	16,4	238 505	25,7	18,7
Structures	198 153	68,2	40,2	631 008	67,9	49,4
Stocks et terrains	202 123		41,0	348 828		27,3
Structures, terrains et stocks	400 276		81,3	979 832		76,7

Cette étude utilise aussi des estimations de la croissance du travail qui prennent en compte les différences dans les productivités marginales entre les différents types de travailleurs (voir chapitre 3). Contrairement à la méthode qui effectue la simple sommation des heures travaillées par les différents types de travailleurs, la méthode qui considère les différences entre les catégories de travail, effectue la somme de la croissance des heures travaillées par chaque classe de travailleurs pondérée par leur salaire relatif ou leur part dans la rémunération du travail. De façon fort semblable à l'estimation de l'intrant capital qui reflète les substitutions entre catégories d'actifs, la méthode élaborée par Jorgenson, Gollop et Fraumeni (1987) pour l'intrant travail agrégé, intègre les substitutions entre diverses catégories hétérogènes de main-d'œuvre, comme la classification croisée des travailleurs selon la formation, les antécédents professionnels et les autres caractéristiques. Cette méthode, qui permet de ventiler la croissance de l'intrant travail en fonction du nombre d'heures travaillées et de la qualité de la main-d'œuvre, est comparable à la décomposition de la croissance des services du capital en croissance du stock de capital et en changements dans sa composition.

1.2.2 Estimation du stock de capital aux prix courants

Le tableau 1.2 donne un groupement des actifs en grandes classes ainsi que les valeurs correspondantes du stock de capital pour 1981 et 2000. Nos calculs selon la méthode de l'inventaire perpétuel produisent un stock net d'actifs renouvelables en 2000 d'une valeur de 929 milliards de dollars en dollars courants, soit une hausse par rapport à la valeur de 290 milliards de dollars pour 1981. L'ajout de la valeur estimative des terrains et des inventaires donne une valeur totale du stock de capital de 1,3 trillions de dollars pour 2000.

L'investissement en prix constants dans les TIC (voir tableau 1.3) a augmenté à un taux annuel moyen de 16,2 % pendant la période 1981-2000, un rythme de croissance beaucoup plus rapide que les deux autres classes d'actifs. Toutefois, malgré cette croissance rapide, les actifs en TIC continuent de ne représenter qu'une faible part du capital agrégé du secteur des entreprises. En 2000, les actifs en TIC constituaient 6,4 % du capital fixe renouvelable, qui englobe le matériel ainsi que les structures, en hausse par rapport au 3,9 % de 1981 (voir tableau 1.2). Étant donné notre définition élargie du stock de capital, qui englobe les actifs résidentiels, les terrains et les inventaires, la part des actifs en TIC est encore plus faible (4,7 % en 2000 comparativement à 2,3 % en 1981).

1.2.3 Croissance de l'investissement, du stock de capital et des services du capital

La croissance de l'utilisation du capital au Canada peut être examinée à l'aide de trois séries de données reliées entre-elles : un indice de la croissance de l'investissement, un indice de la croissance du stock de capital (simple somme des différents actifs) et un indice de la croissance des services du capital, de 1981 à 2000. En outre, chacun de ces indices est décomposé en trois composantes : TIC, autres machines et matériel et structures (bâtiments et travaux d'ingénierie, y compris les terrains et les inventaires).²

Pour mieux comprendre les tendances agrégées, nous présentons au tableau 1.3 les taux de croissance (en termes de prix et de quantités) pour chaque série, pour les principales catégories d'actifs, pour la période complète de 1981 à 2000 et pour trois sous-périodes : 1981 à 1988, 1988 à 1995 et 1995 à 2000. Nous présentons aussi le PIB du secteur des entreprises pour les mêmes périodes.

² En ce qui concerne les différences entre ces différents concepts du capital, consulter l'annexe du chapitre 4.

Tableau 1.3 Taux annuel moyen de croissance de l'investissement, du stock de capital, des services du capital et de la production : secteur canadien des entreprises (%)								
	Indice de l'investissement		Indice du stock de capital		Indice des services du capital		PIB	
	Prix	Quantité	Prix	Quantité	Prix	Quantité	Prix	Quantité
1981 à 2000								
PIB	–	–	–	–	–	–	2,9	3,0
Tous les actifs	1,0	3,6	1,0	2,0	4,2	3,4	–	–
TIC	-9,3	16,2	-9,3	12,7	-1,5	21,0	–	–
Autres machines et matériel	2,5	2,0	2,5	2,1	5,6	3,4	–	–
Structures	1,5	0,8	1,5	1,7	6,8	2,1	–	–
1981 à 1988								
PIB	–	–	–	–	–	–	4,5	3,3
Tous les actifs	0,5	1,7	0,5	1,8	6,4	3,5	–	–
TIC	-14,5	11,5	-14,5	8,0	-1,4	21,5	–	–
Autres machines et matériel	2,9	2,2	2,9	1,7	7,8	3,7	–	–
Structures	1,7	0,4	1,7	1,9	8,5	2,4	–	–
1988 à 1995								
PIB	–	–	–	–	–	–	2,4	1,5
Tous les actifs	1,8	-0,2	1,8	1,3	3,7	2,6	–	–
TIC	-8,0	13,2	-8,0	11,5	-2,8	17,5	–	–
Autres machines et matériel	2,4	-2,1	2,4	1,2	2,2	1,6	–	–
Structures	2,0	-1,9	2,0	1,3	7,2	1,6	–	–
1995 à 2000								
PIB	–	–	–	–	–	–	1,4	4,9
Tous les actifs	0,7	11,9	0,7	3,5	1,7	4,2	–	–
TIC	-3,2	27,6	-3,2	21,3	0,3	25,1	–	–
Autres machines et matériel	2,0	7,7	2,0	4,1	7,5	5,5	–	–
Structures	0,3	5,6	0,3	2,1	4,1	2,5	–	–

Le fléchissement important de la croissance de la production après la récession des années 1990 est la principale tendance qui se dégage de ces estimations. Le taux de croissance de la production, qui était de 3,3 % environ par année de 1981 à 1988, a chuté pour s'établir à 1,6 % de 1988 à 1995, puis s'est redressé remarquablement durant la deuxième moitié des années 1990, pour atteindre 4,9 %, annuellement en moyenne. Des tendances comparables sont observables pour l'investissement, le stock de capital et les services du capital.

1.2.4 Investissement

Bien que dans l'ensemble, la croissance de l'investissement évolue de façon comparable à celle observée pour la production, elle est plus sensible aux variations du cycle économique. Ainsi, elle a ralenti considérablement, étant passée de 1,7 % pour 1981 à 1988 à -0,2 % pour 1988 à 1995. Cependant, elle a repris de la vigueur pour s'établir à 11,9 % de 1995 à 2000, permettant ainsi au PIB de connaître une croissance rapide.

On note une variation considérable selon la catégorie d'actifs et une tendance accélérée à l'investissement dans le matériel, particulièrement le matériel des TIC. Au cours des deux dernières décennies, la croissance de l'investissement réel dans les actifs en TIC a été forte et à la hausse malgré le ralentissement de la croissance du PIB, atteignant 13,2 % par année durant la période de faible croissance du début des années 1990. Par contre, la croissance de l'investissement réel dans les structures non résidentielles et autres machineries et équipement a chuté à -1,9 % et -2,1 % annuellement, respectivement, durant la période 1988 à 1995. Au cours des années récentes, le taux de croissance de l'investissement dans toutes les classes d'actifs a connu une croissance plus rapide que lors de la période 1981 à 1988.

La croissance plus rapide de l'investissement dans les TIC s'explique si l'on examine le comportement de leurs prix relatifs. Le taux d'inflation du déflateur du PIB a baissé, pour passer de 4,5 % en moyenne par année (1981 à 1988) à 2,4 % en moyenne par année (1988 à 1995), puis a encore baissé pour atteindre 1,4 % (1995 à 2000). Les prix ajustés à la qualité des actifs en TIC ont baissé durant la période qui a suivi 1981 (de -14,5 % à -8,0 % à -3,2 %). Par rapport au déflateur du PIB, les prix des actifs en TIC ont diminué au taux moyen de 12,2 % par année de 1981 à 2000. Pour les autres catégories d'actifs, la hausse des prix a été généralement inférieure à celle du déflateur du PIB.

Ces profils d'investissement sont des déterminants directs de la croissance du stock de capital. Par exemple, un investissement relativement rapide en TIC se traduit par une croissance plus rapide du stock de capital et une augmentation de la part de ce matériel dans le stock de capital.

Cependant, la longue durée de vie des structures rend le processus de transition assez lent. Par exemple, pour le matériel en TIC, l'indice du stock réel de capital a augmenté de 12,7 % par année au cours des deux dernières décennies, tandis que pour les structures, il n'a augmenté que de 1,7 % par année. La part du stock de capital en TIC est passée de 3,9 % en 1981 à 6,4 % en 2000. Cette augmentation importante de la part exprimée en valeur monétaire est due à l'augmentation rapide de la quantité d'actifs en TIC et à la diminution rapide de leur prix.

1.2.5 Formation du Capital

Les indices de la croissance du stock de capital et des services du capital au Canada montrent que les années qui ont suivi 1995 représentent une période de croissance relativement rapide du stock de capital. Le taux de croissance du capital a baissé de 1,8 % par année entre 1981 à 1988 à 1,3 % par année entre 1988 à 1995 pour rebondir ensuite à 3,5% par année entre 1995 à 2000. Au niveau des actifs, cependant, alors que l'équipement en TIC a maintenu une croissance soutenue entre les différentes périodes, autant les actifs en autres machineries et équipement que les structures ont connus un ralentissement marqué durant la période 1988 à 1995, suivi par une reprise appréciable au cours des années récentes.

Les tendances de la croissance du stock de capital sont des déterminants importants de la croissance des services du capital. La croissance des services du capital est, en revanche, plus élevée que celle du stock de capital, reflétant le remplacement des structures à longue durée de vie par du matériel à courte durée de vie. Cette modification de la composition est parfois connue sous le nom de changement de qualité dans le sens qu'elle résulte des changements dans la composition associés aux changements des productivités marginales. Toutes choses étant égales par ailleurs, un actif à courte durée de vie est caractérisé par un taux de dépréciation plus élevé, donc un prix des services relativement plus élevé et, donc, une productivité marginale relativement plus élevée puisque les marchés concurrentiels égalisent le coût d'usage à la productivité marginale. Par conséquent, la catégorie d'actifs en croissance à courte durée de vie reçoit un poids plus élevé pour le calcul de l'agrégation des services du capital que pour le calcul du stock (voir le chapitre 4). Pour les catégories individuelles d'actifs, les résultats du tableau 1.3 montrent que la croissance des services du capital est supérieure à celle du stock de capital pour la plupart des périodes, ce qui sous-entend que des substitutions ont lieu également à l'intérieur des catégories d'actifs.

Ces données donnent la preuve d'un redressement important du taux de croissance des services du capital au Canada pour toutes les catégories d'actifs durant la période d'après 1995. Cette croissance reflète en grande partie l'augmentation importante de l'investissement durant la deuxième moitié des années 1990 pour l'ensemble des catégories d'actifs. Cette tendance est importante, puisque c'est la croissance des services du capital, plutôt que le niveau du capital ou la croissance de l'investissement qui, en dernière analyse, détermine la croissance économique.

Il est utile de choisir, comme point de comparaison de ces résultats, les mesures des services du capital publiées par le *U.S. Bureau of Labor Statistics* (BLS, 2000). Pour le secteur privé des entreprises dont les estimations correspondent aux nôtres, le BLS (2000) publie un taux de croissance des services du capital de 3,8 % pour l'ensemble des actifs de 1981 à 1999, taux légèrement supérieur à notre estimation de 3,3 % pour la même période. L'écart pourrait refléter des différences structurelles entre les secteurs canadiens et américains des entreprises.

Pour les deux pays, les tendances sont similaires au cours des différentes sous-périodes. Selon le BLS (2000), la croissance des services du capital a ralenti pour passer de 3,9 % durant la période de 1981 à 1988 à 2,8 % durant celle de 1988 à 1995, puis a repris pour s'établir à 5,3 % durant la période de 1995 à 1999 (3,5 %, 2,6 % et 4,2 %, respectivement, pour le Canada). Par contre, au niveau des actifs, l'écart entre les taux de croissance du service du capital observés pour les deux pays est important. Aux États-Unis, les services du capital en TIC ont augmenté de 17,5 % de 1995 à 1999, taux en hausse par rapport aux valeurs de 14,5 % et de 8,5 % enregistrées, respectivement, de 1981 à 1988 et de 1988 à 1995. Ces chiffres sont nettement inférieurs à ceux observés pour le

Canada (25,7 %, 21,5 % et 17,5 %, respectivement). En ce qui concerne les autres machines et matériel et les structures, aux États-Unis, la situation s'est redressée de 1995 à 1999 comparativement à la période allant de 1988 à 1995, mais les résultats sont demeurés inférieurs à ceux enregistrés la décennie précédente. Par contre, de 1995 à 1999, au Canada, les catégories des autres machines et matériel et des structures ont affiché leur croissance la plus rapide des deux dernières décennies.

1.2.6 Décomposition de la croissance des services du capital

Nous avons montré à la section précédente que, pour le capital fixe et les catégories d'actifs correspondants, la croissance des services du capital s'est accélérée, mais nous n'avons ni identifié ni quantifié les sources de cette croissance en termes de changements dans la composition de l'investissement à l'intérieur des classes d'actifs et entre celles-ci. La présente section répond précisément à ce besoin. Elle fournit un cadre conceptuel pour la décomposition de la croissance des services du capital en trois grandes composantes. Selon ce cadre, l'augmentation des services du capital a trois sources, à savoir la substitution pour passer à des actifs de courte durée de vie et à un produit marginal élevé à l'intérieur des classes d'actifs (effet interne de qualité), les substitutions entre classes d'actifs (effet croisé de qualité) et l'accumulation de stock de capital (effet d'accumulation de capital).

La croissance des services agrégés du capital (le logarithme représente le taux de croissance) peut être décomposée comme suit (voir Ho, Jorgenson et Stiroh 1999) :

$$\ln \left(\frac{\tilde{K}_t}{\tilde{K}_{t-1}} \right) = \sum_j \bar{v}_t^j \ln \left(\frac{\Delta_t^j}{\Delta_{t-1}^j} \right) + \sum_j (\bar{v}_t^j - \bar{w}_t^j) \ln \left(\frac{\bar{K}_t^j}{\bar{K}_{t-1}^j} \right) + \sum_j \bar{w}_t^j \ln \left(\frac{\bar{K}_t^j}{\bar{K}_{t-1}^j} \right) \quad (1)$$

où \tilde{K}_t , Δ_t^j , \bar{K}_t^j représentent, respectivement, les services agrégés du capital, la variation de la qualité de la catégorie d'actif $j = \text{TIC, autres machines et matériel, et structures}$, ainsi que le stock de capital de la catégorie d'actif j à la période t ; \bar{v}_t^j et \bar{w}_t^j représentent, respectivement, la part moyenne du coût de location et la part moyenne de la valeur du stock de capital de la catégorie d'actif j à la période t .

Chacune de ces trois composantes a une interprétation économique particulière. Le premier terme à droite de l'égalité, connu sous le nom « d'effet interne de qualité », mesure la substitution et la croissance de la qualité au sein de chaque groupement distinct d'actifs. Le second terme, connu sous le nom « d'effet croisé de qualité », mesure la substitution entre les différentes classes d'actifs. Le dernier terme, « l'effet de l'accumulation de capital », représente l'accumulation du stock de capital.

Le tableau 1.4 fournit la contribution à la croissance des services du capital total de chaque composante pour la période 1981 à 2000 et ses sous-périodes. La décomposition nous permet de repérer les sources de l'augmentation de la croissance des services du capital en comparant chaque composante pour les diverses catégories d'actifs et au fil du temps. Le tableau 1.4, qui donne la décomposition pour les services du capital fixe total, devrait être lu de la façon suivante. Considérons le taux annuel de croissance de 3,4 % des services du capital de 1981 à 2000 (dernière colonne, première ligne). Ce taux se compose d'une contribution de 1,2 % des actifs en TIC, de 0,8 % des autres

Tableau 1.4 Décomposition de la croissance des services du capital selon la catégorie d'actifs : secteur canadien des entreprises

	Effet interne de qualité	Effet croisé de qualité	Accumulation pondérée de capital	Croissance des services du capital
(taux de croissance annuel moyen (%))				
1981 à 2000				
Capital fixe	0,9	0,3	2,1	3,4
Technologies de l'information et des communications	0,4	0,3	0,5	1,2
Autres machines et matériel	0,3	0,1	0,4	0,8
Structures	0,2	-0,1	1,2	1,4
1981 à 1988				
Capital fixe	1,4	0,1	2,0	3,5
Technologies de l'information et des communications	0,6	0,2	0,2	1,0
Autres machines et matériel	0,5	0,1	0,3	0,9
Structures	0,3	-0,1	1,4	1,6
1988 à 1995				
Capital fixe	0,7	0,3	1,7	2,6
Technologies de l'information et des communications	0,4	0,3	0,4	1,1
Autres machines et matériel	0,1	0,1	0,3	0,4
Structures	0,2	-0,1	1,0	1,1
1995 à 2000				
Capital fixe	0,7	0,6	2,9	4,2
Technologies de l'information et des communications	0,2	0,6	0,8	1,6
Autres machines et matériel	0,3	0,1	0,8	1,2
Structures	0,2	-0,1	1,3	1,4

machines et matériel et de 1,4 % des structures. Examinée sous l'angle de la décomposition suggérée dans l'équation (1), cette valeur de 3,4 % résulte aussi de 0,9 % d'effet interne (substitution entre actifs au sein d'une classe d'actifs), 0,3 % d'effet croisé (substitution entre les classes d'actifs) et 2,1 % d'un effet d'accumulation du capital (croissance générale entre toutes les classes d'actifs).

Ces estimations montrent qu'au niveau agrégé, l'effet de l'accumulation du capital est la source principale de la variation des services agrégés du capital pour toutes les périodes. En revanche, ceci varie entre les classes d'actifs. L'effet total de la qualité (la somme des effets à l'intérieur et croisé) constitue la source principale derrière la croissance des services du capital TIC pour toutes les périodes, alors l'effet de l'accumulation du capital tend à dominer pour les autres machinerie et équipement et les structures. L'importance de la substitution entre actifs au sein d'une classe d'actifs est devenue plus importante au cours du temps, particulièrement, les TIC.

Pour toutes les périodes et toutes les classes d'actifs, l'effet total de la qualité est dû principalement à l'effet au sein des groupements d'actifs. En revanche, la hausse de 0,7 point de pourcentage des services du capital entre 1981 et 1988 et 1995 et 2000, principalement attribuable aux TIC et autres machineries et équipement, est dû à l'effet croisé et l'effet de l'accumulation du capital, dont l'augmentation était de 0,5 et 0,9 points de pourcentage par année, respectivement.

1.3 Une décomposition de la croissance économique

1.3.1 Cadre conceptuel

La croissance des services du capital ainsi que celles de l'intrant travail et de la productivité multifactorielle constituent les principaux déterminants de la croissance économique. La dernière partie du présent rapport évalue l'importance relative de ces sources à la croissance économique au Canada durant la période 1981 à 2000.

Cet exercice de comptabilité de la croissance s'appuie sur de riches antécédents ayant commencé avec les travaux fondamentaux de Solow (1957), qui a été le premier à intégrer la fonction agrégée de production aux données sur le revenu national afin de produire des estimations de la croissance de la productivité qui rendent compte du progrès technique non incorporé. La production agrégée Y_t est produite à partir des services du capital \tilde{K}_t et des services de la main-d'œuvre \tilde{L}_t . Nous représentons la productivité comme étant une augmentation A_t « neutre au sens de Hicks » des facteurs de production agrégés :

$$Y_t = A_t F(\tilde{K}_t, \tilde{L}_t) \quad (2)$$

Si l'on émet l'hypothèse que les marchés des produits et des facteurs de production sont concurrentiels et que les rendements d'échelle sont constants, selon la théorie de la comptabilité de la croissance, l'augmentation de la production est égale à la somme pondérée de la croissance des intrants et de la croissance de la productivité multifactorielle; les pondérations des intrants étant défini en termes de parts de coûts :

$$\Delta \ln Y_t = \bar{s}_{K,t} \Delta \ln \tilde{K}_t + \bar{s}_{L,t} \Delta \ln \tilde{L}_t + \Delta \ln A_t \quad (3)$$

où $\bar{s}_{K,t}$ et $\bar{s}_{L,t}$ représentent, respectivement, la part moyenne de la valeur nominale ajoutée attribuable au capital et au travail, $\bar{s}_{K,t} + \bar{s}_{L,t} = 1$, le facteur d'augmentation A_t représente la productivité multifactorielle et Δ représente une différence de premier ordre.

L'équation (3) présente plusieurs caractéristiques intéressantes. Elle nous permet de décomposer la croissance économique entre, d'une part, les contributions des intrants en travail et en capital et, d'autre part, un résidu appelé croissance de la productivité multifactorielle. Elle permet aussi de quantifier les contributions des différents types de capital, tel les TIC, à la croissance de la production.

De surcroît, le réarrangement de l'équation (3) nous permet de présenter les résultats en termes de la croissance de la productivité du travail :

$$\Delta \ln \left(\frac{Y_t}{H_t} \right) = \bar{s}_{K,t} \Delta \ln \left(\frac{\tilde{K}_t}{H_t} \right) + \bar{s}_{L,t} (\Delta \ln \tilde{L}_t - \Delta \ln H_t) + \Delta \ln A_t \quad (4)$$

où $\frac{Y_t}{H_t}$ et $\frac{\tilde{K}_t}{H_t}$ représentent, respectivement, la production par nombre d'heures travaillées et le rapport des services du capital au nombre d'heures travaillées. Cette équation nous

donne la répartition bien connue de la croissance de la productivité du travail entre trois facteurs. Le premier est l'*approfondissement du capital*, c'est-à-dire la croissance des services du capital par heure. L'approfondissement du capital (aussi connu sous le nom d'*intensité du capital*) rend les travailleurs plus productifs grâce à la mise à leur disposition de plus de capital pour chaque heure de travail, et augmente la productivité du travail proportionnellement à la part de capital. Le deuxième terme représente l'amélioration de la qualité de la main-d'œuvre, définie comme étant la différence entre le taux de croissance pondéré des heures et celui de la simple somme des heures travaillées par les différents types de travailleurs. L'amélioration de la qualité de la main-d'œuvre (aussi connu sous le nom effet de composition de la main-d'œuvre), qui reflète la proportion croissante d'heures fournies par des travailleurs dont la productivité marginale est plus élevée, fait augmenter la croissance moyenne de la productivité du travail proportionnellement à la part du travail. Le troisième facteur est la croissance de la *productivité multifactorielle*, qui fait augmenter la croissance de la productivité du travail sur une base point par point. La croissance à long terme de la productivité du travail découle de trois sources : la croissance de la productivité multifactorielle, la contribution de l'intensité du capital et celle du changement de la composition de la main-d'œuvre.

Tel que le montre l'équation (4), la productivité du travail (la production par heure) peut différer de la productivité multifactorielle (la production par unité combinée des intrants en capital et en travail) si l'approfondissement du capital prévaut et si la qualité de la main-d'œuvre s'améliore.

Dans la suite de la présente section, nous présentons les estimations empiriques des variables des équations (2) à (4). Puis, nous employons les équations (3) et (4) pour quantifier les sources de croissance de la production et de la productivité moyenne du travail de 1981 à 2000 et pour diverses sous-périodes.

1.3.2 Résultats empiriques

Cette section présente les résultats associés aux équations (3) et (4) qui fournissent deux perspectives différentes mais reliées sur les sources de la croissance : la dernière décompose les sources de la croissance de la productivité du travail et la première identifie les sources de la croissance de la production. La section débute avec l'examen des sources de la croissance de la productivité du travail.

1.3.3 Les sources de la croissance de la productivité du travail

La contribution de l'intensité du capital à la croissance de la productivité du travail est égale à la croissance du ratio des services du capital aux heures travaillées pondérées par la part du capital dans la valeur ajoutée nominale. La contribution de la composition du travail est égale à la différence entre les taux de croissance de l'intrant travail et des heures travaillées pondérées par le part du travail dans la valeur ajoutée nominale. Historiquement, la part du capital a été légèrement supérieure à un tiers de la valeur ajoutée nominale du secteur des entreprises.

Le tableau 1.5 indique qu'entre 1981 et 2000, la productivité du travail s'est accrue à un taux annuel de 1,4 % dans le secteur des entreprises. De ce 1,4 % de croissance de la productivité du travail, 0,2 % peuvent être attribués aux augmentations de la productivité multifactorielle, 0,6 % à la contribution de l'intensité en capital et 0,5 % aux changements dans la composition de la main-d'œuvre. Le tableau 1.5 reflète une augmentation modérée de la productivité du travail durant les années 1980 et le début des années 1990, suivie d'une accélération au cours des années récentes. Cette accélération reflète

	1981 à 2000	1981 à 1988	1988 à 1995	1995 à 2000
Croissance de la productivité du travail (taux de croissance annuel moyen)	1,4	1,3	1,2	1,7
Approfondissement du capital	0,6	0,6	0,9	0,4
Technologie de l'information et communication	0,4	0,3	0,4	0,4
Autres machineries et équipement	0,1	0,1	0,1	0,1
Structures	0,1	0,1	0,3	-0,1
Qualité du travail	0,5	0,5	0,6	0,3
Productivité multifactorielle (taux de croissance annuel moyen)	0,2	0,2	-0,3	1,0

la remarquable reprise de la croissance de la productivité multifactorielle au cours des années récentes.

Durant la période 1988 à 1995, la croissance de la productivité multifactorielle a connu une chute de -0,3 % par année pour le secteur des entreprises. En même temps, la contribution annuelle moyenne de l'intensité du capital à la croissance de la productivité multifactorielle a augmenté de 0,9 % et la composition de la main-d'œuvre a contribué pour 0,6 point de pourcentage. La productivité du travail a donc augmenté de 1,2 % par an de 1988 à 1995. Le capital en TIC a commencé à jouer un rôle dont l'importance n'a cessé d'augmenter durant la même période contribuant pour 0,4 % par an, soit plus des deux cinquièmes de la contribution de l'approfondissement du capital à la croissance de la productivité du travail.

De 1995 à 2000, la productivité du travail a augmenté de 1,7 % par année pour le secteur des entreprises, en hausse de 0,5 points de pourcentage par rapport à la période 1988 à 1995. Cette accélération est attribuée entièrement au redressement de la croissance de la productivité multifactorielle, qui a augmenté par plus d'un point de pourcentage. Poursuivant la tendance à la substitution des TIC aux autres formes de capital, le capital en TIC a compté pour l'ensemble de la contribution de l'approfondissement du capital à la croissance de la productivité du travail. La croissance de la qualité de la main-d'œuvre a ralenti relativement à celle des heures durant la période 1995 à 2000.

1.3.4 Les sources de la croissance économique

En faisant appel au cadre développé ci-dessus, les intrants en capital et en travail sont combinés aux données sur la production pour les fins d'estimation des composantes de l'équation (3) afin de quantifier les sources de la croissance de la production de 1981 à 2000. En plus de la contribution usuelle des services agrégés du capital, l'analyse portera aussi sur celle des grandes classes d'actifs à la croissance économique.

Les résultats sont indiqués dans le tableau 1.6 et doivent être interprétés de la façon suivante. Dans la seconde colonne, la production s'est accrue au taux annuel de 3,3 % lors de la période 1981 à 1988; les services du capital y ont contribué pour 1,4 %, l'intrant travail pour 1,7 % et la productivité multifactorielle pour 0,2 %. Le 1,4 % de la contribution du capital, le produit de la croissance des services du capital et le poids $\bar{s}_{K,t}$, peut être aussi décomposé en 0,8 % de contribution de l'accumulation du capital et 0,6 % pour le changement de la qualité. De même, le 1,7 % de contribution de l'intrant travail peut être décomposé en 1,2 % de contribution de la croissance des heures et 0,5 % de contribution de changement de qualité associé à la substitution au profit des travailleurs ayant davantage de capital humain.

	1981 à 2000	1981 à 1988	1988 à 1995	1995 à 2000
	(contribution annuelle moyenne en points de pourcentage)			
Croissance de la production (taux de croissance annuel moyen)	3,0	3,3	1,5	4,9
Contribution des services du capital	1,3	1,4	1,0	1,7
Technologie de l'information et communication	0,5	0,4	0,4	0,7
Autres machineries et équipement	0,3	0,4	0,2	0,5
Structures	0,5	0,6	0,4	0,5
Contribution de l'intrant travail	1,5	1,7	0,8	2,2
Productivité multifactorielle (taux de croissance annuel moyen)	0,2	0,2	-0,3	1,0
Contribution du stock de capital	0,9	0,8	0,6	1,4
Contribution de la qualité du capital	0,5	0,6	0,4	0,3
Contribution des heures de travail	1,0	1,2	0,1	1,9
Contribution de la qualité de la main-d'œuvre	0,5	0,5	0,6	0,3

	Canada		É.-U.		Canada		É.-U.	
	1981 à 1999		1981 à 1988		1988 à 1995		1995 à 1999	
	(contribution annuelle moyenne en points de pourcentage)							
Production (taux de croissance annuel moyen)	2,9	3,6	3,3	3,9	1,5	2,2	4,8	4,9
Contribution de l'intrant travail	1,4	1,5	1,7	1,6	0,8	0,9	2,1	1,8
Contribution des services du capital	1,3	1,2	1,4	1,3	1,0	0,8	1,7	1,8
Contribution des TIC	0,5	0,5	0,4	0,4	0,4	0,3	0,7	1,1
Contribution autres machines et matériel	0,3	0,3	0,4	0,4	0,2	0,2	0,5	0,4
Contribution de structures	0,5	0,4	0,6	0,4	0,4	0,2	0,6	0,4
Productivité multifactorielle (taux de croissance annuel moyen)	0,2	0,9	0,2	1,0	-0,3	0,5	1,0	1,3

Les données américaines ont été puisées du U.S. Bureau of Labor Statistics (2000).

Les données peuvent ne pas correspondre aux totaux en raison de l'arrondissement.

Pour 1995 à 2000, la production a augmenté de 4,9 % par année, les services du capital de 1,7 points de pourcentage, l'intrant travail a contribué pour 2,2 points de pourcentage et la productivité multifactorielle pour 1,0 point de pourcentage.

Tel qu'indiqué plus haut, il y a eu une hausse de la contribution des services du capital durant la période 1995 à 2000. Elle a augmenté à 1,7 % par année, comparativement à 1,4 % entre 1981 et 1988. Avec une contribution qui a presque doublé, passant de 0,4 % à 0,7 %, les TIC montrent la plus forte augmentation dans la contribution des services du capital entre les deux périodes. En outre, les estimations les plus récentes montrent une augmentation de la croissance de la productivité multifactorielle supérieure à n'importe quel taux enregistré depuis 1981.

1.3.5 Comparaison de la croissance de la productivité multifactorielle au Canada et aux États-Unis

L'examen du tableau 1.7 pour les secteurs des entreprises canadiens et américains pour la période 1981 à 1999, la période, la plus récente pour laquelle les estimations américaines de la productivité multifactorielle sont disponibles, révèle que la productivité multifactorielle canadienne a augmenté de 0,2 % par année en moyenne, comparé à 0,9 % par année pour les États-Unis. Cet écart de productivité entre les deux pays est largement attribuable à la modeste performance canadienne en termes de productivité de 1981 à 1995. L'absence de gain de productivité au Canada de 1981 à 1995 (0,0 %

contre 0,7 % pour les États-Unis) reflète un taux de croissance de 2,4 % de la production (3,3 % pour les États-Unis) et une hausse de 2,4 % des intrants combinés en capital et en travail (2,5 % pour les États-Unis).

Vers la fin des années 1990, la production a augmenté à un taux annuel moyen de 4,8 % au Canada (4,9 % pour les États-Unis), une hausse de 3,2 points de pourcentage comparativement au début des années 1990 (2,7 points de pourcentage pour les États-Unis). La croissance de la productivité multifactorielle a connu une importante reprise pour atteindre 1,0 % au Canada (1,3 % pour les États-Unis également), alors que les contributions des services du capital et de l'intrant travail ont connu une reprise, atteignant respectivement 1,7 % et 2,1 % au Canada (1,8 % pour les deux intrants aux États-Unis).

La croissance de la productivité multifactorielle est la source de 21 % de la croissance de la production au Canada (27 % aux États-Unis), contribution en hausse par rapport aux 6,1 % enregistrés durant la période 1981 à 1988 (26 % pour les États-Unis). L'accélération de la croissance de la productivité multifactorielle au Canada et aux États-Unis est peut-être l'aspect des données qui mérite le plus d'être noté. Sa croissance moyenne annuelle de -0,3 % par année à 1,0 % par année (de 0,5 % à 1,3 % aux États-Unis) entre 1988 à 1995 et 1995 à 1999 suggère des améliorations considérables dans la technologie et des augmentations de l'efficacité dans la production. Bien que la reprise de la croissance de la productivité multifactorielle durant la période d'après 1995 n'ait pas encore produit des chiffres supérieurs à ceux observés avant 1973, on a assisté à une croissance plus rapide de la productivité multifactorielle au cours de la seconde moitié des années 1990.

1.4 Conclusion

Le présent article décrit l'évolution des sources de la croissance économique du secteur canadien des entreprises. Il observe que la croissance de la production de ce secteur durant la période qui a suivi 1995 a été largement supérieure à celle affichée durant la première moitié de la décennie et celle de la décennie précédente. En outre, après deux décennies de résultats médiocres, à partir de 1995, les statistiques sur la productivité ont commencé à révéler un effet nettement discernable de la formation de capital lié aux TIC. Les progrès dans ce domaine font baisser le prix relatif des ordinateurs, des logiciels et du matériel de communication, et incitent les entreprises à investir dans ce genre d'actifs (12,2 %, en moyenne, de 1981 à 2000).

L'article décrit aussi les tendances concernant les services du capital observées pour les composantes quantitative et qualitative de ces dernières. On y fait la distinction entre la croissance de la quantité de capital due à l'investissement et la croissance de la qualité du capital due aux substitutions entre actifs hétérogènes. La croissance récente de l'investissement reflète en grande partie les substitutions, dues au fait que le prix relatif des actifs de haute technologie a baissé régulièrement. De 1981 à 2000, la qualité du capital a augmenté au taux moyen de 1,2 %. De cette croissance de la qualité, 75 % sont attribuables à des substitutions à l'intérieur des classes d'actifs.

En ce qui concerne les sources de la croissance moyenne de 3,3 % observées pour la période de 1981 à 1988, une contribution de 1,4 % par année est due à l'utilisation du capital (0,6 % pour la qualité et 0,8 % pour la quantité) et une contribution de 1,7 % par année, à l'utilisation de l'intrant travail (1,2 % pour le nombre d'heures travaillées et 0,5 % pour la qualité de la main-d'œuvre). Ces chiffres sont quelque peu similaires à

ceux observés de 1995 à 2000, période durant laquelle la contribution de l'intrant capital à raison de 1,7 % était inférieure à la contribution à la production de 2,2 % de l'intrant travail.

Dans les deux pays au cours de la fin des années 1990, parmi les services du capital, les TIC présentent la plus grande contribution à la croissance, suivi de près par les structures au Canada. Mais la contribution des TIC au Canada est inférieure à celle aux États-Unis.

Une caractéristique encore plus remarquable de la période ultérieure à 1995, comparativement aux périodes antérieures, est la reprise de la croissance de la productivité multifactorielle observée pour le Canada et les États-Unis avec un taux de croissance annuel moyen respectif de 1,0 % et 1,3% par année (comparativement à 0,2 % et 1,0 %, respectivement, pour la période 1981 à 1988).

Bibliographie

Bureau of Labor Statistics. 2000. « Multifactor Productivity Trends, 1999, » USDL 00-267, Septembre. <http://www.bls.gov/mprhome.htm>

Ho, M.S., D.W. Jorgenson et K.J. Stiroh. 1999. « U.S. High-Tech Investment and the Pervasive Slowdown in the Growth of Capital Services », mimeo, p. 30.

Jorgenson, D.W., F.M. Gollop et B. M. Fraumeni. 1987. *Productivity and U.S. Economic Growth*. Les presses de l'Université Harvard.

Jorgenson, D.W. et K.J. Stiroh. 2000. « Raising the speed limit: U.S. economic growth in the information age », *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 125-211.

Khan, H. et M. Santos. 2002. *Contribution of ICT Use to Output and Labour-Productivity Growth in Canada*. Documents de travail de la Banque du Canada, p. 20.

Solow, R.M. 1957. « Technical Change and the Aggregate Production Function, » *Review of Economics and Statistics*, 39: pp. 312-320.

2

Une méthode alternative d'estimation de la dépréciation économique : nouveaux résultats obtenus au moyen d'un modèle de survie

GUY GELLATLY, MARC TANGUAY ET BEILING YAN

2.1 Introduction

Les études de la dépréciation des actifs sont sources d'inspiration notamment parce qu'elles permettent aux comptables à travers le pays de mieux caractériser l'évolution de la capacité productive de l'économie. Les indicateurs de base de la performance économique, comme les estimations de la productivité multifactorielle, dépendent de la croissance du stock d'immobilisations de l'économie. Dans le cadre usuel de l'inventaire permanent, le stock de capital dont disposent les agents économiques en période courante correspond à la somme des investissements courants et de l'investissement net cumulé des périodes antérieures (c'est-à-dire le stock de capital brut moins l'amortissement). La courbe de dépréciation détermine l'actualisation de ce stock et peut induire des perceptions statistiques discordantes de la productivité avec laquelle l'économie transforme les facteurs de production en produits.

Un point de vue tout aussi intéressant afin d'évaluer l'effet de la dépréciation des actifs, consiste à étudier son incidence sur le comportement en matière d'investissement. Dans un commentaire sur les conséquences des règles fiscales d'amortissement, Hulten et Wykoff (1981 : p. 82) font remarquer que, sans fondement factuel, la durée de vie sur laquelle doit se faire l'amortissement peut causer une distorsion grave des incitatifs à investir dans diverses catégories de biens. La dépréciation et les perceptions à son sujet, ont des effets considérables sur le système économique.

Le présent chapitre décrit l'utilisation de microdonnées sur les prix des actifs usagés pour estimer les courbes de dépréciation économique. Nous produisons ces courbes et les estimations de durées de vie pour 25 actifs de la catégorie des machines et du matériel et pour huit biens de la catégorie des bâtiments et ouvrages techniques. À titre d'exercice final, nous appliquons notre cadre d'estimation pour produire des estimations du stock de capital selon la méthode de l'inventaire permanent. À diverses étapes de l'analyse, nous comparons nos résultats économétriques calculés *ex post* d'après les renseignements sur les prix, à une gamme de résultats *ex ante*, fondés sur des estimations de la durée de vie utile et sur les méthodes comptables d'amortissement géométrique.

Les objectifs principaux sont premièrement, de brosser un tableau plus complet de la diminution de la valeur d'un actif aux diverses étapes de sa vie utile et deuxièmement, de déterminer si les méthodes et les hypothèses utilisées habituellement pour produire les estimations géométriques de l'amortissement d'un actif concordent avec les résultats observés sur le marché. Nos résultats économétriques se fondent sur une riche base

de données contenant des renseignements détaillés sur le prix et l'âge de plus de 25 000 actifs.

Outre la production de nouvelles estimations, la valeur de l'étude est principalement d'ordre méthodologique. Notre cadre d'estimation diffère considérablement de celui des études antérieures en ce sens que nous modélisons la variation progressive de la valeur des actifs selon des méthodes d'estimation propres à l'analyse des données de survie. Nos résultats finaux sont fondés sur l'estimation des paramètres d'un modèle Weibull par la méthode du maximum de vraisemblance dans une version modifiée pour produire des estimations de la dépréciation. Notre cadre de référence permet de déterminer si les taux de dépréciation demeurent constants durant la vie utile du actif (c'est-à-dire s'ils sont conformes aux méthodes comptables d'amortissement géométrique) ou s'ils varient à ses diverses étapes.

Le plan du chapitre est le suivant. À la section 2.2, nous passons en revue les diverses questions théoriques et empiriques qui motivent l'étude. Nous accordons une attention particulière à l'utilisation d'estimations à taux constant (géométriques) de la dépréciation économique qui sont le fondement de l'estimation du stock de capital selon la méthode de l'inventaire permanent. À la section 2.3, nous discutons des propriétés de notre échantillon de données. À la section 2.4, nous décrivons l'élaboration de notre modèle économétrique. À la section 2.5, nous présentons les résultats. Enfin, à la section 2.6, nous évaluons les estimations du stock de capital fondées sur une version assujettie à des contraintes (exponentielles) de notre modèle de dépréciation de Weibull.

2.2 Fondements théoriques

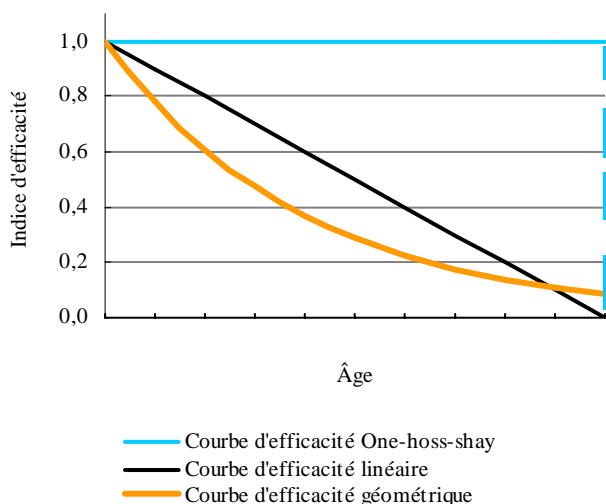
2.2.1 Efficacité et dépréciation

En théorie économique, la dépréciation est un concept omniprésent. Élément central de nombreux systèmes de production, la dépréciation, sous sa forme la plus courante, exprime la façon dont les composantes d'un système économique se dégradent avec l'âge. Lorsqu'il est souhaitable de le faire, les agents économiques répondent à cette érosion de la capacité productive par un réinvestissement. Les entreprises investissent dans les technologies de remplacement ou les usines et le matériel; les administrations publiques, s'engagent dans les dépenses d'infrastructure et d'autres biens publics. Dans ces exemples, la dépréciation est dépeinte comme un processus physique observable, qui décrit la vitesse à laquelle les biens productifs sont consommés et dicte le rythme des investissements compensatoires en entretien et remplacement.

Comme les notions générales de dépréciation sont souvent empreintes de ces images, il est nécessaire d'établir des définitions de travail précises dès le départ. Il faut notamment veiller à faire la distinction entre la dépréciation *physique* ou de la *capacité* et la *dépréciation économique*. La différence fondamentale entre ces deux formes de dépréciation tient à *ce qui s'érode* ou se délabre, la capacité de production de l'actif proprement dit ou sa valeur économique subséquente.

Pour faire cette distinction, nous nous concentrons d'abord sur l'évolution de l'efficacité productive d'un actif, autrement dit, sa capacité de produire des biens ou des services au cours de sa vie utile. À mesure que le bien se détériore, son efficacité productive diminue et il subit un processus de dépréciation physique que l'on peut se représenter, schématiquement, comme un flux à périodes multiples de revenus directement proportionnel à la capacité productive de l'actif. Nous représentons ce processus graphiquement par l'ensemble de courbes d'efficacité illustrées à la figure 2.1.

Figure 2.1
Courbes comparatives d'efficacité

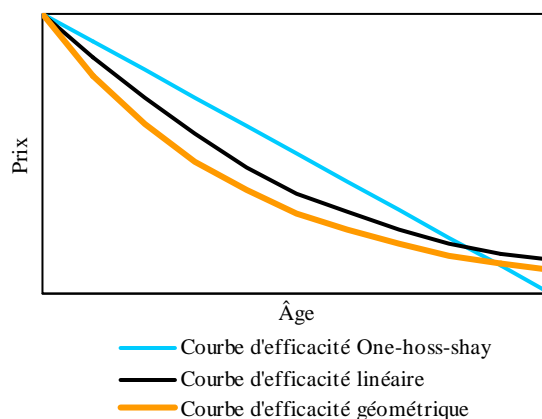


À l'instar de Hulten et Wykoff (1981), nous considérons trois courbes courantes d'efficacité, en commençant par le modèle appelé *one-hoss-shay* par les auteurs anglophones¹. Les actifs dont la courbe d'efficacité est de type *one-hoss-shay* ne subissent aucune dépréciation physique durant leur cycle de vie productive. Ils retiennent leur pleine capacité de production et génèrent un flux constant de revenus périodiques jusqu'à la fin de leur vie utile. D'autres actifs peuvent présenter une courbe linéaire

d'efficacité qui illustre la diminution de leur capacité productive et des revenus périodiques qu'ils produisent par pallier linéaire progressif au cours de leur cycle de vie. Une dernière catégorie d'actifs peut présenter une détérioration à caractère géométrique qui produit une courbe d'efficacité convexe vers l'origine. Il s'agit d'un exemple de modèle de dépréciation accélérée, où la diminution de l'efficacité est plus prononcée au début de la vie utile du bien qu'à la fin.

Examinons maintenant la dépréciation économique, définie comme étant la diminution de la valeur de l'actif (ou du prix d'actif) liée au vieillissement (Fraumeni, 1997). Cette baisse du prix reflète, en premier lieu, la diminution de la valeur sur une durée de vie utile déterminée. Toutes autres choses étant égales par ailleurs, un actif ancien a moins de possibilités de produire des revenus qu'un bien plus récent, ce qui réduit la valeur économique du premier. Cette diminution de la valeur de l'actif s'accélère si le vieillissement s'assortit d'une perte d'efficacité productive, puisqu'en principe, tout bien d'équipement qui subit une détérioration graduelle produira un flux de revenus décroissant lors des périodes à venir. À la figure 2.2, nous examinons les courbes de dépréciation économique qui correspondent aux courbes d'efficacité présentées à la figure 2.1².

Figure 2.2
Courbes correspondantes de dépréciation



¹ Les notions qui suivent sont tirées en majeure partie de Hulten et Wykoff (1981).

² La représentation schématique du lien entre l'efficacité et la dépréciation d'un actif est généralement fondée sur deux conditions suffisantes, à savoir, en premier lieu, qu'on connaît avec certitude la durée de vie utile et la courbe d'efficacité et, en deuxième lieu, que le prix de l'actif reflète la valeur actualisée des futurs flux de revenu qu'il produira, lorsque ces revenus sont une fonction linéaire de la capacité productive du bien.

La diminution de la valeur actualisée s'observe le plus clairement dans le cas du modèle *one-hoss-shay*. Dans les conditions les plus simples, les courbes d'efficacité constante (*one-hoss-shay*) donnent lieu à des courbes de dépréciation linéaire, car les actifs les plus anciens, s'ils continuent de produire les mêmes revenus périodiques que leurs analogues plus récents, valent de moins en moins à chaque période³. Cette « non-équivalence générale » entre l'efficacité et la valeur de l'actif s'observe aussi dans le cas du modèle linéaire. Les courbes d'efficacité linéaires ne donnent pas lieu à des courbes de dépréciation linéaires. Au contraire, la valeur de l'actif est caractérisée par une courbe de décroissance plus accélérée. La perte de valeur est plus prononcée au début qu'à la fin de la vie utile. Le modèle géométrique constitue la seule exception à cette non-équivalence générale, puisque dans ce cas, on peut passer indifféremment d'un modèle géométrique d'« efficacité » à un modèle géométrique de « valeur ou prix » où la diminution de l'efficacité reflète la diminution concomitante du prix⁴.

Ces exemples heuristiques valent la peine d'être soulignés, puisque, selon Hulten et Wykoff (1981, p. 90), les liens entre l'efficacité et la dépréciation représentent l'élément le plus mécompris de la théorie de la dépréciation. Plus récemment, Jorgenson (1994) a soutenu que les comptables nationaux devraient adopter une méthode uniforme de traitement de l'efficacité et de la dépréciation économique. La question est celle de savoir dans quelle mesure les taux de dépréciation économique représentent des approximations adéquates des taux de rendement physique lors de l'estimation du stock de capital par la méthode de l'inventaire perpétuel.

Ici, nous nous concentrons avant tout sur la dépréciation économique, c'est-à-dire la diminution du prix ou de la valeur de l'actif avec l'âge. Cependant, l'âge n'est pas synonyme d'utilisation, même si nous l'avons implicitement traité de la sorte dans les exemples qui précèdent. La valeur d'un actif diminue parce qu'il s'use et que sa valeur actuelle diminue à mesure qu'il passe à travers les systèmes économiques. Selon Fraumeni (1997), la variation de la valeur d'un actif est également modulée par un processus continu de « réévaluation », dû à la réduction progressive de la valeur des actifs les plus anciens de période en période à cause, entre autres, de leur obsolescence croissante. Un coût économique est associé à la rétention des actifs usagés si de nouveaux actifs, qui mettent en application les dernières innovations technologiques peuvent améliorer le rendement. Les modèles théoriques de la dépréciation économique font souvent la distinction entre les effets de l'utilisation et de l'obsolescence sur le prix, puisqu'il n'est pas difficile d'imaginer des circonstances dans lesquelles le poids relatif de la seconde est un déterminant nettement plus important des fluctuations globales du prix que celui de la première. Ainsi, bien que la dépréciation physique des ordinateurs personnels au cours de leur vie utile soit assez faible, leur prix de revente baisse très vite à cause de leur obsolescence rapide.

³ Nous présentons ici une courbe de dépréciation linéaire simplement pour illustrer la diminution progressive de la valeur actualisée au cours de la vie utile de l'actif. Notons, cependant, que la courbe de dépréciation correspondant à un profil d'efficacité constante (*one-hoss-shay*) ne sera pas linéaire (i) si l'on ne connaît pas avec certitude la durée de vie utile ou (ii) que la valeur de la capacité productive de l'actif est actualisée lors de futures périodes. Hulten et Wykoff (1981) représentent une courbe de dépréciation concave vers l'origine pour des biens dont l'efficacité reste constante (modèle *one-hoss-shay*).

⁴ De nouveau, cette relation entre l'efficacité et le prix est assujettie à plusieurs conditions; voir la note 2.

Nous traitons ici le vieillissement et l'obsolescence comme des déterminants fondamentaux du même processus, en ce sens que l'un et l'autre produisent une variation du prix de l'actif durant son cycle de vie. Cette approche concorde avec celle adoptée par les bureaux de la statistique pour produire des estimations de la dépréciation pour les systèmes de comptabilité nationale (Fraumeni, 1997).

2.2.2 Formes linéaire et géométrique

Dans cette section, nous attirons l'attention sur deux formes particulières de dépréciation : linéaire et géométrique. Quoique, d'un point de vue analytique, nous nous intéressons principalement à la seconde, le modèle de dépréciation linéaire est un point de départ utile, très fréquemment appliqué à grande échelle en comptabilité nationale.

Fraumeni (1997) a décrit l'algèbre simple des modèles linéaire et géométrique de dépréciation. Nous présentons une grande partie de son propos.

Le modèle linéaire suppose que la diminution de la valeur monétaire de l'actif est constante à toutes les étapes de son cycle de vie. Pour un dollar investi, la dépréciation par période prend la forme

$$D = \frac{1}{L} \quad (1)$$

où L est la durée de vie utile. Bien que la perte monétaire soit égale de période en période, le taux de dépréciation, c'est-à-dire la variation en pourcentage de la valeur de l'actif de période en période, augmente progressivement au cours de la vie utile de l'actif. Pour un investissement marginal de un dollar, le taux est donné par

$$\delta_i = \frac{1}{L - (i - 1)}, \text{ pour toutes les périodes } i=1, \dots, L. \quad (2)$$

Le modèle de dépréciation géométrique représente l'opposé conceptuel du modèle linéaire. Dans le cas de la dépréciation géométrique, c'est le *taux* de dépréciation, et non la variation de la valeur monétaire de période en période, qui est constant au cours de la vie utile de l'actif. Le modèle de dépréciation géométrique est un modèle de dépréciation où la diminution de la valeur monétaire de l'actif est plus grande lors des premières périodes; qui produit la courbe âge-prix convexe représentée à la figure 2.2. La dépréciation par période est donnée par

$$D_i = \delta(1 - \delta)^{(i-1)} \quad (3)$$

où δ est le taux constant (invariant avec l'âge) de dépréciation.

La plupart des études empiriques sur la dépréciation des actifs portent sur le modèle géométrique. Lors des premières études, les chercheurs supposaient fréquemment que la dépréciation suivait un modèle géométrique. Hulten et Wykoff (1981) et Koumanakos et Hwang (1988) donnent des preuves que l'application d'un modèle géométrique convient généralement à une vaste gamme de catégories des actifs⁵. En pratique, la mé-

⁵ Pour une revue des études empiriques, voir Fraumeni (1997); pour une discussion des méthodes empiriques, voir Jorgenson (1994).

thode géométrique est analytiquement avantageuse à deux égards importants. En premier lieu, le taux d'amortissement peut être calculé indirectement par des méthodes comptables et en deuxième lieu, le fait que ce dernier soit constant permet de l'utiliser comme approximation du taux de remplacement dans les modèles classiques d'évaluation du stock de capital par la méthode de l'inventaire permanent. Nous examinons le premier de ces points ci-après.

L'estimation directe de δ nécessite généralement des renseignements sur le prix de revente. Si l'on ne possède pas suffisamment de renseignements sur ce prix, on peut calculer indirectement le taux de dépréciation géométrique comme suit :

$$\delta = \frac{DBR}{L} \quad (4)$$

où *DBR* [*declining-balance rate*] est le taux (constant) de dépréciation dégressive et *L*, la durée de vie utile de l'actif. La valeur du taux de dépréciation dégressive détermine, toutes choses étant égales par ailleurs, l'étendu à laquelle la valeur d'un actif s'érode plus rapidement au début qu'à la fin de la vie utile de ce dernier (Fraumeni, 1997). Plus le taux appliqué est élevé, plus la diminution de la valeur de l'actif au début de sa vie utile est importante et plus la courbe de dépréciation est convexe (c'est-à-dire plus la dépréciation est accélérée)⁶. Le taux indirect de dépréciation produit par l'équation 4 est un taux *ex ante*, car la valeur de *DBR* est fixée *a priori* à une valeur constante et parce que les estimations de *L* sont généralement fondées sur des attentes *ex ante* concernant la durée de vie utile de l'actif. Habituellement, les estimations de *L* sont fournies par des experts en la matière ou par les codes d'impôt. Au Canada, la durée de vie utile des actifs était estimée d'après les attentes exprimées par les participants à une enquête sur la durée d'utilisation des actifs.

L'exactitude empirique des hypothèses qui sous-tendent le calcul des taux de dépréciation géométrique a fait l'objet de nombreux débats. Certains chercheurs doutent que les taux constants appliqués dans les modèles de dépréciation géométrique reflètent les fortes pertes de valeur souvent observées au début de la vie utile d'un actif. Soulignons qu'en soi, les taux constants n'excluent pas les courbes de dépréciation fortement accentuées. La question serait plutôt de savoir simplement si ces taux sont, tout actif considéré, des représentations raisonnables de la variation de la valeur de l'actif à *chaque* période. Définir une valeur appropriée du taux de dépréciation dégressive est l'un des

⁶ Toutefois, le concept de durée de vie utile finie n'est pas particulièrement bien adapté au modèle de dépréciation géométrique. Pour illustrer ce point, notons que la durée de vie utile *L* n'est pas finie dans le sens où on peut la considérer telle dans le cas du modèle linéaire. Selon ce modèle de dépréciation, la valeur monétaire de l'actif diminue d'une valeur constante jusqu'à ce que sa valeur économique soit épuisée, autrement dit jusqu'au moment de sa mise hors service. En revanche, dans le cas des modèles géométriques représentés par les équations 3 et 4, la durée de vie de l'actif est infinie en ce sens qu'une partie (qui diminue progressivement) de la valeur de l'actif persiste après que la durée de vie utile *L* soit écoulée. Ce « surplus » ou valeur résiduelle du bien n'est pas nécessairement négligeable. Considérons un actif hypothétique dont la durée de vie utile moyenne est de 25 ans. Si nous estimons la dépréciation géométrique par la méthode d'amortissement dégressif à taux double (*DBR*=2), 13,5 % de la valeur de l'actif persiste après l'âge moyen de mise hors service. Cette caractéristique de « valeur infinie » du modèle géométrique a donné lieu à l'application de procédures de troncature pour rajuster les estimations de la dépréciation à la hausse de façon à épuiser la valeur totale de l'actif à la fin de sa durée de vie utile *L*.

aspects importants sur lesquels se concentre le débat. Même si l'application de modèles de diminution géométrique à taux constant du prix en fonction de l'âge est justifiée empiriquement, le choix de valeurs particulières pour *DBR* et pour *L* continue de poser un problème. Les réserves tiennent, en grande partie, à la nature prétendument *ad hoc* du taux de dépréciation dégressive *DBR*. Alors que les estimations de la durée de vie utile *L* proviennent souvent de sources spécialisées, les hypothèses concernant le taux de dépréciation dégressive sont, à première vue, moins transparentes.

La méthode de dépréciation dégressive à taux double ou *DDBR* [*double-declining balance rate*], qui consiste à fixer la valeur de *DBR* à 2, est très répandue en pratique. Pour calculer leurs estimations du stock de capital, Christensen et Jorgenson (1969) ont appliqué la méthode de dépréciation dégressive à taux double pour estimer les taux de dépréciation économique. Le programme d'estimation de la productivité de Statistique Canada fonde depuis un certain temps ses estimations de la dépréciation géométrique sur un taux double de dépréciation dégressive. L'un des avantages du *DDBR* tient au fait qu'il établit un « lien conceptuel » avec le modèle linéaire, car les points médians des deux courbes de dépréciation correspondent à un même point de l'échelle d'âge. En guise d'illustration, nous pouvons examiner une mesure simple de tendance centrale. Si nous utilisons le *DDBR*, l'espérance de la courbe de dépréciation géométrique est

$$\mu = \frac{1}{\delta}, \text{ ou, de façon équivalente d'après l'équation 4,} \quad (5)$$

$$\mu = \frac{L}{DBR} = \frac{L}{2} \quad (6)$$

alors que $\frac{L}{2}$ représente aussi le point médian de la courbe de dépréciation linéaire⁷. Les estimations de la dépréciation géométrique produites récemment par le *Bureau of Economic Analysis* (BEA) se fondent sur un taux de dépréciation dégressive plus bas pour nombre de biens (*DBR*=1,65 pour les machines et le matériel et 0,91 pour les bâtiments et ouvrages techniques). Basées sur les travaux empiriques de Hulten et Wykoff (1981), ces valeurs produisent des taux plus faibles de dépréciation géométrique que la méthode de dépréciation dégressive à taux double.

À ce point, les fondements des estimations Hulten-Wykoff pour le *DBR* suggère une discussion. Dans le cadre d'une étude réalisée pour l'*Office of Tax Analysis* du *Department of the Treasury*, les auteurs ont produit des estimations directes du taux de dépréciation géométrique pour une grande variété de biens d'après des échantillons de prix de biens usagés, puis ont calculé les estimations de δ (pour les actifs pour lesquels ils ne disposaient d'aucun renseignement sur le prix) par la méthode comptable d'amortissement géométrique décrite par l'équation 4. Cette procédure en deux étapes leur a permis de produire un ensemble d'estimations de la dépréciation en harmonie avec les catégories d'actifs utilisées par le *U.S. National Income and Product Accounts*. Pour produire les taux de dépréciation géométrique d'après l'équation 4, Hulten et Wykoff calculent les valeurs moyennes du taux d'amortissement dégressif *DBR*, en se servant de leurs estimations de δ fondées sur le prix et de renseignements exogènes sur la

⁷ Pour un aperçu de la distribution géométrique, consulter Hastings et Peacock (1975).

Tableau 2.1 Échantillons de données

Code de l'actif	Nombre d'observations	Description
1001	791	Usines de fabrication
1006	268	Entrepôts, gares de marchandise
1008	151	Garages d'entretien, ateliers, installations de stockage de matériel
1013	626	Immeubles de bureaux
1016	202	Centres commerciaux, magasins
1099	168	Autres bâtiments industriels et commerciaux
3002	162	Lignes de téléphone et de câblodiffusion, câbles souterrains et sousmarins
3003	128	Tours de communication, antenne, stations terrestres
6001	2 651	Mobilier de bureau, articles d'ameublement (p. ex., bureaux, fauteuils)
6002	2 484	Ordinateurs, matériel et logiciels de traitement de texte connexes
6003	875	Mobilier, articles d'ameublement et accessoires autres que pour le bureau (p. ex., matériel récréatif, etc.)
6004	871	Appareils scientifiques, professionnels et médicaux
6005	365	Matériel de chauffage, électrique, de plomberie, de climatisation et de réfrigération
6006	124	Matériel antipollution
6007	118	Équipement de sécurité (y compris armes à feu)
6009	571	Moteurs, générateurs, transformateurs, turbines, compresseurs et pompes de tous genres
6010	596	Matériel de construction lourde (p. ex., chargement, halage, mélange, pavage, râpage)
6011	459	Tracteurs et autre équipement de chantiers (porteurs-tracteurs voir 6203)
6012	707	Outils capitalisés et autres outils (manuels, électriques, industriels)
6013	127	Matériel de forage et d'abattage à l'explosif
6201	2 554	Automobiles et pièces de rechange importantes
6202	204	Autobus (toutes catégories) et pièces de rechange importantes
6203	3 086	Camions, camionnettes, porteurs-remorqueurs, remorques de camion et de pièces de rechange importantes
6205	207	Locomotives, wagons, tramways et voitures de métro, autres véhicules de transport urbain rapide et pièces de rechange importantes
6206	104	Navires, bateaux et pièces de rechange importantes
6207	223	Aéronefs, hélicoptères, moteurs d'aéronef et autres pièces de rechange importantes
6299	209	Autre matériel de transport
6402	539	Procédé assisté par ordinateur pour procédé de fabrication
6403	267	Procédé assisté par ordinateur pour communications et matériel connexe
6601	1 001	Procédé non assisté par ordinateur pour manutention
6602	2 918	Procédé non assisté par ordinateur pour procédé de fabrication
6603	595	Procédé non assisté par ordinateur pour communications et équipement connexe
8999	745	Autres machines et matériel (non classés ailleurs)

durée de vie utile. Ils obtiennent ainsi un *DBR* de 1,65 pour les machines et le matériel et de 0,91 pour les bâtiments et ouvrages techniques, c'est-à-dire des valeurs moyennes du *DBR* fondées sur les catégories d'actifs pour lesquelles des renseignements sur le prix étaient directement disponibles⁸. Dans les cas où ils ne disposaient d'aucune donnée sur les prix, les auteurs ont combiné ces estimations du *DBR* avec des renseignements particuliers sur la durée de vie utile *L* des biens en question pour produire des estimations indirectes de δ ⁹.

L'un des avantages de notre étude tient au fait que nous pouvons déterminer si les taux de dépréciation *ex ante* calculés d'après le cadre d'amortissement comptable géométrique coïncident avec les taux *ex post* produits par nos modèles économétriques. Nous examinons ce point à la section 2.5 où nous essayons de déterminer si les mesures

⁸ Comme Hulten et Wykoff (1981) le font remarquer, les catégories des actifs pour lesquelles ils ont pu calculer les taux de dépréciation directement d'après des renseignements sur les prix représentent une part importante des dépenses en immobilisations totales des NIPA, 42 % de l'investissement dans les bâtiments et ouvrages non résidentiels et 55 % de l'investissement dans l'équipement durable des producteurs.

⁹ Pour une discussion intéressante de la méthode de Hulten-Wykoff, voir Fraumeni (1997).

sommaires de la vie de l'actif établies d'après nos estimations économétriques de la dépréciation (calculées d'après les données sur les prix recueillies sur une période de 11 ans) concordent avec les données d'enquêtes récentes sur la vie des biens que l'on peut utiliser pour estimer δ au moyen de l'équation 4.

2.3 Source des données

Notre étude se fonde sur les données de l'*Enquête sur les dépenses en immobilisations et en réparations* réalisée annuellement par Statistique Canada auprès d'un échantillon d'établissements auxquels on demande de fournir des renseignements sur les ventes et les mises au rancart d'immobilisations. Les établissements qui participent à l'enquête appartiennent à une gamme variée de branches d'activité des secteurs des biens et des services. L'enquête fournit des données détaillées sur la catégorie d'actifs, la valeur comptable brute, le prix de vente et l'âge. Nous avons construit notre ensemble de données en fusionnant une série de bases de données transversales afin de créer une base de données sur les prix des actifs usagés couvrant une période de 11 années (1985 à 1996).

L'échantillon utilisé pour l'analyse a été produit en plusieurs étapes. Notre échantillon de base comptait 53 802 enregistrements sur 240 actifs distincts. Toutefois, nombre de ces enregistrements n'ont pu être utilisés à cause des limites des données. Nous avons d'abord éliminé ceux pour lesquels les données sur l'âge et (ou) la valeur comptable initiale manquaient. Ils représentaient 43 % de l'échantillon de départ. Puis, nous avons exclu les actifs institutionnels (par exemple, écoles, hôpitaux, universités). Nous avons réduit ainsi notre ensemble de données à 30 235 enregistrements sur 119 actifs. Pour nous assurer de la robustesse de nos estimations économétriques, nous avons limité l'analyse aux actifs individuels pour lesquels nous disposions de plus de 100 enregistrements. Cette restriction supplémentaire a réduit notre échantillon à 28 089 enregistrements utilisables sur 33 actifs.

L'étape finale de notre stratégie d'épuration a été la recherche des valeurs aberrantes dans l'échantillon. Pour nous assurer de la cohérence des données pour l'ensemble des catégories des actifs, nous avons appliqué des règles systématiques de détection des valeurs aberrantes. La méthode que nous avons suivie est décrite à l'annexe 2.A. Notre fichier analytique définitif contient plus de 25 000 enregistrements utilisables sur 33 biens individuels, couvrant deux catégories d'actifs: les bâtiments et les ouvrages techniques, d'une part, et les machines et le matériel, d'autre part. Le tableau 2.1 donne les caractéristiques de l'échantillon final.

Les études fondées sur les prix du marché pour estimer les courbes de dépréciation doivent tenir compte des problèmes de fiabilité des données¹⁰. Habituellement, les échantillons de données sur les actifs usagés ne contiennent pas de renseignements sur les mises au rancart, situation qui, à son tour, biaise fortement l'estimation des courbes de dépréciation. Lors de leur étude de 1981, pour tenir compte des mises au rancart, Hulten et Wykoff ont pondéré leurs données sur les prix en prenant pour coefficient les probabilités de survie. Des rajustements méthodologiques de ce genre ne sont pas nécessaires ici, puisque les renseignements sur les mises au rebut sont inclus directement dans la base de données.

¹⁰ De nouveau, pour une discussion générale de ces problèmes, consulter Fraumeni (1997).

Une deuxième préoccupation concernant les prix des actifs usagés est celle exprimée par l'« hypothèse du citron » (*lemon's hypothesis*) d'Akerlof (1970). Selon cet auteur, les actifs vendus sur les marchés d'occasion sont inférieurs à ceux que les propriétaires gardent en production. En pratique, les variantes de l'« hypothèse du citron » sont toutes fondées sur l'existence d'un déséquilibre d'information entre les acheteurs et les vendeurs. L'influence des problèmes de qualité des actifs usagés sur la pertinence des études qui les concernent dépend notamment de la validité des hypothèses sur la capacité des marchés à résoudre les problèmes de déséquilibre informationnel. Par exemple, l'arrivée sur ces marchés d'intermédiaires qui fournissent des renseignements sur les actifs usagés aux acheteurs éventuels réduit les déséquilibres informationnels. En outre, l'existence sur les marchés de divers créneaux correspondant à différentes catégories de qualité réduit aussi l'importance des problèmes de qualité inférieure. Ici, nous embrassons la thèse orthodoxe et considérons que le prix des actifs usagés nous renseignera beaucoup sur la dépréciation économique. Soulignons toutefois que notre stratégie d'épuration des données nous permet d'éliminer une partie des actifs de qualité inférieure les plus évidents, c'est-à-dire les enregistrements pour lesquels la valeur de revente est très faible, comparativement à des actifs semblables, au début de la vie utile.

Enfin, des réserves sont souvent émises quant à la représentativité des résultats lorsque ceux-ci sont fondés sur de petits échantillons. Si l'on exclut Hulten et Wykoff (1981) et Koumanakos et Hwang (1988), la plupart des travaux empiriques sur la dépréciation des biens se fondent sur de petits échantillons portant sur un nombre limité d'actifs. À cet égard, notre base de données offre certains avantages, car elle nous permet d'accumuler une foule de renseignements diversifiés sur les prix grâce à une enquête annuelle complète sur les immobilisations, réalisée par Statistique Canada.

2.4. Cadre d'estimation

2.4.1 Ratios de survie et distributions de Weibull

Comme le constate Jorgenson (1994, p. 1), le défi que doivent relever les statisticiens économistes qui étudient la dépréciation économique, consiste à bien employer les données sur le prix des actifs. Les études économétriques fondées sur les prix « générationnels » des actifs pour estimer les courbes de dépréciation s'appuient sur les travaux originaux de Hall (1971) et de Hulten et Wykoff (1981). Hall a introduit un modèle d'analyse de la variance dans lequel les prix sont estimés en fonction de variables nominales d'âge et de temps. L'une des contributions importantes du modèle de Hall est l'estimation des effets non linéaires du temps et de l'âge¹¹. Hulten et Wykoff, quant à eux, ont étendu l'étude économétrique (et non linéaire) des plans d'amortissement grâce à l'utilisation d'un modèle de Box-Cox qui permet de vérifier l'adéquation de diverses formes fonctionnelles (rectangulaire, linéaire et géométrique). Koumanakos et Hwang (1988) ont appliqué ce modèle de Box-Cox à leur analyse des actifs canadiens au moyen de données sur les prix des actifs usagés recueillies pour 1987.

Notre méthode d'estimation diffère des études antérieures sur la dépréciation des actifs en ce sens que nous modélisons l'évolution de la valeur de l'actif par des méthodes relevant de l'analyse de survie. Notre unité fondamentale est un rapport de survie, observé à un âge t donné. Pour chaque enregistrement i que contient notre échantillon, nous calculons ce *rapport de survie* sous la forme

¹¹ Une revue plus complète des travaux empiriques mentionnés, particulièrement ceux de Hall (1971) et de Hulten et Wykoff (1981), figure dans Jorgenson (1994). La discussion présentée ici n'est nullement exhaustive. Pour une revue plus complète, consulter Jorgenson (1994) et Fraumeni (1997).

$$R_i = \frac{SP_i}{GBV_i} \quad (7)$$

où SP représente le prix de vente ou de mise au rebut de l'actif à l'âge t et GBV sa valeur comptable brute. Le numérateur et le dénominateur sont tous deux exprimés en dollars constants avec un prix de vente SP ajusté à l'année d'enquête et GBV à la valeur de l'année de sa durée de vie utile. R_i représente donc la part de la valeur de l'actif qui reste lorsque celui-ci est vendu à un âge t donné. Si l'actif est mis hors service sans être vendu, R_i est égal à 0 parce que le prix de vente est nul.

Notre estimation se fonde sur l'hypothèse que l'on peut modéliser l'évolution de la valeur de l'actif au moyen d'une distribution de Weibull. Nous définissons pour la Weibull une distribution biparamétrique à fonctions de survie et de hasard de la forme

$$S(t) = \exp[-(\lambda t)^\rho], \text{ et} \quad (8)$$

$$h(t) = \lambda \rho (\lambda t)^{\rho-1} \quad (9)$$

où ($\lambda > 0$) et ($\rho > 0$).

D'un usage très répandu en analyse de durée, la distribution de Weibull est une forme paramétrique souple que l'on peut intégrer facilement dans un modèle de dépréciation. Les expressions de la distribution de Weibull permettent d'utiliser des taux de dépréciation variables en fonction de l'âge, mais aussi d'imposer des contraintes en vue de produire des taux constants (exponentiels) directement comparables aux taux de décroissance géométrique appliqués couramment en comptabilité pour le passage en charge par amortissement. Par conséquent, nous pouvons, aux fins de comparaison, considérer carrément notre cadre d'estimation comme s'inscrivant dans celui de la dépréciation géométrique.

Nous allons maintenant développer trois spécifications économétriques distinctes de notre modèle de survie de Weibull.

2.4.2 Modèle de Weibull du prix moyen estimé par les moindres carrés ordinaires

Nous commençons l'exposé de notre cadre d'estimation par la présentation d'une version linéaire simple de notre modèle de survie. En fait, cette version constitue une spécification de base du modèle que nous utilisons strictement aux fins de comparaison.

Si nous prenons le logarithme naturel de la fonction de survie de Weibull (équation 8) et que nous le multiplions par (-1), nous obtenons :

$$-\log(S) = (\lambda t)^\rho. \quad (10)$$

Si nous transformons cette expression en sa forme linéaire, nous obtenons

$$\log[-\log(S)] = \rho[\log \lambda + \log t]. \quad (11)$$

Par conséquent, une régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) de la forme

$$y = a + bx + u \quad (12)$$

produira des estimations des paramètres de Weibull où

$$\lambda = \exp(a / \rho) \text{ et} \quad (13)$$

$$\rho = b. \text{ }^{12} \quad (14)$$

Dans le cas des modèles types d'analyse de survie, l'estimation de l'équation 12 est généralement fondée sur des estimations non paramétriques de la fonction de survie, qui sont dérivées d'estimations empiriques du taux de risque (c'est-à-dire le rapport du nombre d'événements au total de la population à risque à chaque âge t). On se sert souvent pour cela de l'estimateur de Kaplan-Meier¹³.

Notre cadre d'estimation diffère des applications types des fonctions de survie, du fait que nous souhaitons modéliser l'évolution de la valeur de l'actif plutôt que l'existence de l'actif proprement dit¹⁴. Les modifications de la valeur (c'est-à-dire la dépréciation) surviennent progressivement au cours des étapes successives de la vie utile de l'actif, plutôt qu'instantanément à un âge t donné. En ce sens, les rapports individuels de survie (ou prix) qui caractérisent nos échantillons de biens R_i , illustrent un concept de perte cumulée, plutôt qu'une réduction instantanée ou discrète, de la valeur de l'actif. Par conséquent, ces rapports individuels de prix ne concordent pas, du point de vue strictement conceptuel, avec le genre d'événements qui génèrent un risque empirique; événements qui se produisent tous discrètement à un âge t donné. C'est pour cette raison que nous estimons l'équation 12 d'après un prix moyen pondéré, calculé indépendamment pour chaque point de la distribution par âge de la valeur de l'actif. Regroupés, ces prix moyens représentent les coordonnées d'une courbe agrégée du prix en fonction de l'âge. Cette moyenne pondérée est donnée par

$$\bar{R}(t) = \frac{\sum SP_i}{\sum GBV_i}. \quad (15)$$

Nous obtenons la variable dépendante de notre modèle en substituant l'expression du prix moyen (équation 15), un ratio de survie moyen, par la partie gauche de l'équation 11. La section droite de l'équation 11 est simplement le logarithme de l'âge. Quand les paramètres de la régression MCO sont transformés en paramètres de Weibull (équations 13 et 14), nous produisons la courbe de dépréciation par représentation graphique des valeurs correspondant aux solutions de la fonction de survie (équation 8). Cette courbe de dépréciation est un locus d'estimations de probabilité qui donne la part de la valeur de l'actif qui persiste après chaque âge t .

¹² Pour une discussion fructueuse, voir Lawless (1982).

¹³ Pour des renseignements généraux sur cette méthode, consulter Kiefer (1988).

¹⁴ Nous abordons la question de façon nettement plus détaillée lors de l'élaboration du modèle d'estimation de la survie selon la méthode du maximum de vraisemblance à la section 2.4.3.

Nous pouvons produire une variante exponentielle (à taux constant) de ce modèle simplement en donnant des bornes à la valeur du paramètre ρ de Weibull. Lorsque ρ est égal à l'unité, la dépréciation a lieu à un taux constant, défini par le taux de risque exponentiel λ . Ce taux représente le lien entre notre cadre de survie et les méthodes d'amortissement comptables géométriques décrites par l'équation 4, puisque la distribution exponentielle est simplement la version continue en fonction du temps de la fonction géométrique. En effet, notons que l'on peut exprimer la dépréciation géométrique sous la forme

$\left(1 - \frac{\lambda}{m}\right)^{mt}$ où t représente l'âge, λ représente le taux de dépréciation et m représente la périodicité. Cette fonction géométrique converge vers une exponentielle quand la périodicité tend à être instantanée. Autrement dit,

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \left(1 - \frac{\lambda}{m}\right)^{mt} = e^{-\lambda t}.^{15} \quad (16)$$

Il convient de souligner que, hormis les problèmes d'adéquation conceptuelle, l'estimation de l'équation 11 au moyen d'échantillons complets de prix individuels pose des difficultés. Dans notre échantillon de biens, un grand nombre d'enregistrements correspondent à des mises au rebut (enregistrements pour lesquels la valeur de R_i est nulle parce que le prix de vente déclaré est nul). Comme la transformation de l'équation 8 pour obtenir l'équation 11 nécessite des valeurs positives de prix, les prix nuls devraient être remplacés par une valeur décimale nominale positive. Toutefois, les estimations subséquentes du premier membre seraient biaisées dues à une accumulation de densité en ce point. Dans le cas d'un modèle (naturellement) linéaire, on peut apporter des corrections de style Tobit pour examiner ce biais¹⁶. Cependant, dans notre cas, comme le modèle d'estimation linéaire a été transformé, le point d'accumulation de densité est indéfini.

L'estimation de l'équation 11 au moyen de prix moyens pondérés, entraîne une perte importante d'information d'échantillon. À titre d'illustration, mentionnons le cas des ordinateurs. Ceux-ci représentent des biens de durée de vie utile assez courte pour lesquels nous possédons des renseignements sur les prix que pour une période de 17 ans. Par conséquent, les estimations de la dépréciation au moyen du modèle linéaire à prix moyen se fondent sur des données sommaires sur les prix décrites par 17 points de données. Pourtant, comme le montre le tableau 2.1, il existe presque 2 500 enregistrements distincts pour les ordinateurs. Nous allons maintenant élaborer un cadre de micro-estimation permettant de produire des courbes de dépréciation directement d'après ceci et d'autres échantillons d'actifs.

2.4.3 Modèle de vraisemblance maximale de survie

Considérons d'abord la détermination de la valeur d'un actif dans le cadre classique du maximum de vraisemblance.

¹⁵ Pour discussion, voir Silverberg (1990).

¹⁶ Voir Greene (1981).

Représentons par y une variable nominale décrivant les deux états possibles d'un actif donné et posons que

$y=1$ quand l'actif est « mort » ou mis au rebut (c'est-à-dire que son prix de vente est nul);

$y=0$ autrement.

La vraisemblance d'une observation $l(t)$ est donnée par

$$l(t) = f(t)^y S(t)^{(1-y)} \quad (17)$$

où $f(t)$ est la fonction de densité et $S(t)$, la fonction de survie¹⁷.

L'équation 17 s'applique de préférence aux situations dans lesquelles on peut décrire l'événement à modéliser au moyen d'une variable d'état binaire (par exemple, « complètement » en vie ou « complètement » mort). Si l'actif est « mort », la fonction de vraisemblance se réduit à la fonction de densité et donne la probabilité que l'actif soit hors service à l'âge t . Si l'actif est encore « en vie », la fonction de vraisemblance se réduit à la fonction de survie et donne la probabilité que l'actif survive jusqu'au temps t . Le logarithme de la fonction de vraisemblance pour un échantillon de n enregistrements prend alors la forme

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [y_i \ln f(t_i) + (1 - y_i) \ln S(t_i)] \quad (18)$$

Modifions maintenant l'équation 18 d'après notre ensemble de rapports de survie observés R_i (définis précédemment par l'équation 7) qui décrivent la mesure dans laquelle l'actif est en vie ou hors d'usage. Ces rapports de prix sont continus, plutôt que binaires, et peuvent prendre n'importe quelle valeur dans l'ensemble ouvert (0,1). Par conséquent, chaque enregistrement contenu dans l'échantillon représente simultanément deux éléments d'information : R_i , c'est-à-dire la part de la valeur de l'actif qui survit à un âge donné t et $1 - R_i$, c'est-à-dire la part de la valeur de l'actif perdue à l'âge t . Le logarithme de la fonction de vraisemblance d'un échantillon de n enregistrements devient

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [(1 - R_i) \ln f(t_i) + R_i \ln S(t_i)] \quad (19)$$

¹⁷ Cette représentation est conforme au modèle type de survie. Consulter, par exemple, Cox et Oakes (1984) et Wayne (1982).

Nous pouvons interpréter intuitivement la formule du logarithme de la fonction de vraisemblance donnée par l'équation 19. R_i , le rapport des prix, représente la partie de la valeur de l'actif qui survit jusqu'à un âge donné t , multipliée par une probabilité de survie correspondante $S(t_i)$, tandis que $1 - R_i$ représente la part perdue de la valeur, multipliée par sa probabilité de disparition $f(t_i)$.

Bien qu'elle convient à de nombreuses études de survie, l'équation 19 doit être modifiée afin de produire des estimations de la dépréciation économique. Le problème tient à l'utilisation de la fonction type de densité $f(t_i)$ comme concept raisonnable de probabilité en vue de modéliser la perte (continue) de valeur de l'actif. En spécifiant un terme de densité, l'équation susmentionnée implique que la valeur de l'actif reste constante durant toutes les périodes qui précèdent la transaction, autrement dit, avant que le bien soit vendu ou mis au rebut. Donc, les courbes de dépréciation enchâssées dans l'équation 19 sont conceptuellement similaires au modèle *one-hoss-shay* selon lequel la valeur de l'actif reste à son rapport maximal de survie jusqu'à un âge déterminé (le point de transaction t) auquel on observe alors la perte partielle ou totale de la valeur.

Nous pouvons modifier l'équation 19 pour tenir compte de la dépréciation continue en substituant le terme de densité $f(t_i)$ par la densité de probabilité cumulative $F(t_i)$.

Alors que le terme de densité de probabilité $f(t_i)$ sous-entend que la perte de valeur de l'actif a lieu au temps t , la densité de probabilité cumulative $F(t_i)$ suppose que les réductions de la valeur ont lieu *avant* le temps t .

Notre équation d'estimation devient

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [(1 - R_i) \ln F(t_i) + R_i \ln S(t_i)] \quad (20)$$

où $F(t_i)$ représente la probabilité que la valeur de l'actif diminue à un moment donné avant t ¹⁸. Pour estimer le modèle qui précède en nous servant de la distribution de Weibull, nous exprimons les fonctions de densité cumulative $F(t_i)$ et de survie $S(t_i)$ sous la forme

$$S(t) = \exp[-(\lambda t)^\rho] \quad (21)$$

$$F(t) = 1 - \exp[-(\lambda t)^\rho]. \quad (22)$$

¹⁸ Ce modèle est similaire aux modèles de réponse binaire où le niveau de réponse (temps) est l'observation spécifique. Notre formule ressemble à l'un des prototypes énumérés par Lagakos (1979) dans lequel les enregistrements correspondent à la même distribution de survie, mais à des conditions de censurement différentes. Dans notre cadre de référence, la fonction de vraisemblance est censurée à gauche et à droite, et la variable indicatrice habituelle y est remplacée par un rapport de survie R_i .

De nouveau, la restriction du paramètre ρ produira la variante exponentielle ou géométrique en temps continu du modèle avec les fonctions de survie et de densité de probabilité cumulative

$$S(t) = \exp(-\lambda t) \quad (23)$$

$$F(t) = 1 - \exp(-\lambda t). \quad (24)$$

L'estimation de l'équation 20, fondée sur les rapports individuels de survie R_i , suppose que les schémas de dépréciation ne sont pas corrélés à la taille, ni à la valeur monétaire de l'actif. Pour tenir compte de la variation de la valeur monétaire sur l'ensemble des enregistrements, nous pondérons chaque enregistrement par sa part de la valeur totale du bien, multipliée par le nombre d'enregistrements dans l'échantillon d'actifs¹⁹. Si nous représentons ce poids par la notation w_i , nous pouvons réécrire l'équation 20 sous la forme

$$\ln L = \sum_{i=1}^n w_i [(1 - R_i) \ln F(t_i) + R_i \ln S(t_i)]. \quad (25)$$

2.4.4 Rajustement de notre modèle de dépréciation pour tenir compte des préférences de chiffres

Pour nombre d'échantillons d'actifs, les participants à l'enquête manifestent des préférences caractéristiques de chiffres, comme en témoignent les grappes relativement nombreuses d'enregistrements à intervalles de cinq ans. Cette tendance à arrondir l'âge peut avoir une incidence sur l'estimation de notre modèle. Par conséquent, nous calculons une autre variante de notre modèle d'estimation de la survie par la méthode du maximum de vraisemblance (modèle SMV) (équation 25) qui tient compte des préférences en matière de chiffres.

Si l'arrondissement de l'âge est manifeste, l'âge réel t^* du bien au moment de la transaction (vente ou mise au rebut) est observé avec une certaine erreur d'arrondissement. Si nous supposons que t^* est compris entre les limites : supérieure et inférieure des données sur l'âge, nous pouvons exprimer la fonction de vraisemblance sous la forme

$$\ln L = \sum_{i=1}^n w_i [(1 - R_i) \ln F(UB) + R_i \ln S(LB)]. \quad (26)$$

L'équation 26 nécessite certaines explications. Bien que l'on ne puisse mesurer avec certitude la part de la fonction de vraisemblance qui définit la perte de valeur de l'actif à l'âge t^* , il est raisonnable de supposer que cette diminution a lieu avant que soit atteinte la borne supérieure inconnue d'âge UB (où $UB > t^*$). Inversement, pour la part de la fonction de vraisemblance qui correspond à la survie, nous supposons que la valeur de l'actif se maintient après que soit atteinte la borne inférieure inconnue d'âge LB (où $LB < t^*$).

¹⁹ Par conséquent, la somme des poids est égale au nombre total d'enregistrements. Nous ne créons aucun degré de liberté artificiel.

Nous pouvons opérer ces concepts au moyen d'une série de variables nominales (0,1) qui correspondent à des points discrets de la distribution d'âge où il est vraisemblable que l'arrondissement survienne. Supposons que δ est une variable nominale qui prend la valeur 1 en cas de problème d'arrondissement et 0, autrement. Représentons par $\sigma_5, \sigma_{10}, \sigma_{15}, \sigma_{20}$ la présence du problème aux âges de 5, 10, 15 et 20 ans, respectivement. Nous obtenons ainsi quatre intervalles, caractérisés chacun par une borne inférieure et une borne supérieure, avec huit paramètres correspondants. Nous pouvons simplifier ce cadre de référence aux fins du calcul de l'estimation. En premier lieu, nous supposons qu'il n'existe aucune erreur systématique d'arrondissement. Ceci nous permet de centrer les intervalles sur les valeurs arrondies, ce qui réduit le nombre de paramètres estimés de huit à quatre. En deuxième lieu, nous supposons que les bornes adjacentes entre intervalles sont égales²⁰. S'il existe trois zones adjacentes, cette hypothèse réduit le nombre de paramètres requis de quatre à un²¹.

Le logarithme de la fonction de vraisemblance d'un échantillon de n enregistrements rajusté pour tenir compte des préférences de chiffres

$$\ln L = \sum_i^n w_i \left[(1-\delta)_i [(1-R_i) \ln F(t_i) + R_i \ln S(t_i)] + \delta_i \left[\sum_{r=5,10,15,20}^{20} \sigma_r ((1-R_i) \ln(F(UB_r)) + R_i \ln(S(LB_r))) \right] \right] \quad (27)$$

où $F(t_i)$ et $S(t_i)$ représentent les fonctions de densité cumulative et de survie de Weibull²².

Nous avons maintenant trois variantes de notre modèle de survie de Weibull : le modèle du prix moyen estimé par les moindres carrés ordinaires (équation 11), le modèle d'estimation de la survie par la méthode du maximum de vraisemblance (modèle SMV) sans correction pour les préférences de chiffres (équation 25) et le modèle SMV avec correction pour tenir compte des préférences de chiffres (équation 27).

2.5 Résultats empiriques

2.5.1 Modèles comparatifs de survie

Aux tableaux 2.2 et 2.3, nous présentons les courbes de dépréciation des actifs inclus dans notre échantillon fondées sur chacune des trois méthodes économétriques susmentionnées. Chaque courbe de dépréciation est présentée comme un locus d'estimation de la fonction de survie (EFS) et correspond à diverses étapes du cycle de vie du bien. Par conséquent, les EFS individuelles représentent la part de la valeur total du

²⁰ Cette hypothèse satisfait le modèle de réponse ordonnée. Des espaces égaux entre intervalles exigent que la borne inférieure d'un intervalle supérieur soit égale à la borne supérieure de l'intervalle directement inférieur.

²¹ Du point de vue fonctionnel, nous donnons à ceci le nom de grandeur de l'erreur d'arrondissement, que nous représentons par *MRE* pour *magnitude of rounding error*, aux âges de 5 et de 15 ans. Nous pouvons définir LB_5, LB_{10}, LB_{15} et LB_{20} , c'est à dire les bornes inférieures des intervalles, comme étant égales à $5-MRE, 5+MRE, 15-MRE, 15+MRE$ et UB_5, UB_{10}, UB_{15} et UB_{20} , c'est-à-dire les bornes supérieures, comme étant $5+MRE, 15-MRE, 15+MRE$ et $25-MRE$.

²² Les tests de spécification et d'hétérogénéité sont examinés à l'annexe 2.B.

Tableau 2.2 Ratios de la valeur résiduelle, machines et matériel

Actif	Modèle	L'âge des actifs									
		1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans
Mobilier de bureau, articles d'ameublement (6001)											
SMV (Éq. 27)	W	0,79	0,59	0,43	0,31	0,22	0,16	0,11	0,08	0,05	0,04
SMV (Éq. 25)	W	0,64	0,45	0,33	0,24	0,18	0,14	0,11	0,08	0,06	0,05
MCO (Éq. 11)	W	0,88	0,73	0,59	0,47	0,37	0,29	0,22	0,17	0,13	0,09
Ordinateurs, matériel et logiciels de traitement de texte connexe (6002)											
SMV (Éq. 27)	W	0,56	0,31	0,18	0,10	0,06	0,03	0,02	0,01	0,01	0,00
SMV (Éq. 25)	E	0,56	0,32	0,18	0,10	0,06	0,03	0,02	0,01	0,01	0,00
MCO (Éq. 11)	E	0,67	0,45	0,30	0,20	0,14	0,09	0,06	0,04	0,03	0,02
Mobilier, articles d'ameublement et accessoires autres que pour le bureau (6003)											
SMV (Éq. 27)	W	0,89	0,75	0,61	0,49	0,38	0,29	0,22	0,17	0,12	0,09
SMV (Éq. 25)	E	0,80	0,64	0,51	0,41	0,33	0,26	0,21	0,17	0,13	0,11
MCO (Éq. 11)	E	0,81	0,66	0,54	0,44	0,36	0,29	0,23	0,19	0,16	0,13
Appareils scientifiques, professionnels et médicaux (6004)											
SMV (Éq. 27)	W	0,88	0,71	0,55	0,41	0,29	0,21	0,14	0,09	0,06	0,04
SMV (Éq. 25)	E	0,72	0,53	0,38	0,28	0,20	0,15	0,11	0,08	0,06	0,04
MCO (Éq. 11)	W	0,91	0,78	0,66	0,54	0,43	0,35	0,27	0,21	0,16	0,12
Matériel de chauffage, électrique, de plomberie, de climatisation et de réfrigération (6005)											
SMV (Éq. 27)	E	0,77	0,59	0,45	0,34	0,26	0,20	0,15	0,12	0,09	0,07
SMV (Éq. 25)	E	0,74	0,54	0,40	0,29	0,22	0,16	0,12	0,09	0,06	0,05
MCO (Éq. 11)	W	0,89	0,75	0,60	0,46	0,35	0,26	0,19	0,13	0,09	0,06
Matériel d'antipollution (6006)											
SMV (Éq. 27)	E	0,80	0,64	0,51	0,41	0,33	0,26	0,21	0,17	0,13	0,11
SMV (Éq. 25)	E	0,78	0,61	0,48	0,37	0,29	0,23	0,18	0,14	0,11	0,08
MCO (Éq. 11)	E	0,59	0,35	0,21	0,12	0,07	0,04	0,03	0,02	0,01	0,01
Équipement de sécurité (y compris armes à feu) (6007)											
SMV (Éq. 27)	E	0,64	0,41	0,26	0,17	0,11	0,07	0,04	0,03	0,02	0,01
SMV (Éq. 25)	E	0,58	0,34	0,20	0,12	0,07	0,04	0,02	0,01	0,01	0,00
MCO (Éq. 11)	E	0,58	0,33	0,19	0,11	0,06	0,04	0,02	0,01	0,01	0,00
Moteurs, générateurs, transformateurs, turbines, compresseurs et pompes de tous genres (6009)											
SMV (Éq. 27)	W	0,63	0,48	0,38	0,31	0,25	0,21	0,18	0,15	0,13	0,11
SMV (Éq. 25)	W	0,45	0,33	0,26	0,21	0,17	0,15	0,13	0,11	0,10	0,08
MCO (Éq. 11)	W	0,94	0,86	0,77	0,68	0,59	0,50	0,43	0,36	0,30	0,25

Tableau 2.2 Ratios de la valeur résiduelle, machines et matériel – suite

Actif	Modèle	L'âge des actifs									
		1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans
Matériel de construction lourde (6010)											
SMV (Éq. 27)	E	0,83	0,68	0,56	0,46	0,38	0,32	0,26	0,22	0,18	0,15
SMV (Éq. 25)	E	0,82	0,68	0,55	0,46	0,37	0,31	0,25	0,21	0,17	0,14
MCO (Éq. 11)	W	0,90	0,78	0,66	0,55	0,45	0,36	0,29	0,23	0,18	0,14
Tracteurs et autre équipement de chantiers (6011)											
SMV (Éq. 27)	E	0,82	0,68	0,56	0,46	0,38	0,31	0,26	0,21	0,18	0,15
SMV (Éq. 25)	E	0,83	0,69	0,58	0,48	0,40	0,33	0,28	0,23	0,19	0,16
MCO (Éq. 11)	E	0,83	0,69	0,57	0,47	0,39	0,32	0,27	0,22	0,18	0,15
Outillage capitalisé et autres outils (6012)											
SMV (Éq. 27)	E	0,61	0,37	0,22	0,13	0,08	0,05	0,03	0,02	0,01	0,01
SMV (Éq. 25)	E	0,61	0,38	0,23	0,14	0,09	0,05	0,03	0,02	0,01	0,01
MCO (Éq. 11)	E	0,80	0,63	0,50	0,40	0,32	0,25	0,20	0,16	0,13	0,10
Matériel de forage et d'abattage à l'explosif (6013)											
SMV (Éq. 27)	E	0,80	0,65	0,52	0,42	0,34	0,27	0,22	0,17	0,14	0,11
SMV (Éq. 25)	E	0,81	0,66	0,54	0,44	0,35	0,29	0,23	0,19	0,15	0,13
MCO (Éq. 11)	W	0,93	0,81	0,68	0,56	0,44	0,34	0,26	0,19	0,14	0,10
Automobiles et pièces de rechange importantes (6201)											
SMV (Éq. 27)	E	0,79	0,62	0,49	0,38	0,30	0,24	0,19	0,15	0,12	0,09
SMV (Éq. 25)	E	0,79	0,62	0,49	0,39	0,30	0,24	0,19	0,15	0,12	0,09
MCO (Éq. 11)	E	0,77	0,59	0,45	0,34	0,26	0,20	0,15	0,12	0,09	0,07
Autobus (toutes catégories) et pièces de rechange importantes (6202)											
SMV (Éq. 27)	E	0,82	0,67	0,55	0,45	0,37	0,30	0,25	0,20	0,17	0,14
SMV (Éq. 25)	E	0,82	0,68	0,56	0,46	0,37	0,31	0,25	0,21	0,17	0,14
MCO (Éq. 11)	W	0,47	0,34	0,26	0,20	0,17	0,14	0,12	0,10	0,09	0,07
Camions, camionnettes, porteurs-remorqueurs, remorques de camion et de pièces de rechange importantes (6203)											
SMV (Éq. 27)	E	0,79	0,62	0,49	0,38	0,30	0,24	0,19	0,15	0,12	0,09
SMV (Éq. 25)	W	0,62	0,47	0,38	0,31	0,25	0,21	0,18	0,15	0,13	0,12
MCO (Éq. 11)	E	0,82	0,67	0,55	0,45	0,37	0,30	0,25	0,21	0,17	0,14
Locomotives, wagons, tramways et voitures de métro, autres véhicules de transport urbain rapide et pièces de rechange importantes (6205)											
SMV (Éq. 27)	E	0,85	0,72	0,61	0,52	0,44	0,38	0,32	0,27	0,23	0,20
SMV (Éq. 25)	E	0,85	0,72	0,61	0,52	0,44	0,37	0,31	0,27	0,23	0,19
MCO (Éq. 11)	E	0,81	0,65	0,53	0,43	0,35	0,28	0,23	0,18	0,15	0,12

Tableau 2.2 Ratios de la valeur résiduelle, machines et matériel – fin

Actif	Modèle	L'âge des actifs									
		1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6 ans	7 ans	8 ans	9 ans	10 ans
Navires, bateaux et pièces de rechange importantes (6206)											
SMV (Éq. 27)	E	0,90	0,80	0,72	0,64	0,58	0,52	0,46	0,42	0,37	0,33
SMV (Éq. 25)	E	0,90	0,80	0,72	0,64	0,58	0,52	0,46	0,41	0,37	0,33
MCO (Éq. 11)	E	0,87	0,76	0,67	0,58	0,51	0,44	0,39	0,34	0,29	0,26
Aéronefs, hélicoptères, moteurs d'aéronefs et autres pièces de rechange importantes (6207)											
SMV (Éq. 27)	W	1,00	1,00	0,99	0,97	0,95	0,93	0,90	0,86	0,81	0,76
SMV (Éq. 25)	E	0,95	0,89	0,84	0,80	0,75	0,71	0,67	0,64	0,60	0,57
MCO (Éq. 11)	E	0,92	0,85	0,79	0,73	0,67	0,62	0,58	0,53	0,49	0,46
Autre matériel de transport (6299)											
SMV (Éq. 27)	W	0,35	0,24	0,18	0,15	0,12	0,10	0,09	0,08	0,07	0,06
SMV (Éq. 25)	W	0,19	0,14	0,12	0,10	0,09	0,08	0,08	0,07	0,07	0,06
MCO (Éq. 11)	E	0,77	0,60	0,46	0,36	0,28	0,21	0,17	0,13	0,10	0,08
Procédés assistés par ordinateur pour procédé de fabrication (6402)											
SMV (Éq. 27)	W	0,62	0,45	0,34	0,26	0,21	0,17	0,13	0,11	0,09	0,07
SMV (Éq. 25)	W	0,55	0,40	0,30	0,24	0,19	0,16	0,13	0,11	0,09	0,08
MCO (Éq. 11)	W	0,88	0,73	0,58	0,44	0,33	0,24	0,18	0,12	0,09	0,06
Procédés assistés par ordinateur pour communication et matériel connexe (6403)											
SMV (Éq. 27)	E	0,72	0,52	0,38	0,27	0,20	0,14	0,10	0,08	0,05	0,04
SMV (Éq. 25)	E	0,73	0,53	0,39	0,29	0,21	0,15	0,11	0,08	0,06	0,04
MCO (Éq. 11)	W	0,92	0,76	0,57	0,40	0,25	0,15	0,08	0,04	0,02	0,01
Procédés non-assistés par ordinateur pour manutention (6601)											
SMV (Éq. 27)	W	0,55	0,40	0,31	0,25	0,20	0,16	0,14	0,11	0,10	0,08
SMV (Éq. 25)	W	0,26	0,19	0,15	0,12	0,11	0,09	0,08	0,07	0,07	0,06
MCO (Éq. 11)	E	0,82	0,68	0,56	0,46	0,38	0,31	0,25	0,21	0,17	0,14
Procédés non-assistés par ordinateur pour procédé de fabrication (6602)											
SMV (Éq. 27)	W	0,60	0,43	0,33	0,26	0,20	0,16	0,13	0,11	0,09	0,08
SMV (Éq. 25)	W	0,48	0,34	0,26	0,20	0,16	0,14	0,11	0,09	0,08	0,07
MCO (Éq. 11)	E	0,83	0,68	0,56	0,46	0,38	0,32	0,26	0,22	0,18	0,15
Procédés non-assistés par ordinateur pour communication et équipement connexe (6603)											
SMV (Éq. 27)	W	0,38	0,20	0,12	0,07	0,05	0,03	0,02	0,01	0,01	0,01
SMV (Éq. 25)	E	0,58	0,33	0,19	0,11	0,06	0,04	0,02	0,01	0,01	0,00
MCO (Éq. 11)	W	0,88	0,70	0,53	0,39	0,27	0,18	0,12	0,08	0,05	0,03
Autres machines et matériel (8999)											
SMV (Éq. 27)	W	0,60	0,47	0,39	0,33	0,28	0,25	0,22	0,19	0,17	0,15
SMV (Éq. 25)	W	0,55	0,43	0,36	0,31	0,27	0,24	0,21	0,19	0,17	0,16
MCO (Éq. 11)	E	0,83	0,69	0,57	0,48	0,40	0,33	0,27	0,23	0,19	0,16

Tableau 2.3 Ratios de la valeur résiduelle, bâtiments et ouvrages techniques

Actif	Modèle	L'âge des actifs									
		1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	10 ans	15 ans	20 ans	25 ans	
Usines de fabrication (1001)											
SMV (Éq. 27)	W	0,77	0,65	0,56	0,49	0,43	0,25	0,15	0,10	0,07	
SMV (Éq. 25)	W	0,67	0,54	0,46	0,40	0,35	0,21	0,14	0,10	0,07	
MCO (Éq. 11)	W	0,96	0,89	0,82	0,74	0,66	0,33	0,14	0,05	0,02	
Entrepôts, gares de marchandise (1006)											
SMV (Éq. 27)	E	0,94	0,88	0,83	0,78	0,73	0,54	0,39	0,29	0,21	
SMV (Éq. 25)	E	0,94	0,88	0,83	0,78	0,74	0,54	0,40	0,29	0,22	
MCO (Éq. 11)	W	0,95	0,88	0,81	0,73	0,65	0,34	0,16	0,07	0,03	
Garages d'entretien, ateliers, installations de stockage de matériel (1008)											
SMV (Éq. 27)	E	0,87	0,76	0,67	0,58	0,51	0,26	0,13	0,07	0,03	
SMV (Éq. 25)	E	0,88	0,77	0,67	0,59	0,51	0,26	0,14	0,07	0,04	
MCO (Éq. 11)	E	0,77	0,59	0,46	0,35	0,27	0,07	0,02	0,01	0,00	
Immeubles à bureau (1013)											
SMV (Éq. 27)	E	0,93	0,86	0,80	0,74	0,68	0,47	0,32	0,22	0,15	
SMV (Éq. 25)	E	0,93	0,86	0,80	0,74	0,69	0,47	0,32	0,22	0,15	
MCO (Éq. 11)	W	0,96	0,91	0,85	0,79	0,72	0,44	0,25	0,13	0,07	
Centres commerciaux, magasins (1016)											
SMV (Éq. 27)	E	0,95	0,90	0,86	0,81	0,77	0,60	0,46	0,36	0,28	
SMV (Éq. 25)	W	0,87	0,81	0,76	0,72	0,69	0,56	0,48	0,41	0,36	
MCO (Éq. 11)	E	0,92	0,84	0,77	0,70	0,64	0,41	0,27	0,17	0,11	
Autres bâtiments industriels et commerciaux (1099)											
SMV (Éq. 27)	E	0,93	0,86	0,79	0,73	0,68	0,46	0,31	0,21	0,14	
SMV (Éq. 25)	E	0,93	0,86	0,80	0,74	0,68	0,47	0,32	0,22	0,15	
MCO (Éq. 11)	E	0,89	0,79	0,70	0,63	0,56	0,31	0,17	0,10	0,05	
Lignes de téléphone et de câblodiffusion, câbles souterrains et sous-marins (3002)											
SMV (Éq. 27)	E	0,68	0,47	0,32	0,22	0,15	0,02	0,00	0,00	0,00	
SMV (Éq. 25)	E	0,76	0,58	0,44	0,34	0,26	0,07	0,02	0,00	0,00	
MCO (Éq. 11)	W	0,93	0,81	0,67	0,54	0,41	0,07	0,01	0,00	0,00	
Tours de communication, antenne, stations terrestres (3003)											
SMV (Éq. 27)	W	0,98	0,93	0,86	0,78	0,69	0,28	0,07	0,01	0,00	
SMV (Éq. 25)	E	0,87	0,76	0,67	0,58	0,51	0,26	0,13	0,07	0,03	
MCO (Éq. 11)	E	0,73	0,53	0,38	0,28	0,20	0,04	0,01	0,00	0,00	

bien qui persiste après le point t . Pour les actifs classés dans la catégorie des bâtiments et ouvrages techniques, nous présentons les EFS pour les cinq premières années de vie, puis à intervalles discrets de cinq ans pour la tranche d'âge de 10 ans à 25 ans. Notre but ici est d'examiner les courbes de dépréciation aux premières et aux dernières étapes du cycle de vie, à la lumière des attentes *a priori* voulant que les actifs de la catégorie des bâtiments et ouvrages techniques soient plus susceptibles que les autres d'avoir une longue vie utile. Pour les actifs de la catégorie des machines et du matériel, nous présentons une série continue d'EFS pour les dix premières années de la vie utile de l'actif.

Les résultats des tableaux 2.2 et 2.3 sont soit des estimations du modèle de Weibull sans contraintes (représenté par « W » dans la colonne 2) ou des estimations exponentielles du modèle de Weibull avec contraintes (représenté par « E ») selon que le premier ou le deuxième de ces modèles représente la spécification optimale. Quand l'hypothèse est nulle, soit : taux de dépréciation invariant de l'âge, on rejette ce dernier pour reproduire à la place, les estimations Weibull. Dans les cas où l'hypothèse nulle n'a pu être rejetée, nous présentons la version contrainte (estimations exponentielles ou géométriques en temps continus).

L'utilisation de diverses méthodes d'estimation (représentées par les équations 11, 25 et 27) nous permet de déterminer dans quelle mesure les courbes de dépréciation sont sensibles à diverses versions opérationnelles de notre modèle de survie. Comme nous l'avons exposé à la section 2.4, le modèle du prix moyen (équation 11) représente une formule relativement simple (linéaire) fondée strictement sur le vecteur des prix moyens (où chaque prix représente un rapport moyen de survie donné par l'équation 15). Nous n'avons aucune raison ferme *a priori* de penser que cette spécification selon les moindres carrés ordinaires produit des courbes de dépréciation fort différentes de celles données par les formules non linéaires plus complexes représentées par les équations 25 et 27. Notre spécification « finale » corrigée pour l'arrondissement de l'âge (équation 27) et notre spécification « intermédiaire » non corrigée (équation 25) sont présentées toutes les deux afin de quantifier la signification des préférences de chiffres (c'est-à-dire l'arrondissement de l'âge) dans nos microdonnées. Nous examinons les résultats pour les machines et l'équipement, puis pour les bâtiments et ouvrages techniques.

Dans la classe des machines et du matériel, de nombreux actifs affichent une réduction considérable de leur valeur au début de leur vie utile (tableaux 2.2). À titre d'illustration, considérons les résultats produits par notre modèle SMV corrigé pour l'arrondissement de l'âge (équation 27). Soixante pour cent des actifs de la catégorie des machines et du matériel étudiés (15 sur 25) dépassent la valeur médiane de survie, c'est-à-dire le point auquel la moitié de la valeur économique totale est disparue, avant leur quatrième année de vie utile. Seules deux catégories d'actifs (les navires et les avions) retiennent 50 % de leur valeur après cinq ans. Les actifs pour lesquels il existe un grand nombre d'enregistrements, comme les ordinateurs (2 484), le mobilier de bureau (2 651) et les automobiles (2 554), présentent des courbes de dépréciation accentuées. Pour les ordinateurs, la valeur résiduelle après la cinquième année d'utilisation est faible (6 % de la valeur totale).

Dans l'ensemble, les réductions importantes de la valeur économique des machines et du matériel concordent avec nos attentes. Pour certains actifs de cette catégorie, comme les automobiles et les ordinateurs, les preuves de dépréciation économique rapide sont fortes.

Les taux élevés de dépréciation ne sont pas seulement le fait des machines et du matériel. Plusieurs actifs classés dans la catégorie des bâtiments et ouvrages techniques (tableau 2.3) présentent aussi ce genre de courbe de dépréciation. Les usines de fabrication, c'est-à-dire le groupe d'actifs pour lequel on possède le plus grand nombre d'enregistrements dans cette catégorie, sont caractérisées par une courbe qui témoigne d'une dépréciation prononcée. Selon notre modèle corrigé pour l'arrondissement (équation 27), 43 % seulement de la valeur totale d'une usine persiste après la cinquième année d'exploitation et le quart seulement, après la première décennie. Pour d'autres actifs pour lesquels on possède un grand nombre d'enregistrements (par exemple les entrepôts et les immeubles à bureau), la réduction de la valeur est moins rapide, mais il existe des preuves que, dans l'ensemble, la dépréciation économique est importante. Pour illustrer ceci, nous pouvons examiner les taux estimatifs de survie après dix années de vie utile. À ce stade, les entrepôts retiennent un peu plus de leur valeur de survie médiane (le point auquel la moitié de la valeur totale du bien est épuisée), tandis que les immeubles à bureau l'ont éclipse.

Les taux élevés de dépréciation observés pour les bâtiments et les ouvrages techniques ne sont pas, selon nous, contraires à l'intuition. À cet égard, le cas des usines est un bon exemple. En premier lieu, un certain nombre de faits anecdotiques renforcent l'idée que les usines se déprécient relativement rapidement à cause de l'évolution technologique. En deuxième lieu, nombre de leurs caractéristiques de production sont spécifiques à leur contexte propre. Très souvent, les caractéristiques d'une usine ne sont pas facilement transférables du propriétaire courant au nouveau propriétaire, autrement dit, de l'utilisation courante à l'utilisation future. Si le propriétaire prospectif prévoit engager des dépenses importantes de rééquipement, la valeur marchande courante de l'usine (fondée, en partie, sur le prix que le nouveau propriétaire est prêt à payer) pourrait diminuer considérablement. Ces situations renforcent le concept de prix évalué ici. Les estimations de la dépréciation sont fondées sur le prix du marché observé au moment où le bien est transféré d'un propriétaire à l'autre plutôt que sur le prix minimal, qui représente la valeur de l'actif pour son propriétaire actuel (c'est-à-dire dans son usage productif courant).

Plusieurs de nos résultats laissent entendre que la dépréciation économique est importante, mais les données sur la variation des taux de dépréciation selon l'âge de l'actif durant sa vie utile sont, dans l'ensemble, ambiguës. À cet effet, nous examinons les estimateurs du modèle SMV final, corrigé pour l'arrondissement de l'âge (équation 27). L'hypothèse nulle d'un taux de dépréciation stationnaire avec l'âge de l'actif n'est rejetée que pour deux des huit biens de la catégorie des bâtiments et ouvrages techniques et pour 12 des 25 biens de la catégorie des machines et du matériel étudiés ici.

Nous fondons notre discussion des résultats sur ce qui, selon nous, représente le mode d'estimation (théoriquement) optimal, c'est-à-dire le modèle corrigé pour l'arrondissement de l'âge décrit par l'équation 27. Cependant, les écarts entre les courbes estimatives à l'intérieur d'une catégorie de biens sont parfois étonnants (voir, par exemple, les résultats pour les usines (1001) et pour les tours (3003) dans la catégorie des bâtiments et ouvrages techniques, ainsi que pour le mobilier de bureau (6001) et les procédés de production non assistés par ordinateur (6602) dans la catégorie des machines et du matériel).

Nous nous attendons à observer des écarts entre les résultats produits par le modèle du prix moyen et les modèles SMV, car les méthodes qui les sous-tendent sont assez différentes. Comme nous l'avons décrit à la section 2.4, le modèle du prix moyen est une simple transformation linéaire de la fonction de survie de Weibull que l'on estime d'après les rapports pondérés de survie. Par contre, le modèle du maximum de vraisemblance se fonde sur une formulation explicite de la survie qui intègre complètement toutes les microdonnées provenant des échantillons d'enregistrements sur les actifs. Dans de nombreux cas, le modèle linéaire produit des estimations de la fonction de survie nettement plus grandes que le modèle SMV (par exemple, procédés assistés et non-assistés par ordinateur et moteurs). Dans un nombre plus limité de cas, le modèle linéaire produit des taux de dépréciation plus élevés (par exemple, équipement antipollution et autobus).

Les comparaisons entre les deux modèles SMV sont plus directes, puisqu'elles visent simplement à quantifier le biais dû à l'arrondissement de l'âge. Pour la majorité des actifs compris dans notre échantillon, les modèles SMV corrigés et non corrigés pour l'arrondissement produisent des résultats fort semblables (par exemple, matériel de construction lourde et outillage capitalisé), ou ne révèlent que des écarts qualitatifs modestes (par exemple, matériel de chauffage). Cependant, dans certains cas, l'effet du biais concernant l'âge sur les estimations de la dépréciation est important et se manifeste habituellement par une plus forte accélération de la dépréciation non corrigée (par exemple, mobilier de bureau, moteurs et camions). L'observation de taux de survie plus élevés en cas de préférence de chiffres est moins courante (par exemple, procédés non assistés par ordinateur pour les communications et les lignes téléphoniques).

2.5.2 Comparaisons des résultats économétriques et non économétriques : certains biens

Pour nombre d'actifs étudiés, notre modèle SMV produit une courbe de dépréciation convexe. Toutefois, jusqu'à présent, les comparaisons portaient sur les diverses formulations de nos modèles économétriques. Dans cette section, nous comparons deux des résultats économétriques : le modèle du prix moyen MCO (équation 11) et le modèle SMV corrigé pour l'arrondissement de l'âge (équation 27), à deux courbes non économétriques, c'est-à-dire une courbe réelle âge-prix représentée par le vecteur des prix observés à divers âges $R(t)$ et une courbe géométrique fondée sur la méthode comptable *ex ante* décrite par l'équation 4. La première de ces méthodes non économétriques, la courbe âge-prix, est le locus des rapports moyens de survie qui correspondent chacun à une estimation ponctuelle indépendante pour un âge donné. Donc, cette courbe n'est pas une courbe de survie, puisqu'il n'existe aucune relation mathématique entre les estimations ponctuelles subséquentes (une propriété mathématique des courbes de survie).

En revanche, la deuxième méthode non économétrique, la courbe géométrique, représente une courbe de survie directement comparable à nos estimations économétriques. Pour produire cette dernière d'après l'équation 4, nous calculons les taux de dépréciation en donnant au taux de dépréciation dégressive des valeurs de type BEA ($DBR=1,65$ pour les machines et le matériel et $0,91$ pour les bâtiments et ouvrages techniques) et calculons des estimations selon l'actif et la durée de vie utile moyenne d'après les données de l'Enquête sur les dépenses en immobilisations et en réparations²³. Ensuite, nous utilisons le taux indirect de dépréciation, calculé d'après l'équation 4, pour représenter graphiquement la courbe subséquent.

²³ Nous avons obtenu les données sur la durée de vie utile pour la période de 1995 à 1997. Les durées de vie utile moyennes sont pondérées selon l'investissement.

Figure 2.3
Courbes comparatives de dépréciation, ordinateurs, matériel et logiciels de traitement de textes connexes

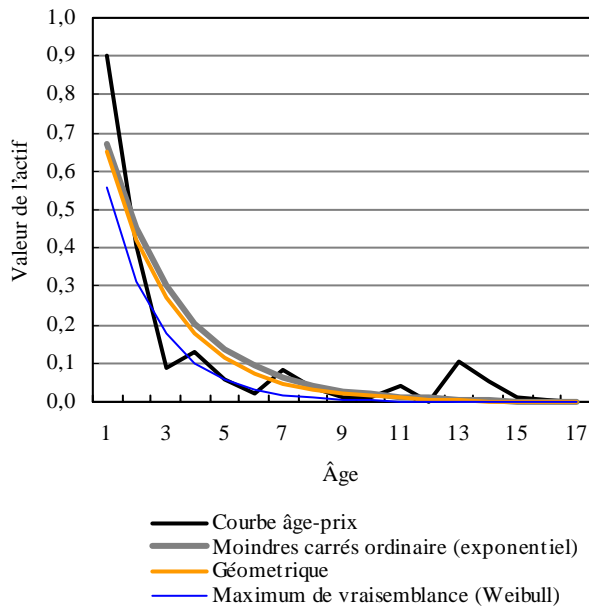
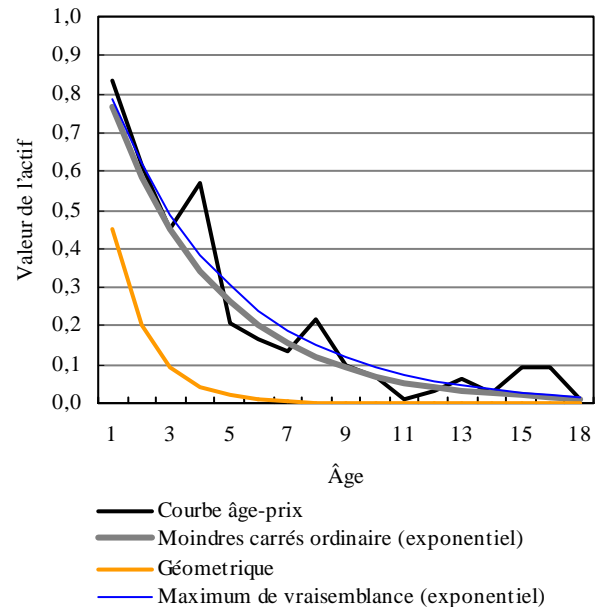


Figure 2.4
Courbes comparatives de dépréciation, automobiles et pièces de rechange importantes

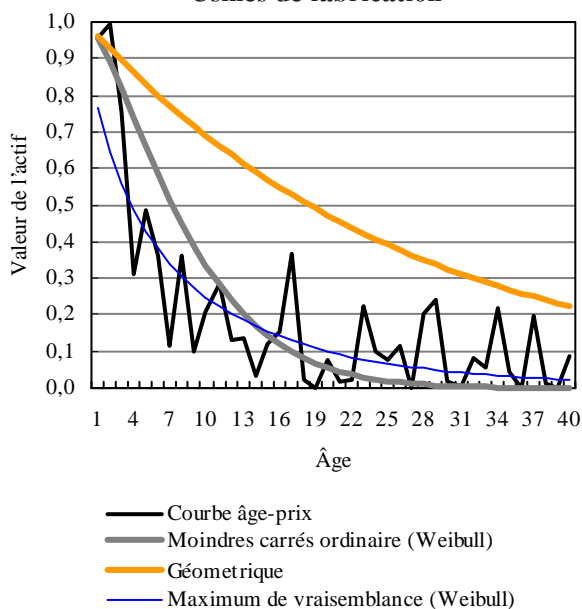


Nous représentons ces résultats graphiquement pour deux actifs de la catégorie des machines et du matériel, à savoir les ordinateurs et les automobiles et pour un actif de la catégorie des bâtiments et ouvrages techniques, à savoir les usines de fabrication.

Les courbes comparatives de dépréciation des ordinateurs sont examinées à la figure 2.3. Le vecteur des rapports déclarés de survie $R(t_1), \dots, R(n)$ qui donne le tracé de la courbe âge-prix est représenté par la ligne continue grasse. Cette courbe âge-prix non économétrique donne une idée de la diminution importante de la valeur de l'actif au début de sa vie utile. Notre modèle du prix moyen MCO (équation 11) est estimé directement d'après cette courbe âge-prix et produit des estimations de la dépréciation qui sont fort semblables à celles obtenues par notre méthode comptable géométrique *ex ante* (équation 4). Notre modèle SMV corrigé pour l'arrondissement de l'âge (équation 27) produit une courbe de dépréciation où la diminution de la valeur de l'actif est plus importante au début de la vie utile de l'actif. Cette formule du maximum de vraisemblance soutient l'hypothèse d'un taux de dépréciation variable, tandis que le modèle des MCO appuie l'hypothèse nulle voulant que le taux soit constant.

Nous examinons les estimations de la dépréciation des automobiles à la figure 2.4. De nouveau, la courbe âge-prix présentée montre que la valeur diminue considérablement au début de la vie utile de l'actif. Ici, les deux méthodes économétriques produisent des courbes fort semblables qui suivent de près celle fondée sur le prix moyen. Les modèles MCO et SMV donnent aussi des preuves que le taux de dépréciation ne varie pas avec l'âge de l'actif. La méthode géométrique *ex ante* produit également (par construction) un taux constant, mais donne des estimations de la dépréciation fort différentes de celles obtenues par n'importe laquelle de nos méthodes économétriques. Cette diminution rapide de la valeur de l'actif est due à la valeur estimative faible de sa durée de vie utile (en moyenne 3 années).

Figure 2.5
Courbes comparatives de dépréciation :
Usines de fabrication



Pour les usines, la courbe âge-prix donnée par les rapports moyens de survie $R(t_1), \dots, R(t_n)$ est assez instable et présente des fluctuations importantes de la valeur des biens durant la deuxième moitié de la vie utile (figure 2.5). Les courbes de dépréciation fondées sur les MCO produites directement d'après ces rapports de prix moyens correspondent à une dépréciation fortement accélérée, avec baisse importante de la valeur de l'actif. Les taux de dépréciation produits par le modèle MCO varient selon le stade du cycle de vie du bien. La courbe MCO atteint son asymptote (avec presque toute la valeur de survie épuisée) après un durée

de vie d'environ 25 ans. La courbe de dépréciation produite par notre modèle SMV est également accélérée, mais la diminution de la valeur de l'actif est plus prononcée au début de la durée de vie utile. Même si, pour cette courbe, la dépréciation diminue à un taux variable, les baisses de la valeur de l'actif durant la deuxième partie du cycle de vie sont plus modestes que dans le cas du modèle MCO. Notre courbe géométrique non-économétrique, fondée sur des valeurs de type BEA du taux de dépréciation dégressive et sur des données récentes sur la durée de vie utile, diffère de nouveau considérablement de nos résultats économétriques. Cette méthode de dépréciation géométrique *ex ante* produit un faible taux de dépréciation (et, parallèlement, de fortes estimations de la fonction de survie) du fait de la combinaison d'un faible *DBR* (0,91) et d'une longue durée de vie utile estimative (24,7 années).

Les résultats susmentionnés se fondent sur des courbes de survie, c'est-à-dire les estimations des probabilités qui retracent l'évolution de la valeur de l'actif à diverses étapes de sa vie utile. L'un des avantages des distributions paramétriques utilisées ici (c'est-à-dire Weibull, exponentielle et géométrique) tient au fait qu'elles permettent de dériver de façon simple des mesures sommaires que l'on peut utiliser pour comparer les diverses courbes de dépréciation. Nous examinons l'une de ces mesures ici.

2.5.3 Durée de valeur moyenne

Pour comparer les écarts entre les courbes de dépréciation, nous calculons la *durée de valeur moyenne*, qui est une mesure simple de tendance centrale, exprimée en années, qui reflète les variations observées de la valeur à tous les stades du cycle de vie d'un bien. Pour nos estimations économétriques de la dépréciation, la durée de valeur moyenne est simplement la moyenne estimative de la distribution de survie. Lorsque les courbes de dépréciation se fondent sur la distribution de Weibull, ou sur la version variant avec l'âge de notre modèle, la durée de valeur moyenne, que nous représentons par *MVL* [pour *mean value life*], est donnée par

$$MVL = \frac{1}{\lambda} \Gamma[(\rho + 1) / \rho]. \quad (28)$$

Pour la version exponentielle (contrainte) de notre modèle, la moyenne est

$$MVL = \frac{1}{\lambda}. \quad (29)$$

Une mesure comparable de tendance centrale peut aussi être calculée d'après notre cadre comptable non-économétrique. Souvenons-nous que le taux de dépréciation géométrique est, d'après l'équation 4, simplement

$$\delta = \frac{DBR}{L} \quad (30)$$

qui détermine la courbure de la courbe subséquente de dépréciation. La moyenne de la courbe géométrique est simplement l'inverse du taux, c'est-à-dire

$$\mu = \frac{1}{\delta} \quad (31)$$

ou, de façon équivalente,

$$\mu = \frac{L}{DBR} \quad (32)$$

L'équation 32 est éclairante, car elle indique comment le taux de dépréciation dégressive *DBR* influe sur le lien entre la valeur économique et la durée de vie physique utile de l'actif. Si *DBR* est égal à l'unité, la durée de valeur moyenne est égale à la durée de vie utile de l'actif. Pareillement, pour les valeurs du taux de dépréciation dégressive *DBR* supérieures à l'unité, la durée de valeur moyenne (conceptuellement, une mesure de tendance centrale) est inférieure à la durée de vie utile. L'équation 32 nous donne donc un prix, ou une valeur, fondée sur les concepts de la méthode comptable géométrique, qui est comparable aux équations 28 et 29.

Nous comparons les durées de valeur moyenne aux tableaux 2.4 et 2.5. De nouveau, nous présentons les estimations produites par nos deux méthodes économétriques, c'est-à-dire le modèle MCO et le modèle SMV décrit par les équations 11 et 27, ainsi que les résultats non économétriques fondés sur l'équation 32. Ici, nous offrons deux estimations non économétriques de la durée de vie moyenne, la première obtenue au moyen du taux double de dépréciation dégressive et la deuxième, au moyen de valeurs de type BEA du taux de dépréciation dégressive (valeurs qui ont été utilisées pour calculer les courbes géométriques à la section 2.5.2).

Nous avons constaté plus haut que notre modèle SMV (équation 27) produit souvent des taux élevés de dépréciation économique. Nous pouvons pousser l'évaluation plus loin en comparant les statistiques sommaires tirées de ce modèle à celles obtenues par la méthode de dépréciation géométrique à taux double, c'est-à-dire la version de notre formule *ex ante* (équation 32) qui produit les taux les plus élevés de dépréciation et en vérifiant si les écarts sont significatifs. Pour une faible majorité de biens de la catégorie des machines et du matériel (14 sur 25), les estimations de la durée de valeur moyenne produites par le modèle SMV sont nettement plus courtes que celles obtenues par la

Tableau 2.4 Durée de valeur moyenne en années, machines et équipement (intervalles de confiance entre parenthèses)

	MCO	SMV	Géométrique DBR=2	Géométrique DBR=1,65
Mobilier de bureau-articles d'ameublement (6001)	4,7 (3,3 6,1)	3,3 (3,2 3,5)	3,0 (3,0 3,1)	3,7 (3,6 3,7)
Ordinateurs-matériel et logiciels de traitement de texte connexes (6002)	2,5 (1,3 3,7)	1,7 (1,7 1,8)	2,3 (2,3 2,4)	2,8 (2,8 2,9)
Mobilier-articles d'ameublement et accessoires autres que pour le bureau (6003)	4,8 (3,1 6,6)	4,7 (4,5 5,0)	4,0 (3,9 4,1)	4,8 (4,7 4,9)
Appareils scientifiques-professionnels et médicaux (6004)	5,3 (3,9 6,6)	3,9 (3,8 4,1)	5,1 (5,0 5,3)	6,2 (6,0 6,5)
Matériel de chauffage-électricité-de plomberie-de climatisation et de réfrigération (6005)	4,4 (3,4 5,4)	3,7 (3,4 4,1)	6,4 (6,2 6,6)	7,8 (7,5 8,0)
Matériel d'antipollution (6006)	1,9 (1,2 2,7)	4,5 (3,7 5,2)	8,8 (8,5 9,1)	10,7 (10,4 11,0)
Équipement de sécurité (y compris armes à feu) (6007)	1,8 (1,1 2,5)	2,2 (1,8 2,6)	5,1 (4,9 5,4)	6,2 (5,9 6,5)
Moteurs-générateurs-transformateurs-turbines-compresseurs et pompes de tous genres (6009)	7,2 (5,7 8,8)	4,0 (3,6 4,5)	11,9 (11,5 12,3)	14,4 (13,9 14,9)
Matériel de construction lourde (6010)	5,5 (4,0 7,0)	5,2 (4,8 5,6)	3,6 (3,4 3,9)	4,4 (4,1 4,7)
Tracteurs et autre équipement de chantiers (6011)	5,3 (3,3 7,3)	5,2 (4,7 5,7)	6,6 (6,1 7,2)	8,0 (7,4 8,7)
Outillage capitalisé et autres outils (6012)	4,4 (2,9 5,9)	2,0 (1,8 2,1)	3,4 (3,2 3,5)	4,1 (3,9 4,3)
Matériel de forage et d'abattage à l'explosif (6013)	5,1 (3,7 6,6)	4,6 (3,8 5,4)	5,8 (5,1 6,6)	7,0 (6,2 8,0)
Automobiles et pièces de rechange importantes (6201)	3,8 (2,1 5,4)	4,2 (4,0 4,3)	1,5 (1,5 1,5)	1,8 (1,8 1,8)
Autobus (toutes catégories) et pièces de rechange importantes (6202)	3,0 (0,5 5,5)	5,0 (4,3 5,7)	5,8 (5,1 6,5)	7,0 (6,2 7,9)
Camions-camionnettes-porteurs-remorqueurs-remorques de camion et de pièces de rechange importantes (6203)	5,1 (3,1 7,0)	4,2 (4,0 4,3)	2,8 (2,7 2,8)	3,4 (3,3 3,4)
Locomotives-wagons-tramways et voitures de métro-autres véhicules de transport urbain rapide et pièces de rechange importantes (6205)	4,7 (3,2 6,2)	6,2 (5,3 7,0)	10,1 (9,7 10,5)	12,2 (11,8 12,7)
Navires-bateaux et pièces de rechange importantes (6206)	7,4 (5,1 9,6)	9,1 (7,3 10,8)	8,1 (6,4 10,1)	9,8 (7,8 12,3)
Aéronefs-hélicoptères-moteurs d'aéronefs et autres pièces de rechange importantes (6207)	12,7 (7,3 18,1)	15,0 (14,2 15,9)	8,9 (8,6 9,2)	10,8 (10,5 11,1)
Autre matériel de transport (6299)	3,9 (2,4 5,4)	2,5 (1,6 3,5)	3,5 (3,2 3,8)	4,2 (3,9 4,6)
Procédés assistés par ordinateur pour procédé de fabrication (6402)	4,3 (3,2 5,3)	3,3 (2,9 3,6)	5,7 (5,5 5,9)	6,9 (6,7 7,1)
Procédés assistés par ordinateur pour communication et matériel connexe (6403)	3,7 (2,8 4,7)	3,1 (2,7 3,5)	5,4 (5,2 5,6)	6,5 (6,4 6,7)
Procédés non-assistés par ordinateur pour manutention (6601)	5,1 (3,3 6,9)	3,3 (3,0 3,7)	5,0 (4,9 5,2)	6,1 (5,9 6,3)
Procédés non-assistés par ordinateur pour procédé de fabrication (6602)	5,2 (3,7 6,8)	3,3 (3,1 3,4)	6,6 (6,5 6,7)	8,0 (7,8 8,1)
Procédés non-assistés par ordinateur pour communications et équipement connexe (6603)	3,8 (2,8 4,7)	1,3 (1,1 1,4)	4,4 (4,2 4,5)	5,3 (5,1 5,5)
Autres machines et matériel (8999)	5,4 (3,6 7,3)	5,4 (4,7 6,1)	4,4 (4,1 4,7)	5,3 (5,0 5,7)

Tableau 2.5 Durée de valeur moyenne en années, bâtiments et ouvrages techniques (intervalles de confiance entre parenthèses)				
	MCO	SMV	Géométrique DBR=2	Géométrique DBR=0,91
Usines de fabrication (1001)	8,5 (6,9 10,1)	7,7 (7,0 8,5)	12,3 (12,0 12,7)	27,1 (26,5 27,8)
Entrepôts-gares de marchandise (1006)	8,7 (6,9 10,5)	16,1 (14,1 18,0)	12,7 (12,2 13,3)	28,0 (26,8 29,1)
Garages d'entretien-ateliers-installations de stockage de matériel (1008)	3,8 (2,6 5,1)	7,4 (6,3 8,6)	13,1 (12,6 13,7)	28,9 (27,7 30,1)
Immeubles de bureaux (1013)	10,8 (8,5 13,1)	13,2 (12,2 14,2)	12,7 (12,3 13,1)	27,9 (27,1 28,8)
Centres commerciaux-magasins (1016)	11,4 (7,0 15,7)	19,4 (16,7 22,1)	13,3 (12,6 14,0)	29,1 (27,6 30,8)
Autres bâtiments industriels et commerciaux (1099)	8,6 (6,0 11,2)	12,9 (11,0 14,9)	12,3 (11,6 13,1)	27,1 (25,4 28,9)
Lignes de téléphone et de câblodiffusion-câbles souterrains et sous marins (3002)	4,8 (3,7 6,0)	2,6 (2,2 3,0)	9,2 (8,6 9,7)	20,1 (18,9 21,4)
Tours de communication-antenne-stations terrestres (3003)	3,1 (2,0 4,3)	7,8 (7,0 8,5)	6,5 (6,2 6,7)	14,2 (13,6 14,8)

méthode de dépréciation dégressive à taux double (tableaux 2.4). Inversement, le modèle SMV corrigé pour l'arrondissement de l'âge ne produit une mesure sommaire de la durée de valeur nettement plus grande que celle obtenue par la méthode à taux double que pour quatre biens de cette catégorie.

Pour la moitié des bâtiments et ouvrages techniques évalués ici (4 sur 8), la durée de valeur moyenne obtenue par le modèle SMV est nettement plus faible que celle obtenue par la méthode de dépréciation dégressive à taux double (tableau 2.5). Dans deux cas sur huit (immeubles de bureaux et autres infrastructures industrielles), les écarts entre ces mesures sommaires ne sont pas quantitativement significatifs. Dans deux autres cas (entrepôts, centres commerciaux), notre modèle SMV produit des estimations nettement plus grandes de cette durée que la méthode de dépréciation dégressive à taux double. Cependant, les estimations de la durée de valeur moyenne obtenues par les méthodes économétriques et de dépréciation dégressive à taux double sont *les unes et les autres* nettement plus faibles que celles obtenues par la méthode géométrique lorsqu'on utilise des valeurs de type BEA pour le taux de dépréciation dégressive à la place de la valeur de deux (2) données au taux double²⁴. Dans tous les cas, cette méthode de dépréciation géométrique de type BEA produit des taux de dépréciation nettement plus faibles.

Nous allons maintenant comparer notre méthode SMV aux méthodes *ex ante* dans un contexte plus large, en évaluant leur effet sur l'estimation du stock de capital.

²⁴ Notons que, d'après l'équation 32, la durée de vie moyenne d'un bien μ , calculée d'après la courbe de dépréciation géométrique, est plus grande que la durée de vie utile L lorsqu'on donne au taux de dépréciation dégressive DBR la valeur de type BEA de 0,91 pour les bâtiments et ouvrages techniques.

2.6 Stock de capital

2.6.1 Estimation du stock de capital selon la méthode de l'inventaire permanent

Ici, nous produisons des estimations du stock de capital fondées sur notre modèle SMV corrigé pour l'arrondissement de l'âge et nous les comparons à deux estimations distinctes du stock de capital basées sur des méthodes de dépréciation *ex ante* (représentées par l'équation 4). Les estimations du stock de capital se fondent sur le modèle de l'inventaire perpétuel

$$K(t) = I(t) + (1 - \delta)K(t - 1) \quad (33)$$

où δ représente un taux géométrique (constant) de dépréciation qui évalue le taux de remplacement.

Pour produire des estimations économétriques de δ , nous estimons la forme contrainte (exponentielle) de notre modèle corrigé pour l'arrondissement de l'âge (équation 27) pour 59 biens distincts et cinq combinaisons de biens²⁵, puis nous utilisons les taux estimatifs de dépréciation obtenus d'après ce modèle pour calculer des taux sommaires agrégés de dépréciation pour 19 groupes de biens différents (six groupes d'actifs pour les bâtiments et ouvrages techniques et 13 groupes d'actifs pour les machines et le matériel)²⁶. Ces 19 groupes d'actifs ont été formés d'après des données chronologiques sur la durée de vie utile.

Nous présentons les taux de dépréciation pour ces groupes d'actifs à l'annexe 2.C.

Dans ce qui suit, nous présentons deux séries d'estimations obtenues au moyen de notre modèle d'estimation de la survie par la méthode du maximum de vraisemblance. La première estimation est fondée sur l'échantillon complet de prix individuels et tous les renseignements utilisables sur les prix de vente et les mises au rebut. La deuxième estimation est fondée sur un échantillon réduit d'observations, où (i) un sous-ensemble de prix nuls (mises au rebut) a été éliminé et (ii) des rajustements choisis ont été apportés à différents taux de dépréciation des actifs en question. Nous avons utilisé cette deuxième méthode pour produire des taux de dépréciation pour la plus récente série d'estimations de la productivité multifactorielle de Statistique Canada. Nous examinons ces rajustements en plus grand détail à l'annexe 2.C.

Nous produisons aussi des estimations du stock de capital au moyen des taux de dépréciation obtenus selon des méthodes comptables d'amortissement géométrique *ex ante*. Comme à la section 2.5, nous fondons ces taux de dépréciation sur des estimations de la

²⁵ Dans certains cas, nous estimons les taux économétriques de dépréciation pour diverses combinaisons de biens afin de contourner les limites de l'échantillon. Nous avons estimé les taux pour cinq de ces combinaisons qui contiennent des données sur les prix de 52 actifs distincts.

²⁶ Comme, à ce stade, notre objectif principal est de produire des taux agrégés de dépréciation pour des groupes d'actifs, nous avons pu utiliser un plus grand nombre de renseignements sur les biens individuels extraits de notre base de données. Pour produire des taux sommaires de dépréciation pour 19 groupes d'actifs, nous avons utilisé plus de 27 300 enregistrements sur 111 biens distincts. Pour les actifs pour lesquels on possède un grand nombre d'enregistrements, nous avons également estimé les taux de dépréciation pour divers groupes de branches d'activité.

Tableau 2.6 Taux comparatifs de croissance du stock de capital réel pour divers modèles de dépréciation (%)

	DBR de type BEA	DDBR	Modèle SMV (échantillon complet)	Modèle SMV (échantillon réduit)
Taux de croissance (1961 à 1995)	3,89	3,32	3,60	4,05
Bâtiments et ouvrages techniques	4,53	4,12	4,78	5,06
Machines et matériel	3,73	3,07	3,10	3,63

durée de vie utile moyenne produite par Statistique Canada d'après les données de l'*Enquête sur les dépenses en immobilisations et en réparations*. Nous avons calculé les durées de vie utile pondérées pour l'investissement pour la période allant de 1995 à 1997 pour chaque catégorie d'actifs requise pour le calcul par la méthode de l'inventaire perpétuel. Puis, nous avons produit deux ensembles distincts d'estimations de la dépréciation en formulant diverses hypothèses concernant le taux de dépréciation dégressive. En premier lieu, nous avons supposé que le taux double de dépréciation dégressive était égal à 2 pour les machines et l'équipement, ainsi que pour les bâtiments et les ouvrages techniques. En second lieu, nous avons donné au taux de dépréciation dégressive des valeurs de type BEA, soit 1,65 pour les machines et le matériel et 0,91 pour les bâtiments et les ouvrages techniques.

Nous présentons nos estimations sur le stock de capital à la figure 2.6. Il convient de souligner que ces estimations sont produites strictement aux fins de la démonstration.

L'estimation *ex ante* de la dépréciation fondée sur des valeurs du taux de type BEA produit les valeurs les plus grandes du stock de capital pour la période allant de 1961 à 1996; viennent ensuite les estimations calculées par la méthode *ex ante* de dépréciation dégressive à taux double. Les taux exponentiels de dépréciation générés par notre modèle économétrique produisent les estimations les plus faibles du stock de capital pour la période susmentionnée, que ce soit au moyen de l'échantillon réduit (voir l'annexe 2.C) ou de tous les renseignements sur les mises au rebut. Pour déterminer le degré de précision intrinsèque de notre méthode économétrique, nous calculons des intervalles de confiance de 5 % autour des estimations du stock de capital. Nous les représentons graphiquement autour de l'estimation du stock de l'échantillon réduit à la figure 2.6. Ces bornes supérieure et inférieure sont virtuellement identiques à l'estimation correspondante. Ainsi, notre modèle SMV produit des estimations très précises du stock de capital.

Examinons maintenant les tendances sur le plan de la croissance du capital. Les estimations de la productivité multifactorielle, qui sont des indicateurs clés du rendement économique, se fondent sur les taux de croissance de l'utilisation des facteurs de production et non sur la valeur ni sur le niveau, des facteurs de production à une période donnée. Les écarts entre les valeurs du stock de capital illustrés à la figure 2.6 pourraient masquer les différences entre les courbes de croissance du capital, parce que chaque estimation se fonde sur un niveau initial, en 1961, différent. Pour comparer l'effet de nos méthodes d'évaluation de la dépréciation sur la croissance du stock de capital, nous commençons par normaliser chaque estimation du stock en fixant la valeur à 100 pour 1961. Les courbes résultantes de croissance sont présentées à la figure 2.7 et au tableau 2.6.

Figure 2.6 Estimations comparatives du stock de capital (prix de 1992)

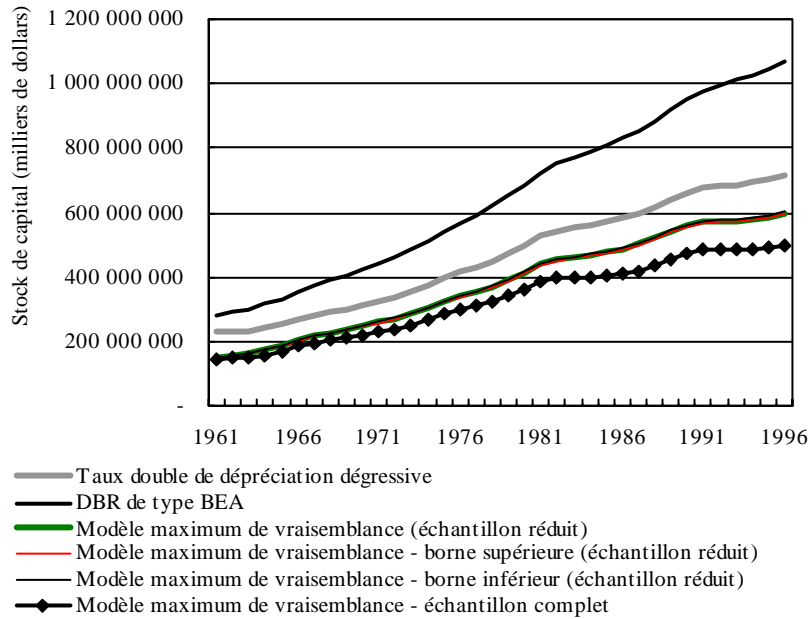
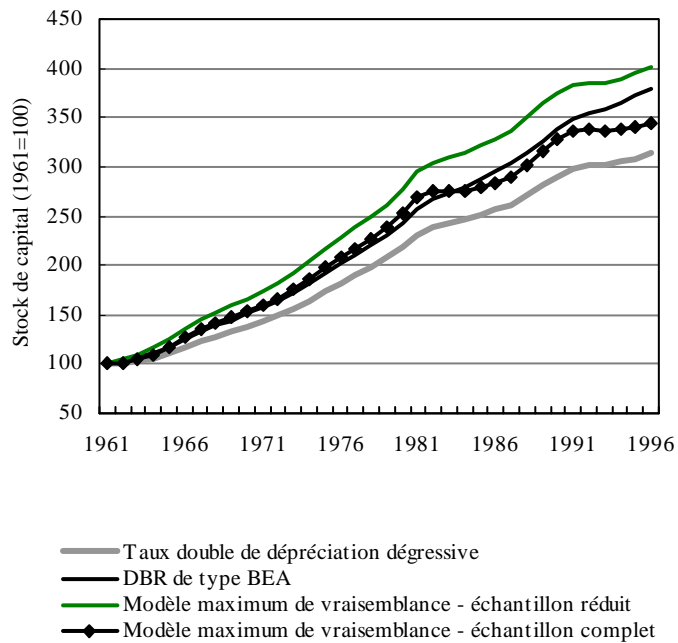


Figure 2.7 Estimations normalisées du stock de capital



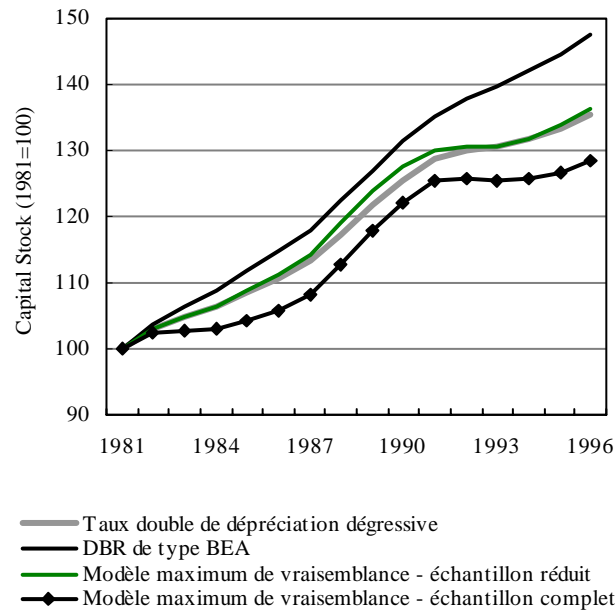
La méthode *ex ante* de dépréciation dégressive à taux double produit la courbe de croissance la moins rapide pour la période de 1961 à 1996, le taux annuel de croissance étant de 3,3 %. Comparativement, les taux de croissance produits par le modèle SMV (échantillon complet) et l'application de taux de dépréciation de type BEA sont de 3,6 % et de 3,9 %, respectivement. Ces deux dernières méthodes d'évaluation de la dépréciation produisent des courbes de croissance plus rapide, et assez semblable, pour la période antérieure à 1980. Toutefois, après 1980, les estimations de la dépréciation calculées selon le modèle SMV (échantillon complet) produisent des courbes de croissance plus comparables à celles obtenues par la méthode de dépréciation dégressive à taux double. La croissance du stock de capital ralentit du début au milieu des années 1980, puis de nouveau après 1991; tendances que nos estimations fondées sur les modèles économétriques rendent particulièrement évidentes. Ce ralentissement apparent de la croissance du stock de capital coïncide avec des années où l'on observe également un fléchissement relatif des rapports bruts d'investissement, c'est-à-dire l'investissement exprimé en pourcentage du PIB (Baldwin et al., 2001). Ces ralentissements postérieurs à 1980 ne s'observent pas lorsqu'on utilise les estimations de la dépréciation obtenues en appliquant des taux de type BEA, puisque l'évolution du stock de capital reflète en grande partie la tendance antérieure à 1980. Le profil de croissance obtenu au moyen du modèle SMV (échantillon réduit) reflète aussi la tendance obtenue par la méthode de dépréciation dégressive à taux double. Cette méthode d'estimation produit un taux plus élevé de croissance du capital (4,1 %) que toute autre estimation de la dépréciation présentée ici.

Les résultats susmentionnés donnent à penser que notre modèle *ex post* de survie produit des taux de croissance du stock de capital plus élevés, du moins comparativement à la méthode plus traditionnelle de dépréciation dégressive à taux double. Bien que les estimations économétriques de la dépréciation d'actifs distincts compris dans notre échantillon produisent souvent une courbe de décroissance abrupte de la valeur de l'actif, elles ne se traduisent pas par une baisse abrupte des taux de croissance du stock de capital lorsque nous intégrons notre méthode dans le cadre comptable de l'inventaire permanent. Le lien entre les taux particuliers de dépréciation d'actifs et les estimations globales du stock de capital ne se dégage pas simplement; il dépend de la façon dont sont agrégés les actifs individuels et, ensuite, de la façon dont ces agrégats sont pondérés pour produire des estimations expérimentales du stock de capital.

Il convient toutefois de souligner que les conclusions ci dessus sur les courbes de croissance relatives à long terme dépendent de l'année de base choisie pour normaliser les niveaux du stock de capital. Nous avons choisi 1961 comme point de départ pour ces exercices concernant le stock de capital, parce que notre objectif initial est de caractériser les tendances à long terme. Si nous choisissons une autre année, plus récente, comme année de base pour la normalisation, à titre d'exemple 1981, nous tirerions peut-être des conclusions différentes. Nous examinons à la figure 2.8 les courbes de croissance obtenues en prenant 1981 comme année de base pour la normalisation.

Durant cette période plus récente, les diverses méthodes d'évaluation de la dépréciation mènent à des conclusions différentes concernant la croissance du stock de capital. Les taux de dépréciation de type BEA produisent un taux de croissance nettement plus élevé (taux annuel moyen de 2,6 %) que les autres méthodes de dépréciation. Les estimations de la dépréciation au moyen de notre modèle SMV (échantillon réduit) produisent un profil très similaire à celui obtenu au moyen des estimations calculées par la méthode *ex ante* de dépréciation dégressive à taux double (les deux produisent un taux de croissance de 2,1 %). Les estimations produites par notre modèle SMV fondés sur des échantillons complets de prix produisent le taux de croissance le plus faible, soit de 1,7 %.

Figure 2.8 Estimations normalisées du stock de capital



2.7 Conclusion

Dans le présent chapitre, nous utilisons des modèles de survie de Weibull pour estimer des courbes de dépréciation économique d'après de riches échantillons de données sur le prix des actifs usagés et les mises au rancart. Nous proposons trois variantes du cadre d'estimation, à savoir un modèle linéaire simple estimé d'après les prix moyens et deux modèles fondés sur l'estimation du maximum de vraisemblance qui produisent des estimations de la dépréciation directement d'après des échantillons de microdonnées. Notre deuxième formulation du modèle fondés sur le maximum de vraisemblance comprend une correction pour tenir compte des préférences de chiffres.

Les courbes de dépréciation produites par nos méthodes économétriques sont, dans l'ensemble, des courbes âge-prix de forme convexe. Des baisses de la valeur économique au début de la vie utile du bien sont manifestes pour nombre d'entre-eux de la catégorie des machines et du matériel, ainsi que pour certains bâtiments et ouvrages techniques. Les conclusions quant à la constance du taux de dépréciation au cours de la vie utile du bien sont mitigées.

Différentes formulations économétrique de notre modèle Weibull peuvent donner lieu à des impressions discordantes quant à la rapidité avec laquelle la valeur de l'actif diminue au cours de sa vie utile. Selon nous, le modèle du maximum de vraisemblance corrigé pour l'arrondissement de l'âge devrait être considéré comme le mode optimal d'estimation, puisqu'il utilise pleinement les données d'échantillon et tient compte des habitudes d'arrondissement de l'âge dans les données sur les prix. Les comparaisons entre notre modèle SMV et les méthodes *ex ante* de dépréciation géométrique révèlent, en premier lieu, que nos méthodes économétriques produisent des niveaux comparativement élevés de dépréciation et, en deuxième lieu, que les taux *ex ante* sont particulièrement sensibles au choix du taux de dépréciation dégressive.

Nous comparons ensuite nos méthodes économétriques aux méthodes de dépréciation géométrique *ex ante* en produisant d'autres estimations du stock de capital. Nous estimons pour cela une version avec contrainte (exponentielle) de notre modèle de survie corrigé pour l'arrondissement de l'âge et produisons des taux agrégés de dépréciation pour divers groupes d'actifs. Nous produisons deux estimations du stock de capital au moyen de notre méthode économétrique, la première fondée sur tous les renseignements utilisables sur les prix et les mises au rancart et la deuxième, sur des échantillons de données plus restreintes qui éliminent les renseignements potentiellement faux sur les mises au rancart. Dans ce deuxième cas, nous avons aussi apporté plusieurs rajustements à nos taux économétriques de dépréciation.

Nous calculons ensuite les taux géométriques *ex ante* de dépréciation pour ces groupes d'actifs en nous fondant sur diverses hypothèses quant au taux de dépréciation dégressive et nous comparons les estimations subséquentes du stock de capital. Lorsqu'on examine les valeurs du stock de capital obtenues pour la période de 1961 à 1996, on constate que notre méthode économétrique produit des estimations plus faibles du stock de capital que la méthode géométrique *ex ante*. Si l'on normalise les estimations pour étudier les écarts des taux de croissance durant la période, notre méthode économétrique produit des estimations plus élevées de la croissance du stock de capital que celles produites par la méthode géométrique à taux double.

Bibliographie

Akerlof, G. 1970. « The market for lemons », *Quarterly Journal of Economics*, pp. 488-500.

Baldwin, J.R., D. Beckstead, N. Dhaliwal, R. Durand, V. Gaudreault, T. Harchaoui, J. Hosein, M. Kaci, J.P. Maynard. 2001. *Croissance de la productivité au Canada*. N° 15-204-XPF au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.

Christensen, L.R. et D.W. Jorgenson. 1969. « The Measurement of U.S. Real Capital Input, 1929-67 » *Review of Income and Wealth* 16: pp. 19-50.

Coen, R.M. 1975. « Investment Behavior, The Measurement of Depreciation, and Tax Policy » *American Economic Review* 65, 1: pp. 59-74.

Cox, D.R., et D. Oakes. 1984. *Analysis of Survival Data*. New York: Chapman and Hall.

Fortin, N. 1991. « Fonctions de production et biais d'agrégation », *Annales d'Économie et de Statistique*, 1. 20/21: pp. 41-68.

Fraumeni, B.M. 1997. « The Measurement of Depreciation in the U.S. National Income and Product Accounts » *Survey of Current Business*. July: pp. 7-23.

Greene, W.H. 1981. « On the Asymptotic bias of the Ordinary Least Squares Estimator of the Tobit Model » *Econometrica* 49: pp. 505-513.

Hall, R.E. 1971. « The Measurement of Quality Changes from Vintage Price Data. » In *Price Indexes and Quality Change*. Z. Griliches (ed.). Cambridge: Harvard University Press. pp. 240-271.

Hastings, N.A.J. et J.B. Peacock. 1975. *Statistical Distributions*. London: Butterworths.

Heckman, J. et B. Singer. 1984. « A Method for Minimizing the Impact of Distribution Assumptions in Econometric Models for Duration Data. » *Econometrica* 52, 2: pp. 271-320.

Hulten, C.R. et F.C. Wykoff. 1981. « The measurement of economic depreciation, » In *Depreciation, Inflation, and the Taxation of Income from Capital*. Charles R. Hulten (ed). Washington, DC: The Urban Institute Press. pp. 81-125.

Jaggia, S. 1991a. « Specification Tests Based on the Heterogeneous Generalised Gamma Model of Duration: With an Application to Kennan's Strike Data » *Journal of Applied Econometrics*. 6: pp. 169-180.

Jaggia, S. 1991b « Tests of Moment Restrictions in Parametric Duration Models » *Economics Letters* 37: pp. 35-38.

Jorgenson, D.W. 1994. *Empirical Studies of Depreciation*. Document de recherche de l'institut, recherche en économie de l'Université Harvard. N° 1704, Décembre.

Kiefer, N. M. 1985. « Specification Diagnostics Based on Laguerre Alternatives For Econometric Models of Duration », *Journal of Econometrics*, 28: pp. 135-54.

Kiefer, N.M. 1988. « Economic duration data and hazard functions, » *Journal of Economic Literature* 26: pp. 646-679.

Koumanakos, P. et J.C. Hwang. 1988. *The Forms and Rates of Economic Depreciation, The Canadian Experience*. Présenté lors du 50^{ème} anniversaire de la conférence sur la recherche sur le revenu et la richesse, Washington, DC, Mai 1988.

Lagakos, S.W. 1979. « General Right Censoring and Its Impact on The Analysis of Survival Data. » *Biometric* 35, mars : pp. 139-156.

Lancaster, T. 1985a. « Generalized Residuals and Heterogeneous Duration Model: With Applications to the Weibull Model » *Journal of Econometrics*, 28: pp. 155-69.

Lancaster, T. 1985b « Residuals Analysis for Censored Duration Data », *Economics Letters* 18: pp. 35-38.

Lawless, J.F. 1982. *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*. New York: John Wiley & Sons.

Leug, S.F. et W.H. Wong. 1990. « Nonparametric Hazard Estimation with Time-varying Discrete Covariates », *Journal of Econometrics*, 45, 3: pp. 309-330.

Pagan, A. R. et F. Vella. 1989. « Diagnostic Tests for Models Based on Individual Data: A Survey » *Journal of Applied Econometrics*, 4 (S): pp. S29-S59.

Silverberg, E. 1990. *The Structure of Economics : A Mathematical Approach*, deuxième édition, chapitre 2, McGraw Hill, N. Y.

Tauchén, G. 1985. « Diagnostic Testing of Maximum Likelihood Models » *Journal of Econometrics*, 30: pp. 415-443.

Wayne, N. 1982. *Applied Life Data Analysis*. New York: J. Wiley & Sons.

Annexe 2.A : Détection des valeurs aberrantes et stratégie d'épuration des données

Lors de la préparation des échantillons d'actifs en vue de produire les estimations, nous avons repéré des sous-ensembles d'enregistrements qui, comparativement à la majorité des observations faites sur les catégories d'actifs auxquelles ils appartenaient, présentaient soit un prix de revente fortement sous-estimé au tout début de la vie utile du bien ou un prix de revente fortement surestimé à la fin de la vie utile de l'actif. Comme nous l'avons mentionné à la section 2.3, nous avons éliminé ces enregistrements aberrants de nos échantillons d'actifs. En principe, nous pourrions repérer ces valeurs pour un actif après l'autre, par examen visuel des graphiques âge-survie. Cependant, cette façon de faire comporte un haut degré de subjectivité et pourrait aboutir à des incohérences de traitement pour certains types d'observations faites sur les diverses catégories d'actif. Par conséquent, nous fondons notre méthode de détection des valeurs aberrantes sur un ensemble de règles systématiques que nous décrivons plus bas.

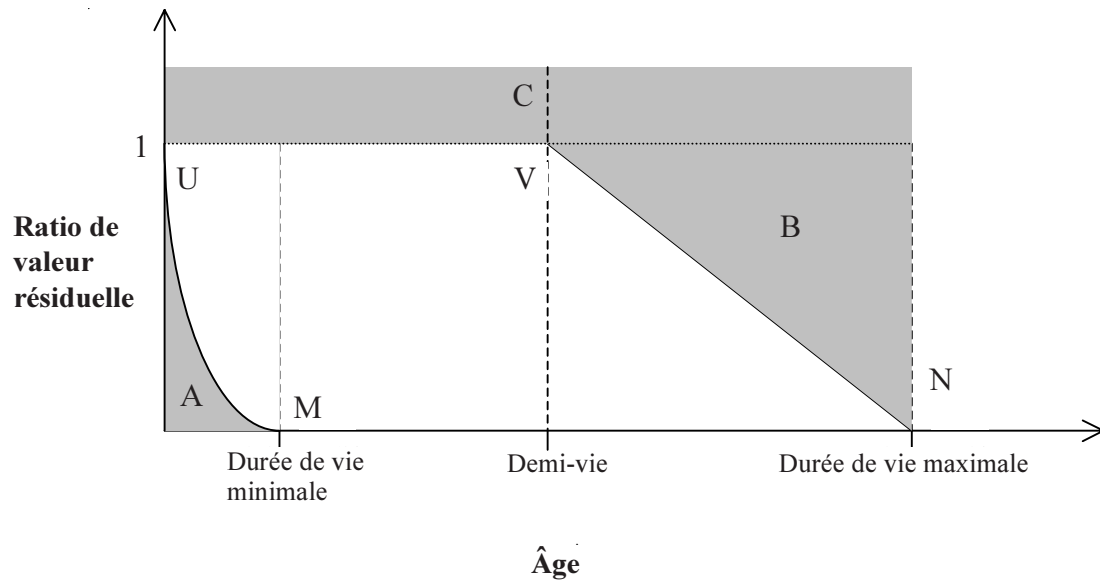
En premier lieu, nous calculons les durées de survie minimale et maximale pour un actif donné d'après les renseignements sur les mises au rebut, enregistrements pour lesquels le prix de vente est nul, mais qui contiennent des renseignements sur la valeur comptable brute et l'âge. Nous supposons d'abord que l'âge de mise hors service d'un actif (exprimé sous forme logarithmique) obéit à la loi normale. Nous représentons ceci graphiquement à la figure 2.A1. Les limites : inférieure et supérieure, correspondent aux âges le plus précoce et le plus avancé de mise hors service au niveau de confiance de 10 %. Nous définissons la durée minimale de survie comme étant la borne inférieure et la durée maximale de survie comme étant la borne supérieure pondérée par un facteur de correction de 1,2²⁷.

Tous les enregistrements compris dans les zones A, B et C sont supprimés de l'échantillon. La zone A comprend les enregistrements pour lesquels le taux de survie est « déraisonnablement faible » à un âge précoce. Cette zone est limitée par une frontière quadratique reliant le point U (point de « départ »)²⁸ et l'âge minimal M (c'est-à-dire la borne inférieure en deçà de laquelle les prix de vente nuls sont rejetés). La zone B comprend les enregistrements pour lesquels le taux de survie est « déraisonnablement élevé » à un stade avancé de la durée de vie utile. Cette zone est limitée par une frontière linéaire reliant le point V (qui correspond à un taux de survie équivalent à la moitié de la durée de vie maximale) et un point N (durée de vie maximale). La zone C comprend tous les enregistrements pour lesquels le taux de survie est supérieur à l'unité (c'est-à-dire les actifs dont la valeur en dollars constants augmente).

²⁷ Nous faisons cette correction par pondération afin de définir grossièrement des zones symétriques de rejet de chaque côté de la distribution.

²⁸ Autrement dit, le point qui correspond à un âge nul et un taux de survie unitaire.

Figure 2.A1: Détection des valeurs aberrantes



Annexe 2.B : Résidus généralisés, tests de spécification et d'hétérogénéité

En nous inspirant de Lancaster (1985a), nous utilisons des résidus généralisés pour élaborer des spécifications et des tests d'hétérogénéité.

En s'appuyant sur le fait que les risques intégrés sont des erreurs généralisées dont la distribution est exponentielle unitaire, Lancaster s'est servi des fonctions génératrices des moments $\varepsilon(t)$ et du logarithme de $\varepsilon(t)$ pour définir des tests de spécification pour n'importe quelle distribution utilisée en analyse de survie. Dans le cas des données non censurées, les risques intégrés calculés d'après les estimations du maximum de vraisemblance fournissent les résidus généralisés $e(t)$. Par conséquent, pour la distribution de Weibull

$$f(t) = (\lambda t)^{\rho-1} \lambda \rho \exp(-\lambda t)^\rho \quad (\text{B1})$$

Nous calculons les résidus généralisés sous la forme

$$e(t) = (\hat{\lambda} t_i)^{\hat{\rho}} \quad (\text{B2})$$

où $\hat{\lambda}$ et $\hat{\rho}$ sont les estimateurs du maximum de vraisemblance (MV).

Dans le cas de la censure à droite, Lancaster (1985b)²⁹ a calculé le résidu généralisé d'après les estimations MV de la moyenne conditionnelle de l'erreur généralisée. Il a utilisé l'espérance

$$E(\varepsilon(T) | T > s) \quad (\text{B3})$$

où T représente la variable aléatoire et s , le moment de la censure.

Si l'on représente par $f(t)$ la fonction de densité de $\varepsilon(t)$ (exponentielle unitaire) et par $\Pr(T>s)$ la probabilité que T soit supérieur à s , l'espérance conditionnelle devient

²⁹ La formule utilisée par Lancaster pour la distribution de Weibull est légèrement différente de la nôtre. Dans son cas, l'exposant ρ s'applique uniquement à t , la variable de temps.

$$E(\varepsilon(T) | T > s) = \int_s^{\infty} \frac{\varepsilon(t) f(\varepsilon(t))}{\Pr(T > s)} dt = \quad (B4)$$

$$\int_s^{\infty} \frac{\varepsilon(t) \exp(-\varepsilon(t))}{\exp(-\varepsilon(s))} d\varepsilon(t) = \left| \frac{-\exp(-\varepsilon(t)) - \varepsilon(t) \exp(-\varepsilon(t))}{\exp(-\varepsilon(s))} \right|_s^{+\infty} = 1 + \varepsilon(s)$$

En suivant la même démarche, nous calculons maintenant l'erreur généralisée dans le cas de censure à gauche. Nous obtenons l'expression³⁰

$$E(\varepsilon(T) | T < s) = \int_0^s \frac{\varepsilon(t) f(\varepsilon(t))}{\Pr(T < s)} dt = \int_0^s \frac{\varepsilon(t) \exp(-\varepsilon(t))}{1 - \exp(-\varepsilon(s))} d\varepsilon(t) = \quad (B5)$$

$$\left| \frac{-\exp(-\varepsilon(t)) - \varepsilon(t) \exp(-\varepsilon(t))}{1 - \exp(-\varepsilon(s))} \right|_0^s = 1 - \frac{\varepsilon(s) \exp(-\varepsilon(s))}{1 - \exp(-\varepsilon(s))}$$

à partir de laquelle nous calculons les résidus généralisés. Rappelons que notre fonction du maximum de vraisemblance a la forme générale

$$L = \sum_i w_i [(1 - R_i) F(t_i) - R_i S(t_i)] \quad (B6)$$

où R_i représente le rapport de survie (prix), w_i représente le poids en dollars constants, et $F(t_i)$ et $S(t_i)$ représentent les fonctions de densité cumulative et de survie, respectivement. Puisque nous sommes dans des conditions de double censure, tous les temps observés sont considérés comme des points de censure. Le résidu généralisé devient un mélange des équations B5 et B6. Nous obtenons

$$\hat{\varepsilon} = (1 - R_i) \left\{ 1 - \frac{\varepsilon(t_i) \exp(-\varepsilon(t_i))}{1 - \exp(-\varepsilon(t_i))} \right\} + R_i (1 + \varepsilon(t_i)) \quad (B7)$$

En nous servant des estimateurs MV provenant de la distribution de Weibull, nous pouvons montrer que la moyenne pondérée des résidus est égale à l'unité. Selon la méthode proposée par Tauchen (1985), et les travaux de Pagan et Vella (1989), Jaggia (1991a, 1991b) a élaboré des tests applicables à la spécification et à l'hétérogénéité des modèles de durée. Cette méthode a pour avantage de tenir compte de la corrélation possible entre les tests. Étant donné que les résidus généralisés obéissent à une distribution exponentielle unitaire, leurs moments théoriques sont connus et l'on peut se servir de n'importe quelle combinaison de ces moments pour élaborer un test³¹.

³⁰ Nous utilisons l'identité $\int x e^{-x} dx = -e^{-x} - x e^{-x}$.

³¹ Kiefer (1985) propose l'utilisation des polynômes de Laguerre dans une construction similaire.

$$\chi^2_k = RW' M (M' M - M' D (D' D)^{-1} D' M)^{-1} M' RW \quad (\text{B8})$$

où k représente le nombre de moments testés simultanément et RW est un vecteur de colonnes de longueur n contenant la racine carrée des coefficients de pondération. M représente une matrice $n \times k$ des termes individuels du moment, tandis que D représente le gradient empirique de la fonction du maximum de vraisemblance. Pour M et D , les éléments individuels sont prémultipliés par la racine carrée du coefficient de pondération, si bien que la statistique χ^2 respecte le système de pondération.

Deux tests connexes ont été élaborés afin de vérifier la spécification et l'hétérogénéité. Les hypothèses nulles ont été rejetées catégoriquement.

Les résultats de nos tests d'hétérogénéité et de spécification et leurs conséquences doivent être examinés en contexte. La raison pour laquelle nous avons spécifié un modèle de survie fondé sur la loi de Weibull est que, *a priori*, ce modèle produit une caractérisation analytiquement sensible au processus de dépréciation, que l'on peut facilement rapprocher de celle donnée par les méthodes comptables géométriques. Bien que nos tests statistiques rejettent l'hypothèse que la Weibull est la distribution appropriée, il pourrait être difficile de définir un cadre paramétrique *généralisé* mieux adapté si les courbes de dépréciation des actifs sont très hétérogènes. Rien ne nous porte vraiment à croire que l'adoption d'une autre forme paramétrique, plus perfectionnée, améliorerait considérablement nos résultats. Comme le souligne Heckman et Singer (1984), on court le risque de sur-paramétriser le modèle sans en augmenter le pouvoir explicatif.

Une autre méthode consiste à abandonner le cadre paramétrique généralisé et à définir divers modèles paramétriques particuliers aux actifs individuels. Cependant, cette méthode pourrait compliquer nombre de nos analyses, et rendre les comparaisons difficiles. En outre, elle briserait le lien conceptuel entre nos estimations exponentielles (c'est-à-dire Weibull à contrainte) de la dépréciation économique et les taux de remplacement que nous utilisons pour calculer les estimations du stock de capital selon le modèle de l'inventaire permanent.

À part ces questions concernant les paramètres, l'hétérogénéité de nos échantillons de données, donne à penser que nous devrions essayer d'intégrer des renseignements supplémentaires dans l'analyse du processus de dépréciation. L'ajout de covariables macroéconomiques, au niveau de la branche d'activité et particulières à l'entreprise, renforcerait le cadre d'estimation.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Annexe 2.C : Facteurs de dépréciation pour l'estimation du stock de capital

Nos estimations expérimentales du stock de capital sont fondées sur des taux de dépréciation constants, c'est-à-dire, invariants selon l'âge, qui correspondent à différents groupes d'actifs. En tout, nous avons calculé des taux sommaires de dépréciation pour 19 groupes d'actifs différents : 13 pour les machines et le matériel et 6 pour les bâtiments et ouvrages techniques. Ensemble, ils représentent la partie non-résidentielle du stock de capital. Deux considérations méthodologiques importantes influencent nos estimations économétriques de ces taux, à savoir (1) la méthode d'agrégation retenue pour produire les taux sommaires pour des actifs distincts et (2) l'inclusion/exclusion de certains prix nuls lors du calcul de ces taux. Nous examinons ces questions ci-dessous.

2.C.1 Agrégation des renseignements sur les actifs pour produire des taux sommaires de dépréciation

Nous appliquons le modèle SMV selon une démarche ascendante pour calculer les taux exponentiels. Pour produire un taux sommaire pour un groupe d'actifs, nous estimons des taux distincts de dépréciation pour les divers actifs compris dans le groupe, puis nous regroupons ces données (en calculant la durée de vie moyenne pondérée des actifs) pour obtenir le taux de dépréciation agrégé ou sommaire. Nous utilisons cette méthode pour réduire le biais dû à l'hétérogénéité et produire des estimations plus efficaces.

2.C.2 Élimination des « valeurs nulles problématiques » des échantillons d'actifs

Nos résultats économétriques pour divers actifs, exposés à la section 5, sont fondés sur des échantillons d'actifs d'occasion qui comprennent à la fois des prix de vente positifs et des mises au rebut, ces dernières donnant une valeur nulle pour le taux de survie calculé selon l'équation 7. À l'occasion de présentations précédentes de l'étude, plusieurs experts de la comptabilité nationale se sont inquiétés de l'effet important que pourrait avoir sur l'estimation du stock de capital le nombre élevé de mises au rancart (c'est-à-dire d'observations pour lesquelles le prix est nul) dans nos échantillons de biens. En principe, l'inclusion d'observations pour lesquelles le prix est nul est un élément essentiel du processus d'estimation, parce qu'elle réduit le biais de sélection qui entacherait les résultats si les taux de dépréciation étaient fondés uniquement sur les actifs encore en service. Ceci dit, il se pourrait qu'une partie de ces observations nulles soient erronées, ce qui nous amènerait à surestimer le taux de dépréciation.

Pour répondre à cette préoccupation, nous utilisons les distributions des résidus généralisés pour repérer et éliminer les observations pour lesquelles un prix nul est une donnée potentiellement erronée. Notre approche des résidus généralisés est fondée sur la méthode élaborée par Lancaster (1985b) exposée à l'annexe 2.B. Essentiellement, nous utilisons des résidus calculés pour l'échantillon pour détecter les écarts statistiques entre les observations pour lesquelles le prix est nul et celles pour lesquelles il est positif.

Nous calculons d'abord le logarithme des résidus généralisés pour les échantillons complets d'actifs (à cette fin, nous utilisons certaines données au niveau de la branche d'activité, car la prévalence des observations pour lesquelles le prix est nul est corrélée à l'appartenance à une branche d'activité donnée). Puis, nous comparons ces résidus aux résultats obtenus pour les sous-échantillons correspondants aux prix nuls. Nous éliminons les données sur ces sous-échantillons à moins que les différences entre les sous-échantillons ne soient pas statistiquement significatives. Enfin, nous estimons la dépréciation en nous fondant sur les observations retenues. Dans la partie de la section 2.6 traitant de l'estimation du stock de capital, nous appelons ce modèle la version fondée sur « l'échantillon réduit » du modèle SMV.

2.C.3 Taux sommaires de dépréciation fondés sur l'échantillon réduit

Notre méthode de calcul des taux de dépréciation d'après cet échantillon réduit est fondée sur un ensemble de règles de décision. Il convient de noter que nous appliquons ces règles à des actifs individuels avant de générer les groupes de biens agrégés.

En premier lieu, nous comparons l'estimation de la dépréciation selon le modèle SMV obtenue pour l'échantillon complet à celle calculée à partir de l'échantillon réduit obtenu par élimination des observations potentiellement erronées pour lesquelles le prix est nul. Si ces taux sont similaires, nous choisissons celui calculé d'après l'échantillon réduit.

Lorsque, pour un actif donné, les estimations produites pour l'échantillon complet diffèrent de façon significative de celles produites pour l'échantillon réduit, nous considérons une estimation *ex ante* (non économétrique) fondée sur le double taux de dépréciation dégressive (c'est-à-dire un taux calculé d'après des données d'enquêtes récentes sur la durée de vie utile). Nous utilisons ce taux *ex ante* non économétrique au lieu du taux économétrique calculé pour l'échantillon réduit dans les cas où il est inférieur à ce dernier. Si ces comparaisons ne permettent pas de choisir clairement le taux de dépréciation, nous sélectionnons l'estimation de la dépréciation la plus faible parmi celles résultant de l'application des trois méthodes examinées : le taux produit par le modèle SMV (échantillon complet), le taux produit par le modèle SMV (échantillon réduit) et le taux produit par la méthode géométrique de dépréciation dégressive à taux double. Dans le cas d'actifs individuels pour lesquels le nombre d'observations est faible, nous appliquons le double taux de dépréciation dégressive. Enfin, nous apportons un petit nombre de rajustements aux estimations finales.

Les estimations de la dépréciation du stock de capital utilisées sont indiquées ci-dessous.

Table 2.C1 Taux de dépréciation pour les actifs non-résidentiels				
Groupe d'actifs	MLS (échantillon complet)	MLS (échantillon réduit avec rajustements)	Géométrique DBR = 2	Géométrique DBR = 1,65
1 Meubles de bureau, articles d'ameublement	0,34	0,33	0,33	0,27
2 Ordinateurs et matériel de bureau	0,59	(0,51 0,58)*	0,43	0,35
3 Appareils et matériel de maison et de service	0,23	0,14	0,22	0,18
4 Appareils et matériel électriques industriels	0,23	0,19	0,10	0,08
5 Appareils et matériel non électriques industriels	0,28	0,22	0,27	0,22
6 Conteneurs industriels	0,08	0,05	0,21	0,17
7 Convoyeurs et camions industriels	0,32	0,18	0,18	0,14
8 Automobiles et autobus	0,24	0,20	0,66	0,54
9 Camions (sauf les camions industriels) et remorques	0,25	0,20	0,36	0,29
10 Locomotives, navires et pièces de rechange importantes	0,16	0,12	0,11	0,09
11 Aéronefs, moteurs d'aéronefs et autres pièces de rechange importantes	0,06	0,06	0,11	0,09
12 Matériel de communication	0,27	0,20	0,17	0,14
13 Autre matériel	0,21	0,20	0,21	0,10
14 Construction de bâtiments non résidentiels	0,08	0,07	0,08	0,04
15 Construction de routes, d'autoroutes et de pistes d'aéroport	0,16	0,10	0,14	0,06
16 Construction d'infrastructures gazières et pétrolières	0,20	0,08	0,06	0,03
17 Construction de centrales électriques, de barrages et de structures d'irrigation	0,15	0,06	0,06	0,03
18 Construction de voies, de chemins de fer et d'installations de télécommunication	0,11	0,10	0,12	0,05
19 Autres ouvrages techniques	0,24	0,08	0,07	0,03

* Des estimations distinctes sont fournies pour les secteurs des actifs et services, respectivement.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



3

Changement de la composition de la population active canadienne et son influence sur la croissance de la productivité

WULONG GU, MUSTAPHA KACI, JEAN-PIERRE MAYNARD ET MARY-ANNE SILLAMAA

3.1 Introduction

La croissance de la productivité constitue un indicateur clé de la performance économique d'un pays que surveillent de près les analystes économiques. À long terme, la croissance de la productivité est considérée comme l'un des déterminants essentiels de l'amélioration du niveau de vie des individus. C'est ainsi que les gouvernements ont adopté une grande diversité de politiques telles des déductions pour amortissement accéléré, afin d'inciter les entreprises et les travailleurs à améliorer la productivité et la compétitivité internationale des subventions à la recherche et développement (R.-D.) ou des appuis à l'adoption de pratiques novatrices de gestion.

Statistique Canada calcule deux grandes mesures de la croissance de la productivité dans le secteur des entreprises, soit la productivité du travail et la productivité multifactorielle. La première se définit comme la production par unité de travail et la seconde, comme la production par unité combinée de travail et de capital.

La mesure de la productivité du travail est partielle, car elle ne tient compte que du facteur travail. Les mesures de la productivité multifactorielle sont plus larges, puisqu'elles capturent l'efficacité par laquelle les intrants combinés en travail et capital sont utilisés dans la production.

La productivité du travail peut s'accroître parce que l'efficacité des processus de production s'améliore en général ou que la quantité de capital augmente par unité de travail. Comme les mesures de la productivité multifactorielle tiennent compte des changements à la fois dans le travail et le capital, elles appréhendent de plus près les augmentations d'efficacité, où cette dernière est définie d'une façon large pour inclure les variations de la taille des établissements, les changements organisationnels et technologiques et les externalités¹.

La productivité du travail est une mesure moins complète que la productivité multifactorielle, mais certains analystes jugent que la première est estimée avec plus de précision. Elle nécessite seulement de mesurer la croissance du facteur travail. Cette mesure peut être dérivée d'une façon relativement simple à partir de données d'enquête. Elle continue d'être largement utilisée comme mesure de la performance économique. L'amélioration de la productivité du travail au fil des ans est étroitement liée aux augmentations des salaires des travailleurs.

¹ Dans certaines estimations de la productivité multifactorielle, on tente aussi d'isoler ces divers effets (voir Baldwin et al., 2001, chapitre 8).

Par ailleurs, les mesures de la productivité multifactorielle nécessitent des estimations à la fois du facteur travail et du capital. Pour estimer la croissance du capital, il faut des données sur les investissements, des estimations des taux de dépréciation et de la durée de vie des actifs. Ce sont des aspects qui sont en soi plus difficiles à mesurer.

Indépendamment de ces questions, les deux mesures de la productivité sont largement utilisées pour analyser les changements de l'économie. L'une et l'autre nécessitent la croissance de l'apport en main-d'œuvre entrant dans le processus de production. L'apport en main-d'œuvre peut augmenter parce que le nombre d'heures travaillées s'accroît ou parce que les services du travail par heure travaillée augmentent. La main-d'œuvre devient alors, peut-être plus qualifiée et donc plus productive. Pour appréhender ce dernier effet, il faut concevoir des mesures de la croissance des services du travail qui tiennent compte de la productivité relative des différents groupes de travailleurs.

Une mesure habituellement utilisée de la croissance des services de main-d'œuvre comme facteur de production est celle du taux de croissance du nombre total d'heures travaillées. Dans ce cas, on pondère implicitement la croissance des heures travaillées des diverses catégories de travailleurs par la part des heures travaillées de chaque catégorie dans la période de référence. Dans des mesures de croissance où les heures travaillées sont agrégées pour toutes les catégories de travailleurs sans distinction de qualification, on traite ces heures comme étant les mêmes d'une catégorie à l'autre (pour les plus instruits comme pour les moins instruits, pour les travailleurs expérimentés comme pour les jeunes, pour les hommes comme pour les femmes). En d'autres termes, lorsque l'agrégation directe des heures travaillées est utilisée, une heure travaillée par un travailleur qui sort de l'école est considérée comme égale à celle d'un qui compte 20 ans d'expérience au travail.

Une autre mesure de la croissance des services de main-d'œuvre reconnaît les différences de contribution des travailleurs à la productivité et pondère la croissance des heures travaillées dans les différentes catégories de travailleurs par leur productivité relative. C'est ce que l'on appelle parfois une mesure du facteur travail corrigée de la qualité.

Les poids nécessaires pour cette mesure sont généralement tirées des parts de la rémunération totale que détiennent les diverses catégories de travailleurs. La théorie de la firme stipule que, sous certaines conditions (où la firme est « preneur de prix » sur le marché du travail et essaie de minimiser ses coûts totaux), chaque catégorie de travailleurs sera embauchée jusqu'à ce que le coût d'une heure supplémentaire de travail corresponde seulement au revenu supplémentaire tiré de cette heure de travail. Dans ce cas, le taux salarial de cette catégorie traduira sa productivité marginale. Ceci implique que, pour obtenir une mesure des services de main-d'œuvre qui reflète les différences de productivité relative, on peut pondérer les diverses heures individuelles de qualité différente par la part que détient chaque type de travailleurs dans la rémunération totale du travail.

On peut se reporter aux différences de la croissance de la mesure pondérée et de la somme non pondérée des heures travaillées par les catégories de travailleurs pour mesurer l'effet de composition ou de qualité de la main-d'œuvre sur la croissance des services de main-d'œuvre. La qualité ou la composition de la main-d'œuvre s'améliore lorsque les heures travaillées par les travailleurs ayant des taux de salaire élevés (parce qu'ils sont plus instruits et plus d'expérimentés) augmentent plus rapidement que celles des travailleurs aux taux de salaire relativement moindres.

La prise en compte des changements de la composition de la main-d'œuvre est importante de plusieurs points de vue. D'abord, on obtient une mesure de la contribution qu'apportent l'amélioration de la qualité du travail (dû à une plus grande importance des travailleurs plus instruits et plus expérimentés) à la croissance de la production. En second lieu, il y a des conséquences sur les exercices comptables de l'analyse de croissance qui produisent des estimations de la productivité, où la croissance de cette dernière est un résidu. Celui-ci est calculé en soustrayant la croissance des inputs combinés des facteurs travail et capital de la croissance de la production.

Si on représente la productivité comme une augmentation « sous la neutralité au sens de Hicks », A_t , des inputs agrégés, on peut ainsi formuler la production :

$$Y_t = A_t F(K_t, L_t). \quad (1)$$

Sous les hypothèses des produits et des facteurs de marchés concurrentiels, et de rendement d'échelle constant, le cadre comptable de l'analyse de la croissance exprime la croissance de la production comme la somme de la croissance des inputs pondérés et de la croissance de la productivité multifactorielle. D'une façon équivalente, la croissance de la productivité multifactorielle est la différence entre la croissance de la production (Y) et celle des inputs combinés, travail (L) et capital (K).

$$MFP = \Delta \ln A_t = \Delta \ln Y_t - \bar{s}_{K,t} \Delta \ln K_t - \bar{s}_{L,t} \Delta \ln L_t, \quad (2)$$

où $\bar{s}_{K,t}$ est la part moyenne du facteur capital dans la valeur ajoutée nominale, $\bar{s}_{L,t}$ la part moyenne du facteur travail dans la valeur ajoutée nominale, $\bar{s}_{K,t} + \bar{s}_{L,t} = 1$ le facteur d'augmentation $\Delta \ln A_t$ qui capture la productivité multifactorielle et Δ la première différence.

Considérons maintenant deux mesures de la variation du travail, à savoir la mesure corrigée de la qualité ($\Delta \ln L_t$) et la mesure non corrigée de la qualité ($\Delta \ln H_t$). Si les heures travaillées par les catégories de travailleurs dont la part des salaires est supérieure à la part des heures (leurs taux de salaire relatifs sont donc plus élevés) augmentent plus rapidement que celles des catégories moins bien rémunérées, l'intrant de travail corrigé de la qualité ($\Delta \ln L_t$) s'accroîtra plus vite qu'une somme directe des heures de toutes les catégories de travailleurs ($\Delta \ln H_t$). Dans ce cas, l'utilisation de la mesure ajustée de la qualité du service de travail pour évoluer la croissance de la productivité multifactorielle à l'équation (2), produira une estimation moindre de la croissance de la productivité que l'utilisation de la somme directe des heures travaillées. La croissance de la productivité du travail qui est mesurée comme croissance de la production par heure non pondérée, traduira partiellement la contribution des changements de la composition de la main-d'œuvre. L'utilisation de la mesure de l'intrant travail corrigée de la qualité purge l'estimation de la croissance de la productivité de l'effet d'une augmentation des compétences en attribuant en partie la croissance de cette progression de la qualification.

Normalement, les changements à la composition de la main-d'œuvre sont minimes à court terme. Toute proportion de cette dernière possédant une caractéristique particulière, augmente ou diminue lentement avec le temps. Ainsi, les études à court terme des

variations de productivité qui ont recours à des estimations non pondérées de la croissance des services de main-d'œuvre ne viendront pas déformer outre mesure les estimations de la productivité. Cependant, à long terme, la composition de la main-d'œuvre peut changer. Par exemple, on observe depuis 30 ans une évolution considérable de la proportion des travailleurs plus scolarisés et plus expérimentés. Dans des études portant sur les variations à long terme de la productivité, il faut donc que l'on considère les changements de la composition dans les services de main-d'œuvre.

Bien sûr, la procédure de dérivation d'une mesure où on pondère les différentes catégories de travailleurs selon leur productivité relative dépend de sa validité par rapport à l'hypothèse que les différences salariales reflètent généralement les différences de productivité marginale. On peut ne pas s'entendre sur les catégories où cette correspondance se vérifie, mais l'hypothèse contraire (absence de différences entre les catégories de travailleurs) pose tout autant un problème. Les statisticiens ont le choix entre une mesure conceptuellement moins attrayante, mais peut-être d'une estimation plus précise du facteur travail comme la somme des heures travaillées, et une mesure plus logique du point de vue théorique (la somme pondérée des heures travaillées), mais d'une estimation moins précise, d'autre part.

Dans le présent chapitre, nous présentons brièvement la méthodologie utilisée pour estimer les indices de l'apport en main-d'œuvre qui justifient les différences de productivité selon les catégories de travailleurs pour ensuite examiner l'effet de cette autre mesure sur celles habituelles de la productivité. Le reste de cette étude est organisé comme suit : la section 3.2 donne un aperçu de la méthodologie utilisée pour mesurer les changements de la composition de la main-d'œuvre. La section 3.3 décrit d'une façon détaillée un indice de composition de la main-d'œuvre estimé à partir de données canadiennes par une méthode fondée sur celle de Jorgenson, Gollop et Fraumeni² (1987). La section 3.4 décrit un indice de composition de la main-d'œuvre estimé à partir de données canadiennes en utilisant une méthode du type BLS ou Bureau of Labor Statistics (1993); cette section explique également les différences entre ces deux estimations. La section 3.5 compare les résultats américains et canadiens pour l'une et l'autre des méthodes. Enfin, la section 3.6 examine les influences des changements au niveau de la main-d'œuvre sur la productivité du travail et la section 3.7 expose nos conclusions.

3.2 Méthodes de mesure de la croissance de l'apport en main-d'œuvre³

Dans cette section, nous présentons l'indice qui sera utilisé pour mesurer la croissance de l'apport en main-d'œuvre et ses variations dues aux changements de la composition de la main-d'œuvre. Nous examinons ensuite deux approches possibles d'estimation de l'indice Tornqvist de l'apport en main-d'œuvre. La première approche a été proposée par JGF et plus récemment employée par Ho et Jorgenson (1998). La seconde est fondée sur la méthode BLS.

3.2.1 Indice Tornqvist de la croissance de l'apport et des changements de la composition de la main-d'œuvre

Pour construire un indice de la croissance de l'apport et des changements de la composition de la main-d'œuvre, nous commençons par une fonction de production qui relie la production aux services de main-d'œuvre et du capital :

² Dans la suite de cet exposé, Jorgenson, Gollop et Fraumeni sera désigné JGF.

³ La présente section suit de près la section 2 de Ho et Jorgenson (1998) et la section 1 de Chinloy (1980).

$$Y_t = A_t F(K_t, L_t), \quad (3)$$

où Y_t est la production (ou la valeur ajoutée) à la période t , L_t l'indice des services de main-d'œuvre, K_t celui des services du capital et A_t l'augmentation des inputs agrégés sous la neutralité au sens de Hicks.

Nous supposons qu'il y a plusieurs types d'intrant de travail et de capital. Les indices des services de main-d'œuvre et de capital sont agrégés à partir des divers types d'intrant travail et de capital. On peut exprimer l'intrant travail agrégé comme une fonction des heures travaillées de divers types travailleurs :

$$L_t = f(h_{1t}, \dots, h_{lt}, \dots, h_{Ct}), \quad (4)$$

où h_{lt} , $l=1, \dots, C$ est le nombre d'heures travaillées par les travailleurs du type l . De même, les services du capital peuvent s'exprimer comme fonction des divers types d'intrant de capital.

Sous les hypothèses que les marchés du travail sont concurrentiels et que la production est caractérisée par des rendements d'échelle constants, il est possible d'exprimer les variations de la croissance de l'intrant travail comme la somme pondérée des variations de la croissance des heures travaillées par les divers types de travailleurs :

$$\frac{\partial \ln L_t}{\partial t} = \sum_{l=1}^C v_{lt} \frac{\partial \ln h_{lt}}{\partial t}, \quad (5)$$

avec

$$v_{lt} = \frac{\partial \ln f}{\partial \ln h_{lt}} = \frac{w_{lt} h_{lt}}{\sum_{l=1}^C w_{lt} h_{lt}}, \quad (6)$$

où v_{lt} est la part de la rémunération du travail attribuée aux travailleurs du type l et w_{lt} , représente le taux de rémunération horaire des travailleurs du type l . Comme les taux de rémunération des travailleurs correspondent à la valeur de leur produit marginal sur des marchés du travail concurrentiels, la pondération des heures des différents types de travailleurs selon leurs taux respectifs de rémunération rend compte de la différence de la contribution des divers types de travailleurs à la production.

Le nombre total d'heures travaillées se définit comme la somme non pondérée des heures travaillées par les divers types de travailleurs :

$$H_t = \sum_{l=1}^C h_{lt}. \quad (7)$$

Soit $\beta_{it} = \frac{h_{it}}{H_t}$ la part que détient le travailleur du type l dans le nombre total d'heures travaillées. Les variations de la croissance de la somme non pondérée des heures travaillées peut s'écrire comme :

$$\frac{\partial \ln H_t}{\partial t} = \sum_{l=1}^c \beta_{it} \frac{\partial \ln h_{it}}{\partial t}. \quad (8)$$

La différence de variations entre la somme pondérée et celle non pondérée des heures travaillées représente ici l'effet de composition. La composition de la main-d'œuvre LC_t se définit comme étant le ratio de l'apport en main-d'œuvre aux heures travaillées :

$$LC_t = \frac{L_t}{H_t}. \quad (9)$$

En utilisant les équations des variations de l'apport en main-d'œuvre et des heures travaillées, nous pouvons ainsi exprimer les variations de la composition de la main-d'œuvre comme suit :

$$\frac{\partial \ln LC_t}{\partial t} = \sum_{l=1}^c (v_{it} - \beta_{it}) \frac{\partial \ln h_{it}}{\partial t}. \quad (10)$$

Une augmentation des heures d'un travailleur contribue positivement à la composition de la main-d'œuvre si le travailleur reçoit un taux de salaire relativement élevé. En revanche, la contribution sera négative si un travailleur a un taux de salaire relativement bas. Que la somme pondérée des heures travaillées augmente plus rapidement que la somme non pondérée dépendra de ce qu'une catégorie de travailleurs détient ou non une part des salaires supérieure à sa part des heures et de ce que le taux de croissance des heures soit supérieur ou non à la moyenne; c'est-à-dire, de l'application ou non de valeurs plus élevées de pondération ($v_{it} - \beta_{it}$) de l'équation (10) à des catégories de plus grande croissance.

Les équations précédentes expriment les variations sous une forme continue. L'application des équations (5) et (10) à l'estimation de l'apport en main-d'œuvre et de la composition de la main-d'œuvre sur des périodes discrètes, nécessite de spécifier une fonction agrégée de l'intrant travail. Avec une fonction d'agrégation de type translogarithmique, nous obtenons un indice Tornqvist de l'apport et de la composition de la main-d'œuvre. L'indice Tornqvist de l'apport en main-d'œuvre peut ainsi s'écrire :

$$\Delta \ln L_t = \sum_{l=1}^c \bar{v}_{it} \Delta \ln h_{it}, \quad (11)$$

où Δ désigne les variations entre les périodes $t-1$ et t ; les poids de l'agrégation des heures des divers types de travailleurs correspondent à la part moyenne de la rémunération des types de travailleurs :

$$\bar{v}_t = \frac{1}{2}(v_t + v_{t(t-1)}). \quad (12)$$

La croissance des heures travaillées définie précédemment sous une forme continue, peut s'exprimer de la manière suivante sous une forme discrète :

$$\Delta \ln H_t = \Delta \ln \sum_{l=1}^c h_{lt}. \quad (13)$$

Il s'ensuit directement des équations (11) et (13) que la variation logarithmique de la composition de la main-d'œuvre peut être représentée par la formule suivante :

$$\Delta \ln LC_t = \Delta \ln L_t - \Delta \ln H_t = \sum_{l=1}^c \bar{v}_l \Delta \ln h_{lt} - \Delta \ln \sum_{l=1}^c h_{lt}. \quad (14)$$

Les indices de la composition de la main-d'œuvre sont construits à partir des exponentielles de cette différence. La croissance de la composition de la main-d'œuvre représente la différence entre les taux de croissance pondérés et non pondérés des heures travaillées. On dit que la qualité d'une main-d'œuvre s'améliore si l'apport en main-d'œuvre augmente plus rapidement que le nombre total d'heures travaillées. L'effet de composition est positif lorsque la proportion des travailleurs relativement bien rémunérés (plus instruits et plus expérimentés) augmente. En revanche, la qualité de la main-d'œuvre se dégrade si la proportion de ces travailleurs diminue. L'effet de composition est ici, négatif.

Pour identifier la contribution qu'apportent à l'intrant de travail les variations de proportion de travailleurs ayant certaines caractéristiques particulières telles que le sexe, l'âge, le niveau de scolarité et les catégories d'emploi, nous construisons des indices partiels de l'intrant travail correspondant à ces caractéristiques par une analyse de décomposition. À cet effet, nous désignons par $\{H_{saec}\}$ les composantes des heures travaillées, classifiées selon le sexe s , le groupe d'âge a , la scolarité e et les catégories d'emploi c . Nous considérons également les parts de ces composantes dans la valeur de la rémunération du travail $\{v_{saec}\}$. Prenons, à titre d'exemple, l'indice partiel de l'apport en main-d'œuvre correspondant à la caractéristique sexe. Il se définit comme suit :

$$\begin{aligned} \Delta \ln L^{gender} &= \sum_s \bar{v}_s \Delta \ln h_s, \\ &= \sum_s \bar{v}_s \Delta \ln \left(\sum_a \sum_e \sum_c h_{saec} \right), \end{aligned} \quad (15)$$

où :

$$\bar{v}_s = \frac{1}{2}[v_s(t) + v_s(t-1)],$$

$$v_s = \sum_a \sum_e \sum_c v_{saec} .$$

L'indice de croissance partiel de l'apport en main-d'œuvre qui correspond au sexe, capture la substitution entre les deux sexes seulement. De façon similaire, l'indice partiel pour l'âge, la scolarité ou la catégorie d'emploi mesure la substitution entre les groupes d'âge, les niveaux de scolarité ou les catégories d'emploi.

Tout comme dans la plupart des analyses de décomposition, la somme des composantes individuelles ne correspond pas parfaitement à un total, car ces dernières ne tiennent pas compte de la substitution entre catégories.

Le taux de croissance de l'indice partiel de la composition de la main-d'œuvre est la différence entre les taux de croissance de l'indice partiel de l'apport en main-d'œuvre et des heures travaillées.

3.2.2 Deux approches empiriques d'estimation de la croissance de l'apport et de l'effet des changements de la composition de la main-d'œuvre

En fait, on a employé deux approches apparentées mais différentes d'estimation de la croissance des services de main-d'œuvre corrigée de la qualité, en pondérant la croissance des heures travaillées selon les catégories de travailleurs par leurs parts de salaires.

D'abord, Jorgensen, Gollop et Fraumeni (1987) ont construit des indices de l'intrant travail pour 51 industries et pour l'ensemble de l'économie américaine sur la période 1947 à 1979. Leurs mesures tiennent compte des changements au niveau de la composition de la main-d'œuvre en considérant les différences dans les taux de croissance des heures travaillées selon des catégories définies par l'âge, le sexe, le niveau de scolarité, la catégorie d'emploi et la profession. On calcule alors des parts de revenu et des taux de salaire moyens pour les travailleurs regroupés en strates définies par ces caractéristiques.

En second lieu, le *Bureau of Labor Statistics* (BLS, 1993) des États-Unis a élaboré une autre mesure de l'intrant travail pour le secteur des entreprises. La mesure représente une progression du niveau moyen de compétences des travailleurs à travers la scolarité et l'expérience selon le sexe. Le BLS a procédé par analyse de régression statistique pour cerner l'incidence des niveaux de scolarité et d'expérience sur les taux salariaux. Ils intègrent à leur analyse des facteurs socio-démographiques comme le niveau de scolarité, l'expérience, le taux de natalité et la participation de la femme sur le marché du travail⁴. Ils se reportent ensuite au taux salarial ajusté à l'aide de cette régression pour calculer des parts salariales. Depuis 1993, la mesure officielle du BLS de la productivité multifactorielle dans le secteur des entreprises (mais non au niveau des industries) a été corrigée de l'influence des changements au niveau de la composition de la main-d'œuvre.

Les approches JGF et BLS, commencent par construire des heures travaillées et des pondérations de rémunération selon des strates définies par les caractéristiques des travailleurs. Les principales différences entre elles tiennent au dénombrement des types de travailleurs possibles et à la manière dont se construit les pondérations de rémunération du travail⁵.

⁴ Pour un survol de la littérature sur le sujet, voir Dean et Harper (1998).

⁵ On trouvera un exposé complet des similitudes et des différences entre les deux méthodes aux annexes A et F de BLS (1993).

Types de travailleurs. JGF font intervenir cinq caractéristiques des travailleurs, à savoir la scolarité, l'âge, le sexe, la catégorie d'emploi (emploi rémunéré et travail autonome) et la profession. Ho et Jorgenson (1998) n'ont pas pris compte la caractéristique profession dans leur extension des travaux de JGF (1987), puisque ces derniers ont démontré que la profession a un effet négligeable sur la composition de la main-d'œuvre, une fois que les quatre autres caractéristiques des travailleurs sont prises en compte.

Pour sa part, le BLS se reporte à trois caractéristiques, à savoir la scolarité, l'expérience de travail et le sexe. Il ne distingue pas l'emploi rémunéré du travail autonome. Dans cette méthode, la variable de la scolarité est regroupée en sept groupes de scolarité, alors que JGF en distinguent cinq.

JGF utilise une variable de l'âge des travailleurs pour mesurer les différences de productivité et d'expérience de travail entre travailleurs. Le BLS remplace la variable de l'âge de la méthode JGF par l'expérience de travail, une variable qui est imputée à partir de l'âge. L'expérience de travail des hommes est considérée comme assez bien prédite, le calcul de l'expérience potentielle habituellement utilisée (c'est-à-dire âge moins nombre d'années de scolarité moins 6). On a toutefois constaté que, l'expérience potentielle chez les femmes n'est pas un bon instrument pour évaluer l'expérience réelle à cause de leurs faibles taux de participation au marché du travail des années d'après-guerre et durant les années de maternité.

Le BLS a choisi d'estimer des équations de l'expérience des hommes et des femmes en utilisant les antécédents professionnels réels à partir des données de couplage des « *Current Population Surveys* » (CPS) et des dossiers de la « *Social Security Administration* » (SSA) pour l'année 1973. Il s'agit d'un couplage des données individuelles des dossiers SSA et de la CPS de mars 1973. Au nombre des variables explicatives de l'équation de l'expérience des hommes, on compte l'expérience potentielle, les années de scolarité et les éléments d'interaction des deux. Chez les femmes, on retrouve comme variables explicatives, en plus des variables de l'équation de l'expérience des hommes, l'état matrimonial et la présence d'enfants. Les équations de l'expérience ajustées à partir de l'ensemble de données SSA-CPS 1973 sont ensuite utilisé pour estimer l'expérience de travail pour les autres années.

Poids de la rémunération du travail. Dans les méthodes JGF et BLS, on se sert à la fois des enquêtes auprès des ménages et du recensement de la population pour estimer les gains relatifs des divers types de travailleurs. On estime les poids de rémunération du travail dans la méthode JGF comme des moyennes d'échantillon d'enquête pour tous les travailleurs ayant une certaine caractéristique. En revanche, les poids de rémunération du travail selon la méthode BLS reposent sur des modèles des salaires estimés à l'aide des recensements de la population de 1950 et 1960 et d'année en année avec les données CPS à partir de 1968. On établit les poids pour les autres années par interpolation linéaire des paramètres estimés.

Le BLS argumente que la différence dans la moyenne simple de taux de salaire entre deux types de travailleurs selon la méthode JGF traduit non seulement les caractéristiques identifiant les groupes (comme l'expérience et la scolarité), mais aussi d'autres caractéristiques, non utilisées pour identifier les groupes, qui sont fortement corrélées avec ces caractéristiques. Par exemple, les écarts de salaire entre groupes de scolarité peuvent tenir aux antécédents parentaux plutôt qu'aux études. En soi, une simple différence salariale entre deux groupes de scolarité surestime les effets des différences de qualification. Cet argument équivaut à dire que, dans la méthode JGF, on utilise une

fonction salariale qui tient uniquement compte de la scolarité et peut donc être mal spécifiée. Cette différence est discutée plus en détail à l'annexe 3.A.

L'équation de salaire utilisée par l'approche BLS pour estimer les salaires pour une caractéristique particulière comme la scolarité, tente d'isoler seulement les différences de salaires tenant à l'expérience professionnelle et au degré de scolarité. Ce qu'on obtient comme indice de composition de la main-d'œuvre selon les salaires estimés à partir d'une analyse multivariée, tente de produire une estimation plus précise de la contribution marginale de l'expérience et de la scolarité à la croissance de l'apport en main-d'œuvre.

Canada : Au Canada, on établit la mesure existante de l'apport en main-d'œuvre pour le secteur des entreprises, laquelle est employée dans le programme de mesure de la productivité de Statistique Canada, par une agrégation des heures de travail dans les industries selon leurs parts respectives de la masse salariale. C'est une mesure qui tient compte des différentes caractéristiques des travailleurs selon diverses industries. Dans plusieurs études récentes (Coulombe, 2000; Diewert, 2000), on a souligné l'importance d'avoir des estimations officielles plus détaillées des changements de composition de la main-d'œuvre. Le présent chapitre fournit ces estimations.

Un certain nombre de travaux ont précédé cet exercice. Dougherty (1992) a dérivé des indices de l'apport en main-d'œuvre pour le Canada et les autres pays membres du G7 sur la période 1960 à 1989. Les indices de l'apport en main-d'œuvre sont agrégés à partir des travailleurs selon le niveau de scolarité et la catégorie d'emploi. Jorgenson et Yip (1998) ont étendu l'analyse sur la période 1960 à 1995, mais sans utiliser des sources de données aussi complètes que celles que nous exploitons ici. Gu et Maynard (2001) ont mené cette expérimentation avec des données plus complètes et la méthode JGF pour estimer une mesure préliminaire du facteur travail pour le secteur des entreprises et diverses industries sur la période de 1961 à 1995.

Dans le présent chapitre, nous complétons les estimations préliminaires de Gu et Maynard (2001) et estimons des indices de l'apport en main-d'œuvre pour une période plus récente. Nous examinons aussi la robustesse des estimations de l'intrant de l'apport en main-d'œuvre par une autre méthode, à savoir un estimateur du type BLS. Dans BLS (1993), on signale qu'il existe un écart considérable entre les estimations américaines de la méthode BLS et celles de la méthode de Jorgenson. Par conséquent, nous examinons le degré de sensibilité des mesures de la croissance de l'apport en main-d'œuvre au Canada aux deux méthodes servant à la construction des mesures de l'intrant travail aux États-Unis.

Tableau 3.1 Classification des travailleurs

Caractéristiques des travailleurs	Nombre de catégories	Description
Sexe	2	Femmes; hommes
Tranche d'âge	7	15 à 17; 18 à 24; 25 à 34; 35 à 44; 45 à 54; 55 à 64; 65 et plus
Niveau de la scolarité	4	Primaire; secondaire; post-secondaire; universitaire
Catégorie d'emploi	2	Emploi rémunéré; autres catégories

3.3. Estimations des changements de composition de la main-d'œuvre au Canada à partir de la méthode JGF

Dans cette section, nous décrivons les données canadiennes utilisées dans cette analyse et présentons les indices de composition de la main-d'œuvre pour le secteur des entreprises et diverses industries par la méthode JGF.

3.3.1 Élaboration de l'indice de composition du travail

Pour estimer des indices de l'apport et de composition de la main-d'œuvre, nous désagrégeons les travailleurs selon le sexe, sept tranches d'âge, quatre niveaux de scolarité et deux catégories d'emploi; ce qui donne un total de 112 types de travailleurs (tableau 3.1). Nous employons deux ensembles de données pour établir des estimations efficaces d'heures travaillées et de rémunération du travail pour chacune des caractéristiques considérées :

- base de données de productivité de Statistique Canada selon l'industrie et la catégorie d'emploi (travailleurs rémunérés, autonomes et familiaux non rémunérés) pour chaque année depuis 1961; et
- données tirées du recensement de la population et de diverses enquêtes auprès des ménages (Enquête sur la population active (EPA), Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) et Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR)) selon l'industrie, la catégorie d'emploi, l'âge, le sexe et le niveau de scolarité.

Heures travaillées et revenu du travail par industrie et catégorie d'emploi selon la base de données de productivité de Statistique Canada. Le concept d'heures travaillées du programme de mesure de la productivité de Statistique Canada est pour l'essentiel celui que recommande le manuel du Système de comptabilité nationale de 1993 (SCN). Les heures travaillées constitue le nombre total d'heures qu'une personne consacre au travail, peu importe que celles-ci soient rémunérées ou non⁶. D'une façon générale, cela comprend les heures régulières et les heures supplémentaires, y compris les temps de pause et de déplacement, de formation sur le lieu de travail ainsi que le temps perdu en raison d'un arrêt momentané de la production, lorsque les personnes impliquées demeurent en poste. En revanche, le temps perdu à cause d'une grève ou d'un lock-out, de congés annuels, de jours fériés, des congés de maladie, de maternité ou pour obligations personnelles sont des éléments exclus du total des heures travaillées.

Les estimations des heures travaillées distinguent trois grandes catégories d'emploi, soit l'emploi rémunéré, le travail autonome et le travail familial non rémunéré. Cette dernière catégorie s'observe surtout dans les industries où on dénombre beaucoup d'entreprises familiales (agriculture et commerce de détail notamment).

Dans les calculs de productivité de Statistique Canada, on obtient le nombre d'heures travaillées en multipliant le nombre d'emplois par la moyenne annuelle de ces heures. En général, les estimations du nombre d'emplois rémunérés sont tirées des données combinées sur l'emploi des enquêtes auprès des ménages (L'Enquête sur la population active (EPA), l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) et le recensement) et des enquêtes auprès des entreprises (Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail, Enquête annuelle sur les manufactures, Recensement des mines, etc.). Les données sur les « autres catégories d'emploi » proviennent directement de

⁶ Les gens qui ne sont pas au travail, mais reçoivent un salaire sont pris en compte dans le total.

l'EPA. Exception faite d'un certain nombre d'industries minières et manufacturières, toutes les données sur les heures moyennes travaillées proviennent également de l'EPA. Les données sur les heures travaillées par secteur et industrie sont conformes au Système de comptabilité national et sont ajustées pour des brisures statistiques identifiées.

Dans le programme de la productivité, la rémunération du travail incorpore tous les paiements en espèces ou en nature versés par les producteurs canadiens aux travailleurs en compensation de services rendus. Cela inclut le revenu travail tel que les salaires et traitements (y compris les primes, les pourboires, les allocations imposables et les rappels de salaires), le revenu supplémentaire des travailleurs rémunérés (différentes cotisations des employeurs) et le revenu implicite du travail dans le cas des travailleurs autonomes.

La rémunération horaire des travailleurs correspond au rapport de la rémunération totale versée pour tous les emplois au nombre total d'heures travaillées.

Les données de revenu pour tous les emplois rémunérés proviennent directement des estimations de revenu du travail de la Division des revenus et des dépenses. Le revenu implicite du travail dans le cas des travailleurs autonomes est établi par imputation qui repose sur l'hypothèse selon laquelle la valeur d'une heure travaillée d'un travailleur autonome est égale à celle d'un travailleur rémunéré (au taux moyen) de la même industrie. C'est par la même méthode d'imputation qu'on produit des données sur le revenu de travail familial non rémunéré. Par ailleurs, le revenu de travail de certaines personnes exerçant des professions libérales (médecins, avocats, dentistes, comptables et ingénieurs) est tiré des statistiques de l'impôt sur le revenu (Revenu Canada, publication n° RV 44 au catalogue).

Données sur les heures travaillées et le revenu du travail selon l'industrie, le sexe, la tranche d'âge, le niveau de scolarité et la catégorie d'emploi d'après les enquêtes auprès des ménages et le recensement de la population. Les données des recensements de la population de 1961, 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996 ont été utilisées pour établir les heures travaillées et la rémunération du travail pour les années de référence censitaires (1961, 1970, 1980, 1985, 1990 et 1995). Pour les années non censitaires antérieures à 1976, les données sur les heures travaillées et le revenu du travail font l'objet d'une estimation par interpolation linéaire des données des deux recensements adjacents. Après 1976, on concilie les données sur les heures issues d'une interpolation linéaire des données des deux recensements adjacents et les données sur les heures travaillées dans une ventilation selon les caractéristiques des travailleurs de l'ensemble du secteur des entreprises qui vient de l'EPA. On ajuste les données sur les rémunérations horaires d'une interpolation linéaire des données des deux recensements adjacents sur les estimations correspondantes de deux enquêtes auprès des ménages, à savoir l'EFC pour la période 1976 à 1993 et l'EDTR pour la période postérieure à 1993.

En janvier 1990, les responsables de l'EPA ont révisé les questions portant sur le niveau de scolarité des répondants. De 1976 à 1989, ils avaient limité les études postsecondaires à celles qui exigent normalement le diplôme d'école secondaire. Après 1990, les études postsecondaires désignent les études pouvant mener à un grade, un certificat ou un diplôme d'un établissement d'enseignement. Ce changement de définition a réaffecté des répondants de la catégorie des études secondaires à la catégorie des études postsecondaires. Pour que les données soient cohérentes dans le temps, nous avons

choisi de ne pas utiliser les données antérieures à 1990 de l'EPA sur les heures travaillées selon les niveaux de scolarité. Pour la période antérieure à 1990, nous les avons plutôt établi à partir des données par interpolation linéaire des données des deux recensements adjacents.

Comme les données du recensement de 1961 ne sont pas disponibles sur support électronique, nous avons recouru à la méthode d'ajustement proportionnel itératif (voir JGF (1987)) pour l'estimation des heures travaillées et des rémunérations horaires selon l'industrie, le sexe, la tranche d'âge, le niveau de scolarité et la catégorie d'emploi (pour les détails, voir Gu et Maynard, 2001).

La combinaison des données des enquêtes auprès des ménages et du recensement de la population avec ceux des estimations du programme de mesure de la productivité. Les données sur les heures travaillées et les rémunérations que l'on établit à partir des enquêtes-ménages et du recensement de la population sont reconciliées selon les données repères annuelles qu'utilise le programme de productivité de Statistique Canada. Les deux ensembles de données sont reconciliées selon les variables communes (industrie et catégorie d'emploi). La construction des données sur les heures travaillées nécessite un ajustement en raison que les heures travaillées provenant du recensement se réfèrent à la semaine de référence et que la rémunération du travail et le nombre de semaines travaillées se réfèrent à l'année précédente. On calcule les heures travaillées en multipliant les heures moyennes de la semaine de référence du recensement par le nombre de semaines travaillées durant l'année précédente.

Une fois que les données sur les heures annuelles travaillées et sur la rémunération horaire par industrie, tranche d'âge, sexe, niveau de scolarité et catégorie d'emploi sont complétées, nous procédons à la construction des indices de composition de la main-d'œuvre pour le secteur des entreprises au cours de la période 1961 à 2000.

3.3.2 Tendances de la composition des heures travaillées dans le secteur des entreprises

Avant d'examiner l'effet de considérer l'ensemble des facteurs (scolarité, âge, sexe et catégorie d'emploi), nous présentons d'abord la tendance des parts et des taux salariaux relatifs à chaque facteur.

La contribution des changements de composition des heures travaillées au facteur travail peut être positive ou négative pour chaque catégorie : sexe, tranche d'âge, niveau de scolarité et catégorie d'emploi. Dans cette section, nous présentons des données sommaires qui révéleront l'effet de l'évolution de composition de la main-d'œuvre sur notre estimation de la croissance de l'apport en main-d'œuvre.

Dans ce qui suit, nous examinons les variations de l'importance relative d'un type de travailleurs lors d'une période de temps considérée sous l'angle des parts respectives des salaires et des heures que détient chaque type de travailleurs. Si dans une catégorie donnée, la part des salaires est supérieure à celle des heures, alors le taux de croissance de l'apport en main-d'œuvre qui tient compte des différences salariales aura plus de poids (c'est-à-dire travailleurs instruits) qu'une estimation qui fait seulement intervenir la somme directe des heures travaillées. Si cette catégorie (des travailleurs instruits) est d'une croissance supérieure à la moyenne (comme en témoignera une augmentation de la part des heures travaillées qu'elle détient), le taux de croissance pondéré de salaires de l'apport en main-d'œuvre s'élèvera plus rapidement que le taux de croissance dérivé à partir de la somme directe des heures travaillées qui, implicitement, pondère le taux

Figure 3.1 Part de la rémunération du travail et des heures travaillées selon les hommes du secteur des entreprises

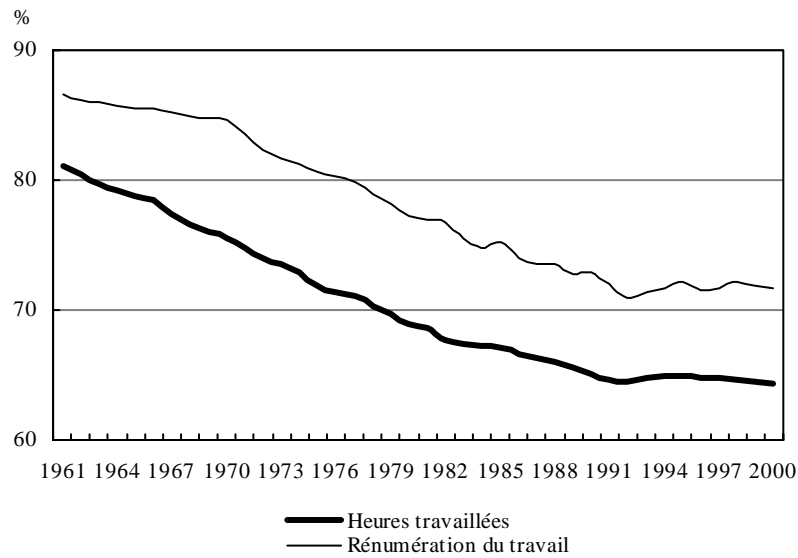
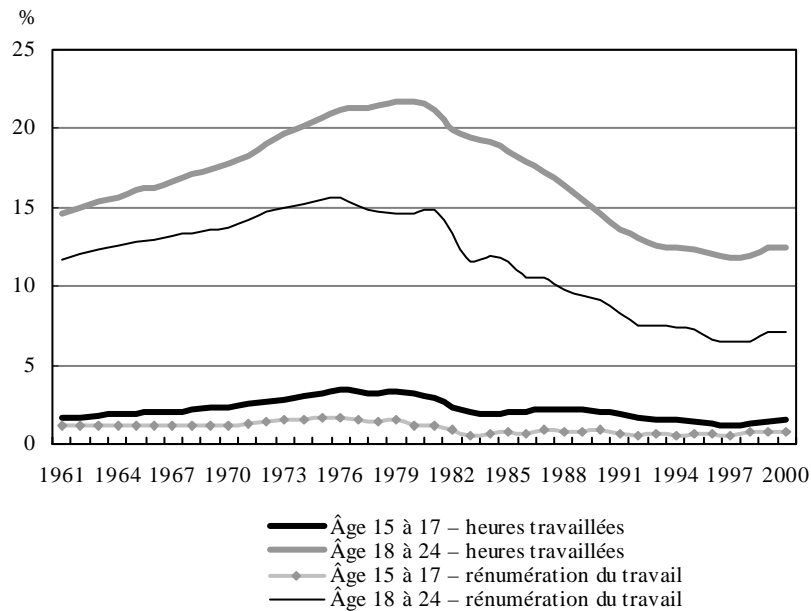


Figure 3.2 Part de la rémunération du travail et des heures travaillées selon la tranche d'âge dans le secteur des entreprises, 15 à 17 et 18 à 24 ans



de croissance de chaque catégorie par sa part des heures travaillées. Si une catégorie présente un taux de croissance inférieur à la moyenne, le contraire se produira.

3.3.2.1 Sexe

La figure 3.1 illustre la variation de la part des heures travaillées par les hommes dans le secteur des entreprises de 1961 à 2000. Sur cette période, la part masculine des heures travaillées a baissé : passant de 81,0 % en 1961 à 64,3 % en 2000. En moyenne, une travailleuse reçoit moins en salaire qu'un travailleur et, par conséquent, la part des salaires des hommes l'emporte sur leur part des heures. La combinaison d'un taux inférieur de croissance des heures travaillées par les hommes et d'une part supérieure des salaires signifie que le taux de croissance du facteur travail pondéré qui tient compte de la répartition de la population active entre les sexes sera inférieur à l'estimation non pondérée. La féminisation de la main-d'œuvre aura un léger effet d'amortissement sur la croissance de la composition de la main-d'œuvre.

3.3.2.2 Tranches d'âge

Les heures travaillées par tranche d'âge dans le secteur des entreprises au Canada ont nettement évolué depuis les 40 dernières années (figures 3.2, 3.3 et 3.4). La période 1971 à 1980 a été marquée par l'entrée des jeunes travailleurs avec l'entrée des baby-boomers de l'après guerre sur le marché du travail. L'âge se substituant comme variable d'approximation de l'expérience de travail, on peut dire que cette période s'est caractérisée par une diminution générale de l'expérience moyenne de la population active.

La part des heures travaillées par les groupes d'âge 15 à 17 et 18 à 24 ans a augmenté d'une façon constante pendant la période 1961 à 1980. On a aussi assisté à une progression relativement importante de la tranche d'âge 25 à 34 ans dans les années 1970 à la suite de l'entrée des baby-boomers sur le marché du travail. En revanche, la part que détiennent les tranches d'âge 35 à 44 et 45 à 54 ans dans les heures travaillées a reculé un déclin durant la période 1961 à 1980.

Au début des années 80, la tendance des travailleurs présentant moins d'expérience s'est renversée quand les baby-boomers passèrent à la tranche d'âge 35 à 44 ans. Entre 1980 et 2000, la part de la tranche 15 à 17 ans dans des heures travaillées a baissé de 3,1 % à 1,5 % et celle de la tranche 18 à 24 ans, de 21,7 % à 12,4 %. Pendant la même période, les parts des heures travaillées des groupes 35 à 44 et 45 à 54 ans ont augmenté, passant de 20,1 % à 29,6 % et de 16,3 % à 21,9 % respectivement.

Les taux salariaux relatifs varient selon ces groupes, les jeunes recevant un salaire inférieur à la moyenne et le groupe des travailleurs plus âgés et plus expérimentés, un salaire plus élevé. Tout au long de la période, la part de la rémunération que détenait le groupe 15 à 24 ans a été constamment inférieure à sa part des heures travaillées. En revanche, chez les 35 à 44 ans, la part des salaires a été supérieure à la part des heures travaillées et l'écart s'est accru avant le début des années 1980, pour ensuite évoluer légèrement à la baisse. La même constatation vaut pour les 45 à 54 ans, bien que, dans ce cas, l'écart n'ait guère varié après le début des années 1980.

Dans l'ensemble, une part de salaires moindre pour des travailleurs plus jeunes et des taux de croissance plus élevés de leurs heures travaillées pendant la première partie de la période, signifient qu'une mesure du travail qui pondère les heures travaillées par la part des salaires relative présentera une croissance moins rapide dans la période 1961 à 1980, mais plus rapide par la suite. Nous devrions donc nous attendre à ce que l'effet de l'âge, substitut comme variable d'approximation à l'expérience, ait changé dans le temps.

Figure 3.3 Part de la rémunération du travail et des heures travaillées selon la tranche d'âge dans le secteur des entreprises, 25-34 et 35-44 ans

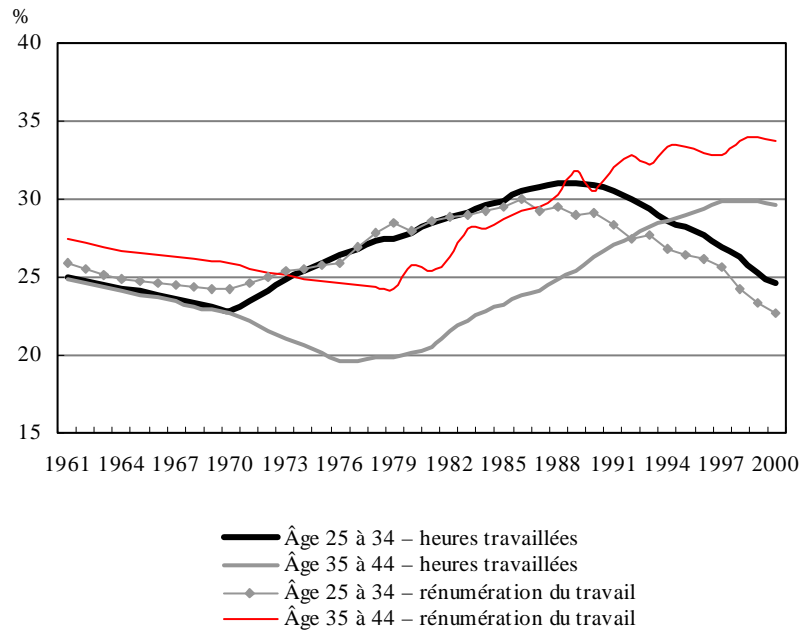
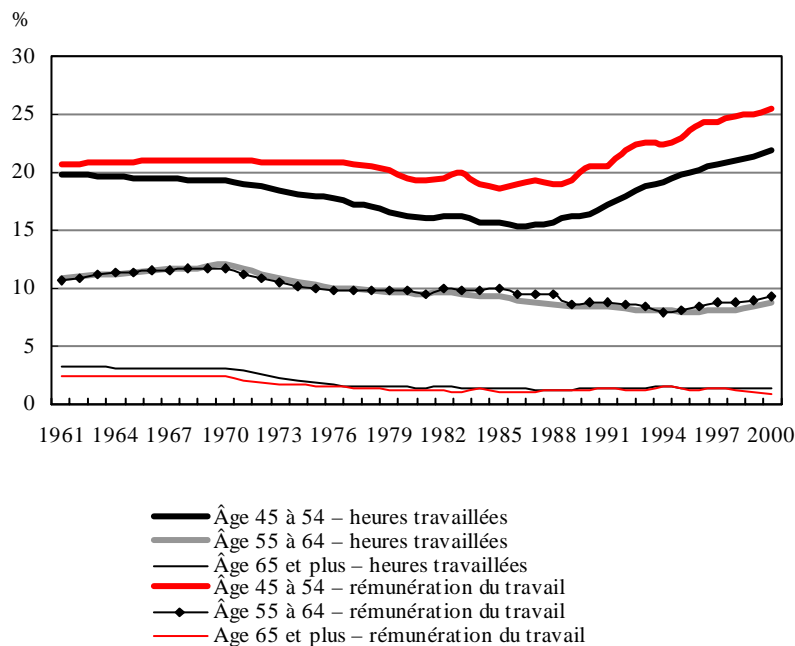


Figure 3.4 Part de la rémunération du travail et des heures travaillées selon les tranches d'âge dans le secteur des entreprises, 45-54, 55-64 et 65 ans et plus



Ceci devrait être négatif dans la première partie de la période et devrait être en progression par la suite.

3.3.2.3 Scolarité

Les niveaux de scolarité ont constamment progressé depuis les années 1960. On peut voir aux figures 3.5 et 3.6 une augmentation au fil des ans, de la part des heures travaillées des gens se situant aux deux niveaux de scolarité les plus élevés. La part des heures travaillées par les travailleurs ayant fait des études postsecondaires est passée de 2,9 % en 1961 à 42,8 % en 2000. Durant la même période, la part des travailleurs ayant fréquenté l'université est passée de 3,3 % en 1961 à 15,5 % en 2000.

Les figures 3.5 et 3.6 indiquent aussi que, la part des salaires dans ces deux groupes est supérieure à celle des heures travaillées. Ainsi, en tenant compte de la composition de la main-d'œuvre, on se trouve à prêter un plus grand poids aux deux catégories où la croissance est des plus rapides. C'est ainsi que l'effet de composition dû à la scolarité devrait être positif.

Il convient également de noter que l'importance relative de ces valeurs de pondération a évolué au fil des ans. Avant 1981, la part des salaires était bien supérieure à la part des heures travaillées chez les travailleurs ayant fait des études postsecondaires ou universitaires. C'est ce qu'on constatait toujours après 1981 chez les travailleurs ayant fréquenté l'université, mais tel n'était plus le cas dans l'autre groupe, ce qui diminuera l'effet de composition dû à l'augmentation de la scolarité dans le reste de la période.

3.3.2.4 Catégorie d'emploi

Le dernier facteur considéré est celui des travailleurs rémunérés et non rémunérés. Comme dans Ho et Jorgenson (1998), nous avons regroupé dans la même catégorie les travailleurs familiaux non rémunérés et les travailleurs autonomes.

D'après la figure 3.7, la part du nombre total des heures travaillées que détiennent les travailleurs rémunérés a constamment augmenté entre 1961 et à la fin des années 80. Cette tendance était particulièrement marquée avant 1975. Après la fin des années 1980, la part des travailleurs rémunérés a baissé pendant que celle des travailleurs autres augmentait.

Chez les travailleurs rémunérés, la part des salaires est légèrement supérieure à celle des heures travaillées, d'où la constatation qu'une progression plus rapide des travailleurs rémunérés avant la décennie 1990 apportera une légère contribution à la croissance de l'effet de composition. En revanche, ceci a ralenti la croissance de l'effet de composition dans les années 1990.

3.3.3 Tendances dans la croissance de la composition de la main-d'œuvre au sein du secteur des entreprises

Le tableau 3.2 résume les résultats de l'application de la méthodologie de Jorgenson, c'est-à-dire de l'estimation des taux de croissance annuels moyens de l'apport en main-d'œuvre, des heures travaillées et de la composition de la main-d'œuvre dans le secteur des entreprises au cours de la période 1961 à 2000 et lors sous-périodes distinguées. Ce tableau présente le taux de croissance des heures travaillées non pondérées, ce qui est habituellement utilisé dans les études de productivité du taux de croissance moyen pondéré. La différence est l'effet de changement dans la composition. On peut également y retrouver l'effet marginal de chaque facteur.

Figure 3.5 Part de la rémunération du travail et des heures travaillées selon le niveau d'instruction dans le secteur des entreprises, études primaires et secondaires

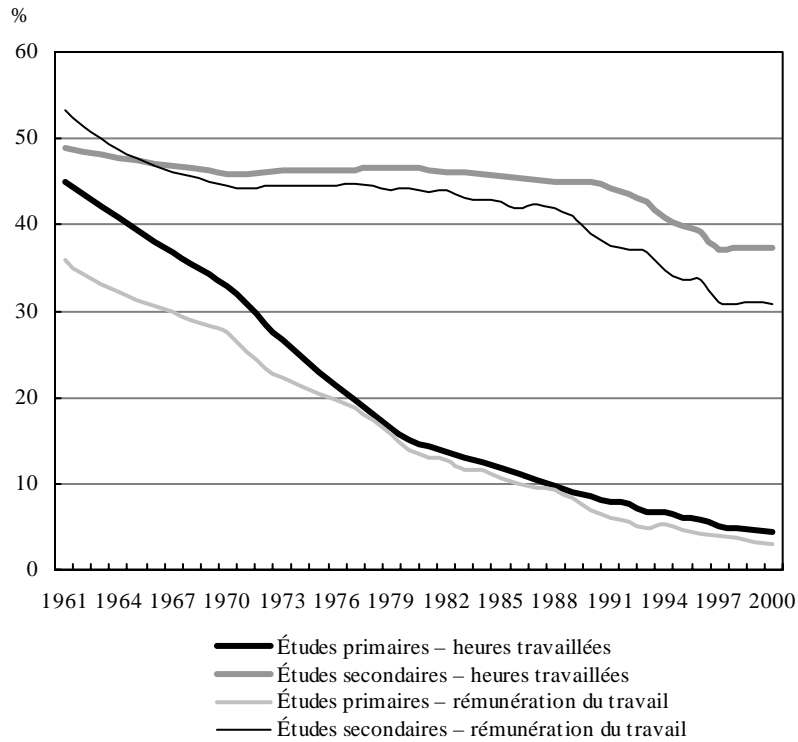


Figure 3.6 Part de la rémunération du travail et des heures travaillées selon le niveau d'instruction dans le secteur des entreprises, études postsecondaires et universitaires

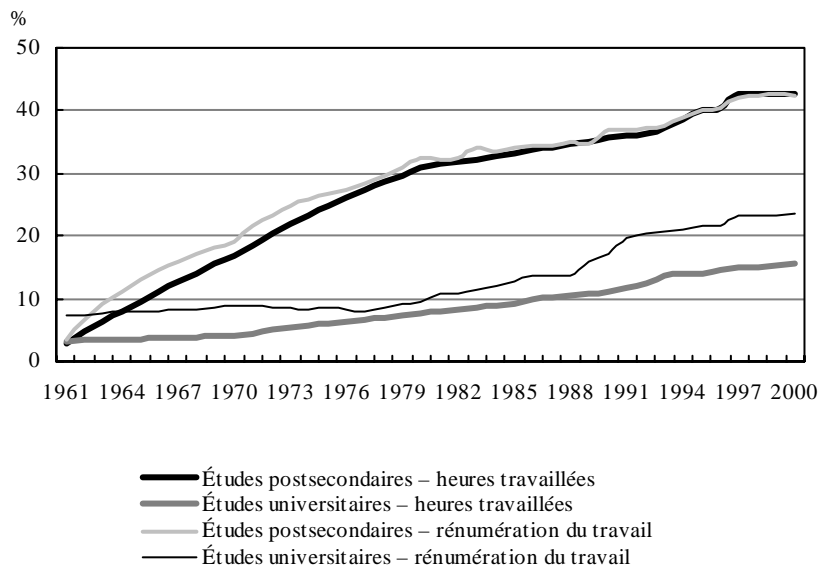


Figure 3.7 Part de la rémunération du travail et des heures travaillées selon les travailleurs rémunérés dans le secteur des entreprises

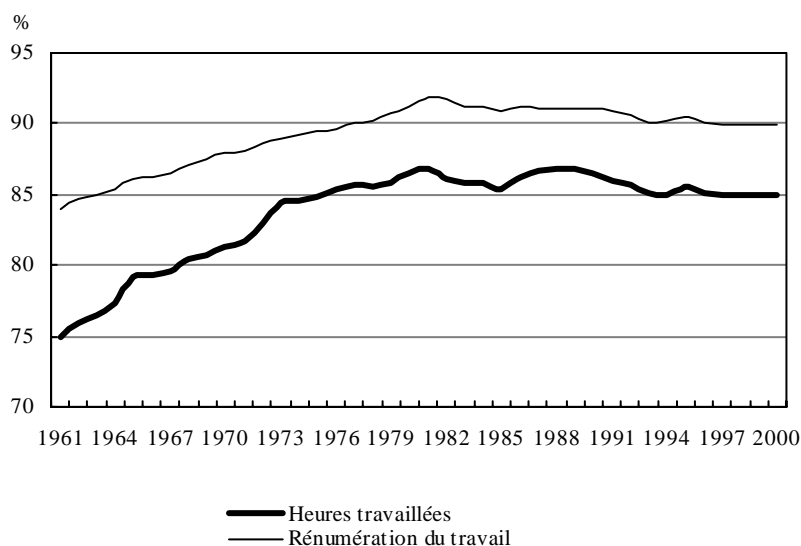


Tableau 3.2 Variations annuelles de l'apport en main-d'œuvre, des heures travaillées et de la composition de la main-d'œuvre dans le secteur des entreprises (pourcentage)

	Sous-périodes					
	1961 à 2000	1961 à 1973	1973 à 1979	1979 à 1988	1988 à 1995	1995 à 2000
Apport en main-d'oeuvre	2,42	2,75	2,01	2,63	1,17	3,48
Heures	1,79	1,90	1,92	2,04	0,27	3,05
Composition de la main-d'oeuvre	0,62	0,84	0,09	0,59	0,89	0,43
Indices partiels de la composition de la main-d'oeuvre						
Sexe	-0,17	-0,27	-0,26	-0,16	-0,06	-0,04
Âge	0,13	-0,17	-0,19	0,40	0,54	0,14
Scolarité	0,51	0,89	0,36	0,21	0,51	0,30
Catégorie d'emploi	0,13	0,34	0,11	0,09	-0,04	-0,05

Note: L'addition des variations de composition de la main-d'œuvre et d'heures travaillées peut ne pas donner les variations de l'apport travail à cause des arrondissements.

Si on tient compte du changement de la composition, les taux de croissance de l'apport en main-d'œuvre l'emportent sur ceux de la somme directe des heures travaillées. Les taux annuels moyens de croissance dans les heures travaillées pondérées sont de 2,75 %, 2,01 %, 2,63 %, 1,17 % et 3,48 % pour les périodes 1961 à 1973, 1973 à 1979, 1979 à 1988, 1988 à 1995 et 1995 à 2000 pendant que les taux de croissance dérivés en utilisant la somme directe des heures travaillées sont de 1,90 %, 1,92 %, 2,04 %, 0,27 % et 3,05 % respectivement.

Les augmentations dues à la progression de la qualité ou aux changements de composition de la main-d'œuvre ont été importantes. Elles ont été en moyenne de 0,62 % par an pour l'ensemble de la période, avec des fluctuations de l'ordre : 0,84 % en 1961 à 1973, 0,09 % en 1973 à 1979, 0,59 % en 1979 à 1988, 0,89 % en 1988 à 1995 et 0,43 % en 1995 à 2000. La progression de composition de la main-d'œuvre a été la plus lente dans la période qui coïncide avec l'entrée de la génération des baby-boomers dans le marché du travail ainsi que la hausse rapide des femmes sur le marché du travail.

Figure 3.8 Indices de l'apport en main-d'œuvre , des heures travaillées et de la composition de la main-d'œuvre dans le secteur des entreprises

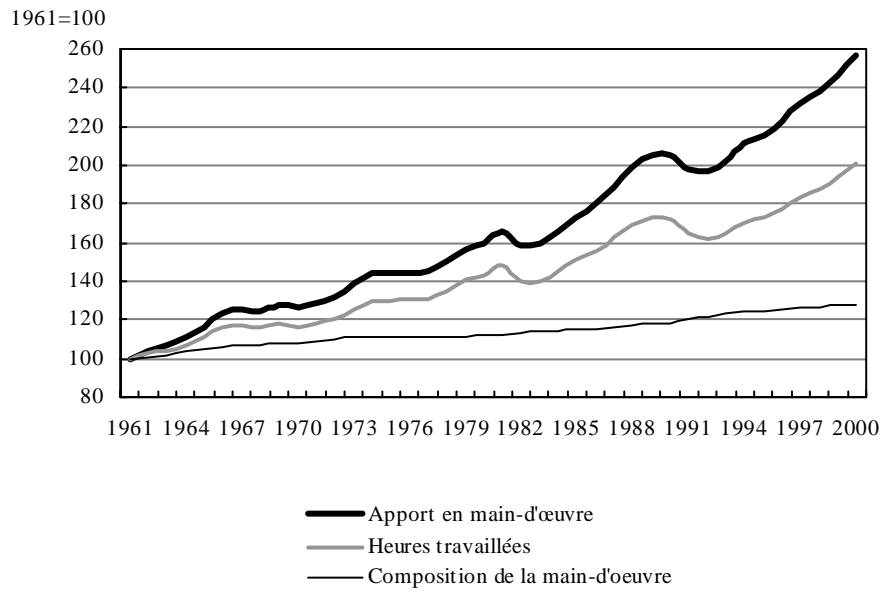
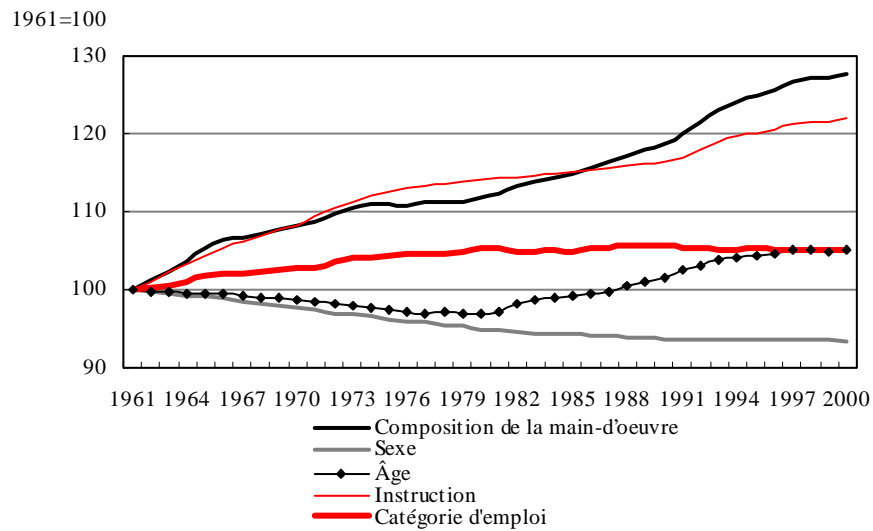


Figure 3.9 Indices partiels de la composition de la main-d'œuvre dans le secteur des entreprises



La figure 3.8 décrit l'évolution des indices de l'apport en main-d'œuvre, des heures travaillées et de la composition de la main-d'œuvre dans le secteur des entreprises au cours de la période 1961 à 2000. Sur l'ensemble de la période, la composition de la main-d'œuvre explique en moyenne pour 25,6 % dans l'apport en main-d'œuvre (30,5 %, 4,5 %, 22,4 %, 76,1 % et 12,4 % respectivement pour 1961 à 1973, 1973 à 1979, 1979 à 1988, 1988 à 1995 et 1995 à 2000). Durant la période 1988 à 1995, la croissance de la composition de la main-d'œuvre s'est accrue à un rythme de trois fois supérieur à celui du taux de croissance des heures travaillées (0,89 % en comparaison à 0,27 %).

Dans la partie inférieure du tableau 3.2 et de la figure 3.9, on peut voir l'incidence relative de la scolarité, de l'âge, du sexe et de la catégorie d'emploi. La progression du niveau d'éducation est le principal facteur à l'origine des valeurs positives de la croissance de la composition de la main-d'œuvre. Elle rend compte la plupart de l'effet de changement de composition de la main-d'œuvre dans chaque sous-période.

Le deuxième facteur en importance est celui de l'âge des travailleurs, qui est substitué à l'expérience comme variable d'approximation. Pour l'ensemble de la période, son effet moyen n'est pas marqué. Il a été négatif dans les années 1960 et 1970 lorsque le groupe des jeunes travailleurs a progressé plus vite que celui des travailleurs plus expérimentés. En revanche, l'effet de l'évolution de la structure par âge a été positif sur la composition de la main-d'œuvre après les années 1980.

Par ailleurs, l'évolution de la représentation des sexes a eu un effet d'amortissement sur la composition de la main-d'œuvre. Cependant, l'effet n'est pas important.

Enfin, le déplacement du travail indépendant vers l'emploi rémunéré en général, a agi positivement sur la croissance du travail, mais l'effet a été le plus prononcé dans les années 60 et 70. Dans les années plus récentes, la croissance du travail autonome a produit un léger effet négatif.

Nous avons aussi calculé l'indice de composition de la main-d'œuvre pour les industries au niveau d'agrégation L (voir le tableau 3.1 en annexe). De 1961 à 1997, la variation de composition de la main-d'œuvre du travail a affiché des valeurs positives dans 132 des 147 industries du secteur canadien des entreprises. Pendant cette période, les taux de croissance annuels moyens de composition de la main-d'œuvre sur l'ensemble de la période ont oscillé entre -1,32 % et +1,61 %.

3.4. Estimations de la composition de la main-d'œuvre au Canada selon une méthode du type BLS

Dans cette section, nous examinerons la sensibilité du changement de la composition de la main-d'œuvre à l'utilisation d'une autre technique d'estimation, celle du « *Bureau of Labor Statistics* ». Le BLS (1993) fait en effet état de différences appréciables entre les estimations finales issues de cette méthode et celles que dégage la méthode de JGF (1987).

3.4.1 Construction de l'indice de composition de la main-d'œuvre

L'estimation de fonctions des salaires servant à établir des parts de salaires, se situe au cœur de la méthode BLS. Pour le Canada, nous dégageons ces estimations à partir des données sur les heures travaillées, les rémunérations horaires et les caractéristiques des travailleurs à partir des microdonnées des recensements de la population de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996. Par souci de comparabilité avec les résultats obtenus par le BLS aux États-Unis, nous prenons uniquement en compte les travailleurs du secteur privé

Tableau 3.3 Classification des travailleurs		
Caractéristiques des travailleurs	Nombre de catégories	Description
Sexe	2	Femmes; hommes
Âge	60	Années d'âge de 15 à 85 ; tout le reste étant exclu
Niveau de scolarité	4	Études primaires complètes ou incomplètes; études secondaires complètes ou incomplètes; études postsecondaires complètes ou incomplètes sans les études universitaires complètes; et études universitaires complètes

des entreprises. Les régressions, les travailleurs ventilent selon le sexe, l'âge et quatre niveaux de scolarité, ce qui donne 480 types de travailleurs au total (tableau 3.3).

Estimations des heures travaillées. Comme le recensement ne renseigne pas directement sur le nombre annuel d'heures travaillées, nous avons calculé cette variable en multipliant le nombre de semaines travaillées par une personne dans son emploi principal l'année précédant le recensement par le nombre d'heures travaillées pendant la semaine de référence du recensement⁷. Nous avons fixé une valeur limite de 4 500 heures par an et éliminé les travailleurs n'ayant aucune heure de travail selon le calcul effectué.

Estimations des rémunérations horaires. Pour estimer les rémunérations horaires, nous avons rangé, les travailleurs rémunérés et les travailleurs indépendants exploitant une entreprise constituée en société dans deux catégories. Pour chacune de ces catégories, nous avons calculé les rémunérations horaires moyennes (taux salarial moyen) en divisant la rémunération annuelle totale versée aux travailleurs par le nombre annuel total estimé d'heures travaillées.

Nous avons ensuite fait une régression du logarithmique du taux salarial en fonction d'une spécification linéaire comprenant l'âge, l'âge au carré, les variables nominales du niveau de scolarités ainsi que d'autres variables nominales d'ordre individuel qu'il était possible de définir à l'aide des bases de données du recensement. Le BLS utilise une procédure complexe pour estimer l'expérience à partir de l'âge il dit aussi, que la seule prise en compte de l'âge donne presque les mêmes résultats nous sommes-nous limités à l'âge au point de vue de la prédiction de l'expérience. Nous avons procédé à des régressions distinctes pour les hommes et les femmes. Les résultats détaillés de ces calculs figurent aux tableaux 3.A2 et 3.A3 en annexe.

Les résultats des cinq différentes années révèlent un certain nombre de tendances intéressantes. D'abord, le coefficient de l'âge augmente progressivement dans le temps chez les femmes, mais non chez les hommes. Toutefois, lorsqu'on tient compte de la non-linéarité et on calcule l'avantage de l'âge pour une expérience de 20 ans à partir de ces coefficients (tableau 3.4), il ressort que l'avantage dont jouissent les hommes et les femmes plus âgés s'est accru de 1970 à 1995, mais de manière plus prononcée chez les femmes.

Le désavantage des études primaires par rapport aux études secondaires augmente également dans le temps, en particulier chez les femmes plus que les hommes. Les études postsecondaires ou l'obtention d'un grade universitaire gagnent également en importance avec le temps chez les femmes, mais moins chez les hommes. En fait, l'avantage

⁷ Le calcul est approximatif pour le recensement de 1971, car nous ne disposions pour chaque travailleur que de tranches des semaines de travail et des heures travaillées.

	1970	1980	1985	1990	1995
Hommes					
Tout diplôme universitaire par rapport à des études secondaires complètes ou incomplètes	43,1	35,1	33,5	38,3	38,7
Âge de 40 ans par rapport à l'âge de 20 ans	39,8	43,6	53,8	50,2	52,2
Femmes					
Tout diplôme universitaire par rapport à des études secondaires complètes ou incomplètes	33,0	31,9	29,5	38,5	39,2
Âge de 40 ans par rapport à l'âge de 20 ans	14,8	27,4	39,4	36,2	42,6

d'un diplôme d'université est relativement constant chez les hommes, mais croît chez les femmes.

D'autres caractéristiques socio-économiques ont un effet appréciable. Le taux salarial augmente, avec le mariage plus chez les hommes que chez les femmes. Chez les premiers, l'avantage du mariage décroît avec le temps. Si on habite dans une grande ville, le taux salarial progresse plus chez les femmes que chez les hommes. Plus on a d'enfants, plus le salaire est bas, facteur qui joue plus chez les femmes que chez les hommes. Les immigrants reçoivent moins en salaire, surtout s'ils sont récemment arrivés au pays. Si on ne parle pas la même langue au foyer qu'au travail, on aura un taux salarial moindre. De plus, les travailleurs à temps partiel ont droit à un salaire inférieur. Enfin, on relève des différences appréciables entre les industries et l'avantage de travailler dans les services financiers et bancaires s'accroît au fil des ans.

Ce qui est plus important encore, c'est qu'en retranchant toutes les caractéristiques socio-économiques sauf celles de l'âge et de la scolarité, on diminue les avantages de scolarité et de l'âge, mais l'effet n'est pas marqué. En fait, les estimations des changements de la composition de la main-d'œuvre que l'on prévoit à travers les méthodes BLS et JGF devraient être similaires.

Nous nous sommes ensuite servis des coefficients estimés pour prédire les valeurs des taux salariaux distincts pour les hommes et les femmes à l'aide de la formule suivante :

Taux salarial prédit = (nouvelle coordonné à l'origine) + (coefficient de régression pour l'âge multiplié par l'âge) + (coefficient de régression pour l'âge au carré multiplié par l'âge au carré) + (coefficient de régression pour la variable nominale des études primaires multiplié par la variable nominale des études primaires) + (coefficient de régression pour la variable nominale des études postsecondaires multiplié par la variable nominale des études postsecondaires) + (coefficient de régression pour la variable nominale du grade universitaire multiplié par la variable nominale du grade universitaire).

Dans cette équation, la coordonnée à l'origine se calcule comme la somme de cette première estimée, de la somme des produits des coefficients de régression restants et de la proportion de l'échantillon de régression ayant cette caractéristique.

Nous avons calculé les valeurs prédites des taux salariaux pour l'ensemble des travailleurs appréhendés par le recensement dont le nombre annuel d'heures travaillées était positif, qu'il s'agisse de travailleurs rémunérés, non rémunérés ou autonomes. Nous avons établi les valeurs prédites des revenus individuels en multipliant le taux salarial prévu par les heures annuelles. Nous avons enfin calculé les parts salariales

Tableau 3.5 Croissance annuelle moyenne de la composition de la main-d'œuvre dans le secteur canadien des entreprises (%), comparaison des méthodes JGF et BLS

Période	Méthode JGF	Méthode BLS	Catégories et données BLS; valeurs de pondération JGF	Données et valeurs de pondération BLS; catégories d'âge JGF	Données BLS; valeurs de pondération et catégories d'âge JGF
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1970 à 1995	0,57	0,45	0,58	0,43	0,56
Sous-périodes					
1970 à 1980	0,33	0,34	0,46	0,33	0,45
1980 à 1985	0,51	0,22	0,37	0,22	0,36
1985 à 1990	0,68	0,63	0,82	0,57	0,75
1990 à 1995	1,00	0,72	0,81	0,68	0,77

prévues pour chaque catégorie de travailleurs (selon une stratification par âge, scolarité et sexe que décrit le tableau 3.3) en divisant la valeur prédite du revenu dans une catégorie par les valeurs totales prédites des revenus dans l'ensemble des catégories.

Nous avons ensuite estimé les variations de l'apport en main-d'œuvre, du nombre total d'heures travaillées et de la composition de la main-d'œuvre comme dans la méthode JGF décrite dans les sections précédentes avec pour différences que les salaires effectifs ont été retenus au lieu des salaires estimés et que la stratification a été légèrement modifiée.

3.4.2 Comparaisons des changements de l'indice de composition de la main-d'œuvre dans le secteur des entreprises selon les méthodes JGF et BLS

Nous présentons la croissance annuelle moyenne de la composition de la main-d'œuvre à la colonne 2 du tableau 3.5 pour la méthode BLS et à la colonne 1 pour la méthode JGF.

La croissance de composition de la main-d'œuvre est un peu plus élevée selon la méthode JGF que selon la méthode BLS dans le secteur des entreprises canadiennes de 1970 à 1995, mais les résultats respectifs sont proches de 1970 à 1980 et de 1985 à 1990. Ajoutons qu'ils sont beaucoup plus proches que dans les résultats américains selon les deux méthodes où la différence est d'environ 0,5 point de pourcentage pour la période considérée (BLS, 1993).

Il y a plusieurs raisons à cette différence des mesures JGF et BLS. Comme nous l'avons signalé, la méthode JGF fait intervenir les taux salariaux moyens de strates qui diffèrent pour certains facteurs clés (par exemple, les scolarités). De telles différences peuvent aussi être le reflet d'autres caractéristiques en corrélation avec la scolarité. La méthode BLS tient compte par une correction de ces autres différences et ne s'attache qu'à l'effet marginal de l'éducation. Pour estimer l'effet d'un passage de la méthode BLS à la méthode JGF, nous établissons de nouvelles estimations JGF à l'aide des catégories BLS du tableau 3.1, mais en prenant les taux salariaux moyens appropriés à la méthode JGF (tableau 3.5, colonne 3). Nos nouvelles estimations de la croissance de l'apport en main-d'œuvre dues aux changements de composition de la main-d'œuvre sont toutes un peu plus élevées qu'au début.

Tableau 3.6 Croissance annuelle moyenne de la composition de la main-d'œuvre au Canada et aux États-Unis

Composition de la main-d'œuvre (var. en %)	
Méthode JGF, période 1961 à 1995	
Canada	0,63
États-Unis*(Ho et Jorgenson, 1998)	0,51
Méthode BLS, période 1970 à 1990	
Canada	0,38
États-Unis*(BLS, 1993)	0,27

* L'estimation de composition de la main-d'œuvre qu'établissent Ho et Jorgenson (1998) pour les États-Unis vise le secteur privé excluant les administrations publiques, mais incluant les salariés des ménages privés et des organismes sans but lucratif. L'estimation canadienne correspondante porte sur le secteur des entreprises.

Le nombre de catégories choisies devrait aussi jouer comme facteur dans les calculs. La méthode BLS employée fait une discrimination plus fine de l'âge, mais la méthode JGF utilisée ici le fait également en distinguant le travail indépendant du travail rémunéré. L'approche BLS établit 480 catégories de travailleurs et l'approche JGF, 112. Si nous prenons la méthode BLS, mais les catégories d'âge JGF, les estimations sont un peu moindres (tableau 3.5, colonne 4).

La colonne 5 du tableau 3.5 indique les résultats que l'on obtient en apportant ces deux suites de modifications, c'est-à-dire en utilisant l'ensemble de données à la base des estimations BLS, mais la méthode et les catégories d'âge JGF. La majorité l'écart entre les estimations est maintenant justifié.

Ce qui reste comme différence tient à trois facteurs. D'abord, les heures et les rémunérations ne sont pas tout à fait les mêmes dans les calculs BLS et JGF. Dans la période postérieure à 1976, les données JGF sur les heures travaillées et les rémunérations horaires sont respectivement réconciliées avec des données des heures de l'EPA pour chacune des caractéristiques des travailleurs et des données de rémunération horaire de l'EFC et de l'EDTR. Ce qui n'est pas fait pour les estimations BLS. Par ailleurs, dans la méthode JGF, on traite différemment les travailleurs indépendants tant par l'établissement d'une catégorie distincte que par la façon de calculer leur taux salarial. Dans la méthode JGF, on attribue un taux salarial moyen des travailleurs rémunérés aux travailleurs indépendants de la même industrie. Dans la méthode BLS, on fixe pour les travailleurs indépendants le taux salarial des travailleurs rémunérés du même âge et du même niveau de la scolarité.

3.5. Comparaison des changements de la main-d'œuvre entre le Canada et les États-Unis

Les différences méthodologiques dans la mesure de la composition de la main-d'œuvre rendent toute comparaison internationale hasardeuses. Néanmoins, nous en présentons ici une illustration avec une estimation établie par Ho et Jorgenson (1998) où, par la méthode JGF, on calcule un indice de composition pour le secteur privé américain. Tout comme dans la présente étude, Ho et Jorgenson ventilent les heures travaillées selon le sexe, l'âge, le niveau de scolarité et la catégorie d'emploi. Ils utilisent également la même définition du secteur privé des entreprises que celle adoptée ici. Le tableau 3.6 présente les taux de croissance annuels moyens de composition de la main-d'œuvre dans les secteurs des entreprises canadien et américain durant la période 1961 à 1995. Depuis 1961, le taux de croissance annuel s'établit en moyenne à 0,63 % au Canada, relativement à 0,51 % aux États-Unis.

Tableau 3.7 Croissance annuelle moyenne de la productivité du travail dans le secteur des entreprises (%)

Période	Production par heure (1)	Contribution de la composition de la main-d'oeuvre (2)	Production par unité de travail (3)
1961 à 2000	1,98	0,42	1,36
Sous-périodes			
1961 à 1973	3,67	0,57	2,83
1973 à 1979	1,44	0,06	1,35
1979 à 1988	1,06	0,39	0,47
1988 à 1995	1,23	0,62	0,33
1995 à 2000	1,70	0,30	1,39

Les comparaisons entre le Canada et les États-Unis par la méthode BLS mais pour une période plus courte, figurent dans la partie inférieure du tableau 3.6. Pendant que les estimations JGF sont presque similaires en termes de méthodologies, les estimations BLS le sont moins. Dans la méthode BLS appliquée aux données américaines, on prend des niveaux de scolarité légèrement différents et une caractérisation selon l'expérience professionnelle plutôt que selon l'âge. Il était impossible avec les données canadiennes de créer des catégories d'instruction et des variables de l'expérience correspondantes. Néanmoins, les résultats selon la méthode BLS sont du même ordre de grandeur dans les deux pays. Comme dans la méthode JGF, les estimations canadiennes sont d'environ 0,10 % supérieures aux estimations américaines.

3.6 Effets des changements de la composition de la main-d'œuvre sur la croissance de la productivité du travail

Comme le taux de croissance de l'apport en main-d'œuvre est plus élevé lorsqu'on pondère les différences entre catégories de travailleurs avec une variable d'approximation pour la productivité relative, les estimations qui en découlent de la productivité du travail et de la productivité multifactorielle seront moindres. Les mesures existantes qui ne tiennent pas compte des changements de composition de la main-d'œuvre ne se trouvent pas non plus à appréhender en réalité, les facteurs de croissance de la production qui proviennent de ce changement de la composition de la main-d'œuvre, c'est-à-dire à l'accroissement de la part des heures travaillées que détiennent les travailleurs plus qualifiés.

Les changements de composition de la main-d'œuvre constituent une importante source de croissance de la productivité du travail. Le tableau 3.7 décrit leur contribution à la croissance de la production par heure travaillée dans le secteur des entreprises selon les estimations JGF que nous avons développées précédemment. La colonne 1 présente le taux de croissance annuel la productivité qui est dérivé à partir la somme directe des heures travaillées. La colonne 2 présente, quant à elle, la contribution des changements de composition de la main-d'œuvre à la mesure habituelle de la productivité du travail. La contribution de la composition de la main-d'œuvre à la croissance de la production par heure est égale aux changements de la composition de la main-d'œuvre multipliée par la part moyenne de la rémunération du travail dans la valeur ajoutée. À la colonne 3, on peut voir l'augmentation de la production par unité d'apport en main-d'œuvre. La croissance de l'apport en main-d'œuvre est calculée par la méthode JGF.

De 1961 à 2000, les changements de la composition de la main-d'œuvre ont contribué de 0,42 point de pourcentage au taux de croissance annuel moyen de 1,98 % de la production par heure. Avant 1973, ces changements ont contribué de 0,57 point de pourcentage à la croissance de la production par heure. Ils diminuent nettement dans les deux périodes qui suivent. Ils ont gagné en importance dans la progression de la productivité du travail de 1988 à 1995. C'est la période où ils représentent 0,62 point de pourcentage de la croissance de la productivité du travail. Après 1995, 0,30 point de pourcentage de la croissance de la production par heure proviennent des changements de la main-d'œuvre.

Avant correction, la productivité du travail a crû de 1,98 % par an de 1961 à 2000 et, après correction, elle était de 1,36 % seulement. Pour le secteur des entreprises, la prise en compte de l'effet de composition de la main-d'œuvre diminue l'écart de croissance de productivité du travail entre les périodes 1961 à 1973 et 1973 à 1979, mais non pas entre les périodes 1961 à 1973 et 1979 à 1988.

3.7. Conclusion

Nous avons examiné l'effet de relâchement l'hypothèse que le travail est homogène dans l'estimation des taux de croissance du facteur travail. Ce faisant, nous avons calculé un indice de l'apport en main-d'œuvre où il y a pondération des taux de croissance des heures travaillées par les divers groupes de travailleurs selon leur productivité relative (avec les parts salariales relatives comme variable instrumentale).

Deux différentes approches ont été utilisées. Dans la première approche, nous prenons pour estimation de la productivité relative, le salaire moyen dans une catégorie. La seconde approche utilise l'analyse multivariée pour estimer les effets marginaux de caractéristiques notables comme la scolarité et l'âge avec d'autres variables comme l'état matrimonial.

Dans l'utilisation des deux approches, nous constatons que les taux de croissance pondérés des services de main-d'œuvre, mesures qui tiennent compte des différences de productivité relative entre les catégories de travailleurs, sont supérieurs aux taux de croissance dérivés à partir de la somme directe des heures travaillées, mesure habituelle utilisée dans les estimations canadiennes de la croissance de la productivité. Cette différence, définie comme l'effet de croissance de composition (appelé parfois l'effet de qualité), tient à des différences de taux de croissance des heures travaillées entre les types de travailleurs.

Le fait que l'effet de composition soit positif signifie que la croissance de la production au Canada s'explique en partie par une augmentation plus rapide des heures travaillées dans les catégories de travailleurs dont la productivité est supérieure. Voilà pourquoi les estimations de la productivité, qui sont ajustées à la baisse à cause des changements de composition de la main-d'œuvre, sont inférieures à celles qui font intervenir une agrégation directe des heures travaillées dans l'ensemble des catégories.

Les résultats obtenus montrent que la progression du niveau de scolarité explique presque entièrement la croissance du changement de composition de la main-d'œuvre au Canada. Les évolutions par l'âge et par le sexe de la population active canadienne ont des effets compensateurs sur la croissance de la composition de la main-d'œuvre.

Un certain nombre de leçons s'en dégagent pour le programme de mesure de la productivité.

L'approche adoptée ici pour corriger l'hétérogénéité des services de main-d'œuvre repose sur l'idée que les taux de salaire relatifs sont une estimation de la productivité marginale relative. Cette hypothèse est à la base de la plupart des études consacrées à la productivité. Ainsi, dans les estimations de la productivité multifactorielle, on pondère le travail et le capital par leurs parts respectives au PIB. Dans ce cas, les praticiens supposent généralement que, ce faisant, on se trouve à appréhender la productivité marginale de chaque facteur. Ainsi, de telles hypothèses posées lorsqu'on utilise les poids de parts salariales dans une agrégation sur les types de travailleurs, respectent l'esprit des pratiques adoptées. Toutefois, il subsiste la question de savoir jusqu'où pousser ces hypothèses. Les salaires relatifs ne traduisent probablement pas la productivité relative sur tous les marchés du travail. Y a-t-il lieu de supposer que les salaires relatifs des hommes et des femmes tiennent entièrement à des différences de productivité marginale, et non pas à de la discrimination?

La question est alors de juger des caractéristiques à prendre en compte dans des corrections d'hétérogénéité du travail. Fait intéressant pour la présente analyse, il y a une évidence qui suggère que la scolarité soit le facteur le plus important empiriquement. La concentration sur l'éducation et l'âge pour rendre compte de l'expérience du travail, suffit à des fins pratiques. Par conséquent, la variable du sexe ne sera pas utilisée dans les estimations qui seront publiées.

Il reste encore la question de la méthodologie à privilégier. Les estimations américaines produites selon les méthodes JGF et BLS accusent des différences appréciables. Les deux méthodes donnent des estimations fort convergentes au Canada lorsque les catégories utilisées pour l'analyse, sont harmonisées et calculées à l'aide de bases de données semblables. Au Canada, l'estimation de changement de la composition de la main-d'œuvre n'est pas très sensible à la nature du mode d'estimation retenu.

Un des grands avantages de la méthode BLS est qu'on se sert d'une variable de l'expérience imputée plutôt que de l'âge pour cerner les bienfaits dont jouissent les travailleurs plus âgés du fait de leur expérience. Mais comme on ne dispose pas au Canada de bonnes estimations de l'expérience professionnelle effective, cette méthode perd un peu de son attrait par rapport à la méthode JGF. De plus, le recours à des régressions salariales à partir des données de diverses enquêtes auprès des ménages (dont l'enquête EFC) montre des variations d'une année à l'autre des coefficients estimés pour les variables de la scolarité et de l'âge, surtout au niveau des industries, ce qui introduit des erreurs de mesure dans l'application de la méthode BLS. On peut également constater que les calculs sont bien plus simples au Canada avec la méthode JGF qu'avec la méthode BLS. Comme les résultats issus des deux méthodes sont assez similaires, nous adopterons la méthode JGF pour calculer les changements de la composition de la main-d'œuvre au Canada.

Nous désirons enfin mettre en garde ceux et celles qui utiliseront les nouvelles estimations de la productivité du travail qui tiennent compte des variations de qualité de main-d'œuvre. Que la scolarité ait une telle importance soulève la question distincte de savoir comment on doit interpréter ces estimations. De simplement dire que la croissance de la productivité est moindre que ce que certains auraient pu penser risque d'induire en erreur. Ceci est moindre dans le secteur des entreprises. La progression de la productivité a pour origine une amélioration de la production du secteur de l'éducation, qui n'est pas visée par les estimations de productivité du secteur des entreprises. Elle est à mettre au compte du secteur public. Ainsi, les gains totaux de productivité ne sont pas réduits, mais tout simplement réattribués.

Bibliographie

Baldwin, J.R. D. Beckstead, N. Dhaliwal, R. Durand, V. Gaudreault, T. Harchaoui, J. Hosein, M. Kaci, et J.P Maynard. 2001. *Croissance de la productivité au Canada*, N° 15-204 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.

Bureau of Labor Statistics. 1993. « Labor Composition and U.S. Productivity Growth, 1948-90 ». Bureau of Labor Statistics Bulletin 2426, Washington, D.C., Ministère du travail des États-Unis.

Chinloy, Peter T. 1980. « Sources of Quality in Labor Input ». *The American Economic Review*, Vol. 70, No. 1, mars, pp.108-119.

Coulombe S., 2000. « Three Suggestions to Improve Multi-Factor Productivity Measurement in Canadian Manufacturing ». Document présenté à la conférence du CSLS sur l'écart au niveau de la productivité entre le Canada et les États-Unis, 22 janvier, Ottawa, Ontario.

Dean E.R. et M. J. Harper 1998. « The BLS Productivity Measurement Program ». Bureau of Labor Statistics, Washington, D.C., Ministère du travail des États-Unis.

Diewert E. 2000. Commentaires sur « Three Suggestions to Improve Multi-Factor Productivity Measurement in Canadian Manufacturing » par Serge Coulombe, Document présenté à la conférence du CSLS sur l'écart au niveau de la productivité entre le Canada et les États-Unis, janvier 22, Ottawa, Ontario.

Daugherty, J.C. 1992. « A Comparison of Productivity and Economic Growth in the G-7 Countries ». Thèse de doctorat, Université Harvard.

Gu, Wulong et J-P Maynard 2001. « The Changing Quality of Canadian Work Force, 1961-1995 » dans Jorgenson et Lee (eds) *Industry-level Productivity and International Competitiveness between Canada and the United States*, Documents de recherche, Industrie Canada.

Ho, Mun S. et Dale W. Jorgenson 1998. « The Quality of the U.S. Work Force, 1948-95 » documents non-publiés, Kennedy School of Government, Université d'Harvard.

Jorgenson, Dale W. et Eric Yip 1998. « Whatever Happened to Productivity Growth ». Harvard University.

Jorgenson, Dale W., Frank M. Gollop et Barbara M. Fraumeni 1987. « Productivity and U.S. Economic Growth ». Cambridge, Presse de l'Université d'Harvard.

Jorgenson, Dale W. et Kevin J. Stiroh 2001. « Raising The Speed Limit: US Economic Growth in the Information Age », édité par Dale W. Jorgenson et Frank C. Lee, Industry Programme de publications de recherche d'Industrie Canada.

Nations-Unis. 1993. *System of National Accounts*. Nations-Unis groupe de travail inter-départemental des Nations-Unis.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Tableau 3.A1 en annexe Croissance annuelle moyenne de la productivité de travail et de la composition de la main-d'œuvre par industrie, 1961 à 1997, selon la méthode JGF (%)

Industrie	Valeur ajoutée par heure	Valeur ajoutée par unité de travail	Composition de la main-d'œuvre
1 Agriculture et services connexes	3,74	3,09	0,65
2 Pêche et piégeage	-0,04	-0,58	0,54
3 Exploitation et services forestiers	2,25	1,77	0,48
4 Mines d'or	1,32	0,53	0,79
5 Autres mines de métaux	1,13	0,66	0,48
6 Mines de fer	3,49	3,01	0,47
7 Mines d'amiante	-0,33	-0,79	0,46
8 Autres mines non métalliques (sauf le charbon)	5,59	4,94	0,65
9 Mines de sel	4,95	4,46	0,49
10 Mines de charbon	6,28	5,68	0,60
11 Pétrole brut et gaz naturel	-1,42	-1,93	0,51
12 Carrières et sablières	3,34	2,87	0,46
13 Services relatifs à l'extraction minière	0,20	-0,33	0,53
14 Viande et ses produits (sauf la volaille)	0,18	-0,07	0,24
15 Produits de la volaille	0,34	-0,30	0,64
16 Transformation du poisson	0,06	-0,36	0,42
17 Fruits et légumes	3,89	3,36	0,53
18 Produits laitiers	1,98	1,45	0,53
19 Autres produits alimentaires	2,07	1,41	0,66
20 Aliments pour animaux	4,73	4,09	0,64
21 Huiles végétales (sauf l'huile de maïs)	5,90	4,30	1,61
22 Biscuits	0,90	-0,07	0,97
23 Pain et autres produits de boulangerie-pâtisserie	1,09	0,46	0,63
24 Sucre de canne et de betterave	1,65	1,25	0,40
25 Boissons gazeuses	2,15	1,26	0,90
26 Produits de distillation	3,39	2,33	1,06
27 Bière	1,61	0,98	0,63
28 Vin	4,21	3,62	0,59
29 Produits du tabac	3,52	2,59	0,93
30 Produits en caoutchouc	3,92	3,44	0,47
31 Produits en matière plastique	4,12	3,55	0,57
32 Tanneries	1,83	1,56	0,27
33 Chaussures	1,81	1,39	0,42
34 Autres produits du cuir et produits connexes	2,49	2,03	0,47
35 Fibres chimiques et tissus tissés	6,17	4,95	1,22
36 Filature et tissage de la laine	2,26	1,46	0,80
37 Tissus larges à mailles	9,68	8,49	1,19
38 Autres produits textiles	2,79	2,21	0,58
39 Tapis, carpettes et moquettes	6,84	6,02	0,82
40 Habillement (sauf les bas et les chaussettes)	2,59	2,32	0,27
41 Bas et chaussettes	6,01	5,71	0,30
42 Scieries, ateliers de rabotage et usines de bardeaux	3,09	2,38	0,70
43 Placages et contreplaqués	2,39	1,86	0,53
44 Portes, châssis et autres bois travaillés	0,98	0,55	0,43
45 Boîtes de bois et cercueils	0,46	-0,15	0,61
46 Autres produits du bois	2,02	1,36	0,66
47 Meubles de maison	0,82	0,55	0,28
48 Meubles de bureau	2,35	0,85	1,50
49 Autres meubles et articles d'ameublement	2,15	1,45	0,70
50 Pâtes et papiers	2,17	1,64	0,53
51 Papier-toiture asphalté	4,39	3,40	0,99
52 Boîtes en carton et sacs en papier	2,16	1,42	0,73
53 Autres produits en papier transformé	2,65	1,98	0,67
54 Imprimerie et édition	0,37	0,07	0,30
55 Clichage, composition et reliure	0,93	0,80	0,12
56 Sidérurgie	2,13	1,60	0,54
57 Tubes et tuyaux d'acier	5,63	5,17	0,46
58 Fonderies de fer	2,77	2,23	0,54
59 Fonte et affinage des métaux non ferreux	2,89	2,35	0,54

Tableau 3.A1 en annexe Croissance annuelle moyenne de la productivité de travail et de la composition de la main-d'œuvre par industrie, 1961 à 1997, selon la méthode JGF (%) – suite

Industrie	Valeur ajoutée par heure	Valeur ajoutée par unité de travail	Composition de la main-d'œuvre
60 Laminage, moulage et extrusion de l'aluminium	3,53	2,95	0,58
61 Laminage, moulage et extrusion du cuivre et de ses alliages	1,64	1,12	0,52
62 Laminage, du moulage et de l'extrusion d'autres métaux non ferreux	-0,34	-0,79	0,46
63 Chaudières à pression et éléments de charpente en métal	1,05	0,55	0,50
64 Produits métalliques d'ornement et d'architecture	2,84	2,41	0,43
65 Emboutissage, matriçage et revêtement de produits en métal	1,32	0,80	0,52
66 Fil métallique et ses produits	1,76	1,22	0,54
67 Quincaillerie, outillage et coutellerie	1,00	0,45	0,55
68 Matériel de chauffage	2,30	1,58	0,72
69 Ateliers d'usinage	1,90	1,27	0,63
70 Autres produits en métal	1,96	1,48	0,48
71 Instruments aratoires	3,07	2,77	0,31
72 Matériel commercial de réfrigération et de climatisation	4,51	3,72	0,79
73 Autres industries de la machinerie et de l'équipement	1,48	1,00	0,49
74 Aéronefs et pièces d'aéronefs	1,53	1,02	0,51
75 Véhicules automobiles	6,06	5,69	0,37
76 Carrosseries de camions, d'autobus et de remorques	3,48	3,11	0,37
77 Pièces et accessoires pour véhicules automobiles	4,56	4,12	0,44
78 Matériel ferroviaire roulant	1,05	0,52	0,53
79 Construction et réparation de navires	1,63	1,06	0,57
80 Autres industries du matériel de transport	5,12	4,09	1,03
81 Petits appareils électriques	4,54	4,16	0,38
82 Gros appareils (électriques ou non)	4,85	4,35	0,50
83 Autres produits électriques et électroniques	2,75	2,04	0,72
84 Phonographes et récepteurs de radio et de télévision	4,70	4,24	0,46
85 Équipement de communication et autre matériel électronique	4,61	4,00	0,61
86 Machines pour bureaux, magasins et commerces	13,96	13,30	0,67
87 Fils et câbles électriques et de communication	2,32	1,78	0,54
88 Accumulateurs	2,43	1,94	0,49
89 Produits en argile	1,62	1,94	-0,32
90 Produits en argile	1,56	0,96	0,60
91 Produits en béton	1,38	0,77	0,61
92 Béton préparé	1,66	1,27	0,38
93 Verre et articles en verre	3,59	3,24	0,35
94 Autres produits minéraux non métalliques	2,77	2,12	0,65
95 Produits raffinés du pétrole et du charbon	4,47	3,84	0,63
96 Produits chimiques d'usage industriel n.c.a.	5,29	4,66	0,64
97 Produits chimiques n.c.a.	3,54	2,90	0,64
98 Matières plastiques et résines synthétiques	5,62	4,89	0,73
99 Produits pharmaceutiques et médicaments	4,71	4,16	0,55
100 Peintures et vernis	0,88	0,42	0,46
101 Savon et composés pour le nettoyage	3,56	3,06	0,49
102 Produits de toilette	1,96	0,80	1,17
103 Autres industries manufacturières	2,60	2,07	0,53
104 Bijouterie et orfèvrerie	-0,45	-0,59	0,14
105 Articles de sport et jouets	3,22	2,77	0,45
106 Enseignes et étalages	0,31	0,32	-0,01
108-116 Construction	0,94	0,43	0,51
117 Transport et services aériens	0,78	0,20	0,58
118 Transport et services ferroviaires	7,11	6,61	0,49
119 Transport par eau et services connexes	3,06	2,60	0,46
120 Camionnage	2,41	1,98	0,44
121 Transports en commun urbain	-2,16	-2,40	0,24
122 Transports en commun interurbains et ruraux	0,13	-0,32	0,45
123 Autres services relatifs au transport	0,15	-0,28	0,43
124 Transport par pipelines	2,38	1,77	0,62
125 Entreposage et emmagasinage	1,77	1,38	0,39
126 Diffusion des télécommunications	2,22	1,72	0,50
127 Transmission des télécommunications	5,88	5,22	0,66

Tableau 3.A1 en annexe Croissance annuelle moyenne de la productivité de travail et de la composition de la main-d'œuvre par industrie, 1961 à 1997, selon la méthode JGF (%) – fin

Industrie	Valeur ajoutée par heure	Valeur ajoutée par unité de travail	Composition de la main-d'œuvre
128 Services postaux et de messageries	0,65	0,42	0,22
129 Énergie électrique	2,48	1,77	0,70
130 Distribution de gaz	2,87	2,37	0,50
131 Distribution d'eau et autres services publics	2,59	2,09	0,50
132 Commerce de gros	2,39	1,94	0,44
133 Commerce de détail	1,97	1,65	0,32
134 Services financiers et immobiliers	-0,35	-0,85	0,49
135 Assurances	2,03	1,68	0,35
137 Autres services aux entreprises	2,44	1,43	1,01
138 Services professionnels aux entreprises	-0,27	-0,60	0,34
139 Services de publicité	-1,46	-1,28	-0,19
140 Services d'enseignement	-0,36	-0,92	0,56
141 Autres services de santé et services sociaux	-1,03	0,29	-1,32
142 Hébergement et restauration	-0,21	-0,68	0,47
143 Cinéma et matériel audiovisuel	-0,62	-0,60	-0,02
144 Autres services de divertissement et de loisirs	-0,07	-0,76	0,69
145 Autres services personnels	0,05	-0,39	0,44
146 Services de blanchissage et de nettoyage à sec	0,37	0,13	0,24
147 Associations (sans les organisations religieuses) et autres services	1,24	1,02	0,22

Tableau 3.A2 en annexe : Régressions du logarithme du taux salarial des femmes à l'aide des données du recensement de la population (salarisées du secteur privé ou travailleuses autonomes exploitant une entreprise constituée en société)

Variable indépendante	Valeurs des coefficients pour les années de recensement :				
	1971	1981	1986	1991	1996
Coordonnée à l'origine	0,267	0,699	0,681	0,969	0,956
Âge	0,023	0,040	0,054	0,050	0,050
Âge au carré	-0,00026	-0,00044	-0,00057	-0,00053	-0,00048
Études primaires	-0,146	-0,169	-0,217	-0,223	-0,214
Études post-secondaires	0,088	0,088	0,066	0,122	0,127
Études universitaires	0,330	0,319	0,295	0,385	0,392
Est aujourd'hui mariée	0,078	0,069	0,092	0,055	0,085
A immigré dans les 6 ans	-0,137	-0,243	-0,289	-0,270	-0,346
A immigré plus tôt	-0,025	-0,044	-0,052	-0,044	-0,084
Parle une langue différente au foyer	-0,006	-0,037	-0,045	-0,089	-0,111
Travaille actuellement à temps partiel	-0,533	-0,071	-0,126	-0,092	-0,110
Habite dans une grande ville (>100 000 habitants)	0,136	0,109	0,125	0,156	0,134
A travaillé à plein temps cette année et l'année dernière	-0,183	-0,029	-0,005	-0,090	-0,064
A un enfant	-0,023	-0,028	-0,027	-0,023	-0,004
A 2 ou 3 enfants	-0,052	-0,033	-0,020	-0,020	0,022
A 4 enfants et plus	-0,103	-0,103	-0,082	-0,099	-0,008
Île-du-Prince-Édouard	-0,064	-0,031	-0,053	-0,031	*0,009
Nouvelle-Écosse	*-0,005	-0,025	-0,034	-0,017	0,024
Nouveau-Brunswick	0,065	0,033	0,028	0,040	0,067
Québec	0,206	0,146	0,091	0,135	0,199
Ontario	0,236	0,115	0,096	0,233	0,311
Manitoba	0,087	0,041	0,017	0,019	0,077
Saskatchewan	0,022	0,117	0,068	-0,058	0,060
Alberta	0,171	0,221	0,163	0,137	0,202
Colombie-Britannique	0,267	0,284	0,177	0,212	0,349
Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut	0,422	0,356	0,316	0,362	0,439
Fabrication	0,110	0,113	0,161	0,208	0,128
Communication, transport et énergie	0,200	0,246	0,332	0,332	0,261
Services financiers et bancaires	0,078	0,163	0,220	0,262	0,212
Services commerciaux	-0,047	-0,014	0,022	0,064	-0,007
Nombre d'observations	606 190	417 194	534 570	542 030	586 776
R ²	0,297	0,198	0,300	0,247	0,286

* valeur statistiquement non significative

Note : Catégories omises : études secondaires, industries primaires et Terre-Neuve.

Tableau 3.A3 en annexe : Régressions du logarithme du taux salarial des hommes à l'aide des données du recensement de la population (salariés du secteur privé ou travailleurs indépendants exploitant une entreprise constituée en société)

Variable indépendante	Valeurs des coefficients pour les années de recensement :				
	1971	1981	1986	1991	1996
Coordonnée à l'origine	0,168	0,745	0,689	1,126	1,165
Âge	0,053	0,057	0,069	0,061	0,059
Âge au carré	-0,00055	-0,00059	-0,00070	-0,00060	-0,00055
Études primaires	-0,143	-0,159	-0,172	-0,180	-0,172
Études post-secondaires	0,111	0,082	0,069	0,106	0,109
Études universitaires	0,431	0,351	0,335	0,383	0,387
Est aujourd'hui mariée	0,180	0,154	0,154	0,135	0,118
A immigré dans les 6 ans	-0,154	-0,245	-0,312	-0,347	-0,395
A immigré plus tôt	-0,036	-0,064	-0,062	-0,068	-0,101
Parle une langue différente au foyer	-0,027	-0,056	-0,070	-0,107	-0,133
Travaille actuellement à temps partiel	-0,314	-0,218	-0,245	-0,224	-0,242
Habite dans une grande ville (>100 000 habitants)	0,085	0,076	0,089	0,097	0,071
A travaillé à plein temps cette année et l'année dernière	-0,164	-0,079	-0,024	-0,106	-0,046
A un enfant	0,008	0,010	-0,013	-0,001*	0,001
A 2 ou 3 enfants	0,076	0,050	0,025	0,038	0,035
A 4 enfants et plus	0,070	-0,040	-0,038	-0,059	-0,077
Île-du-Prince-Édouard	-0,262	-0,177	-0,155	-0,158	-0,163
Nouvelle-Écosse	-0,073	-0,067	-0,026	-0,040	-0,091
Nouveau-Brunswick	-0,035	0,014	0,039	0,038	-0,002
Québec	0,099	0,084	0,085	0,088	0,067
Ontario	0,153	0,099	0,113	0,176	0,150
Manitoba	0,022	0,004	-0,009	-0,057	-0,061
Saskatchewan	-0,030	0,062	0,021	-0,083	-0,052
Alberta	0,108	0,209	0,162	0,080	0,080
British Columbia	0,200	0,248	0,188	0,168	0,191
Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut	0,296	0,218	0,233	0,246	0,229
Fabrication	0,035	0,085	0,116	0,113	0,096
Communication, transport et énergie	0,023	0,092	0,141	0,118	0,075
Services financiers et bancaires	0,029	0,114	0,128	0,126	0,206
Services commerciaux	-0,087	-0,082	-0,069	-0,048	-0,084
Nombre d'observations	1 337 216	804 416	895 317	871 912	929 023
R ²	0,390	0,375	0,462	0,368	0,391

* valeur statistiquement non significative

Note : Catégories omises : études secondaires, industries primaires et Terre-Neuve.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



4

Une révision complète de la méthode d'estimation de l'intrant capital pour le programme de la productivité multifactorielle de Statistique Canada

TAREK M. HARCHAOUI ET FAOUZI TARKHANI

4.1. Introduction

La mesure de la performance économique consiste à comparer des mesures de la production, des intrants (travail, capital et matières) ou de la productivité de diverses branches d'activité et sur diverses périodes. Les comptes de productivité offrent un cadre de référence pratique pour recueillir les renseignements nécessaires afin de procéder à ces comparaisons. Dans ce cadre, la variation de la production est décomposée en termes de composantes imputables à l'augmentation des divers intrants et un résidu appelé productivité multifactorielle. Ce résidu englobe le progrès technique, les changements organisationnels et tous les autres facteurs qui ne sont pas pris en compte dans les mesures de la croissance de la production.

Les comparaisons de la productivité de diverses branches d'activité ou de divers pays sont fort intéressantes d'un point de vue académique. Elles sont également utiles du point de vue de la politique publique, en offrant mesures et cadre conceptuel aux politiques présentes et à venir.

Jusqu'à 1987, les chiffres de productivité produits par Statistique Canada étaient exprimés en terme de production par employé, c'est-à-dire une simple mesure de la productivité du travail. Au début des années 1990, ce dernier a introduit une meilleure mesure de l'intrant travail qui se fonde sur le nombre d'heures travaillées. Cette mesure de la croissance de la productivité du travail reflète non seulement l'évolution de la technologie, mais aussi la variation du capital disponible par heure, laquelle résulte de l'accumulation du capital plutôt que de l'augmentation de l'efficacité du travail.

Ainsi, Statistique Canada a suivi les conseils des économistes et a mis en place le programme de la productivité multifactorielle pour mieux mesurer l'efficacité avec laquelle sont utilisés conjointement plusieurs intrants. La croissance de la productivité multifactorielle correspond à l'augmentation de la production réalisée en sus de celle due à l'augmentation des intrants en capital et en travail. Elle peut résulter d'un déplacement vers l'extérieur de la fonction agrégée de production causé par le progrès technologique et, dans certaines conditions, ce dernier peut être évalué d'après la variation de la mesure de la productivité multifactorielle uniquement. Lorsque ces conditions ne sont pas vérifiées, on recourt à d'autres méthodes pour faire la distinction entre la composante du déplacement dû aux progrès techniques et d'autres facteurs, comme l'exploitation des économies d'échelle qui entrent en jeu¹.

¹ Consulter Baldwin, Gaudreault et Harchaoui (2001) pour un exemple de la méthode paramétrique de mesure de la productivité.

La mesure de la productivité multifactorielle comprend une comparaison de la variation de la production à celle des intrants. La théorie microéconomique de l'entreprise, se sert d'une « fonction de production » pour décrire formellement la relation entre les services des intrants et la production. Le capital est, naturellement, une forme d'intrant. Cependant, le modèle simple de production ne s'adapte pas parfaitement aux biens d'équipement qui, entre autre, ne sont pas consommés durant la production. Néanmoins, ces biens doivent être déployés spécifiquement en production pour une période déterminée afin de *rendre des services*. Par conséquent, une mesure de l'intrant conforme à la théorie de la production serait la valeur du *flux de services* fournis par les biens d'équipement.

Comme une grande variété de biens d'équipement sont utilisés dans la production, il faut construire une mesure agrégée du stock de capital ou des services du capital. Pour les stocks nets utilisés dans les comptes du *patrimoine*, il suffit simplement d'additionner les estimations obtenues pour diverses catégories de biens, en se servant des prix du marché aux fins d'agrégation. Il n'en est, toutefois, pas de même pour les estimations des services du capital nécessaires pour analyser la *productivité*. Habituellement, on associe chaque catégorie de biens à un flux particulier de services du capital et l'on suppose qu'il existe, au niveau des biens individuels, une proportionnalité rigoureuse entre les services du capital et le stock de capital. Toutefois, le rapport proportionnel n'est pas nécessairement le même pour toutes les catégories de biens, de sorte que les valeurs du stock agrégé, dérivées des comptes de richesse et des flux couvrant diverses catégories d'actifs nécessaires pour les analyses de la productivité, pourraient diverger. On ne peut donc se servir d'une mesure unique du stock de capital pour ces deux éléments, sauf s'il n'existe qu'un seul bien d'équipement homogène.

Pour mieux comprendre pourquoi il en est ainsi, considérons le processus d'estimation de la productivité multifactorielle. Cette dernière est définie comme étant la différence entre la croissance de la production Q et les contributions du capital K et du travail L à cette croissance résultant de l'utilisation d'une unité additionnelle de capital et de travail, $C(\Delta K)$ et $C(\Delta L)$, respectivement.

$$MFP = \Delta Q - C(\Delta K) - C(\Delta L)$$

La contribution du travail et du capital à la croissance de la production est simplement le produit marginal du travail (capital) multiplié par la variation de la quantité de travail (capital) consacrée à la production. Si la fonction de production est caractérisée par un rendement d'échelle constant et des prix des intrants (travail et capital) égaux à leur revenu marginal, alors la part de la production totale imputable au travail (s_L) ou celle imputable au capital (s_K) peut être considérée comme représentant le produit marginal de chaque facteur.

Donc

$$MFP = \Delta Q - s_K(\Delta K) - s_L(\Delta L).$$

Dans un monde où tous les éléments d'actif ont le même produit marginal, on peut estimer les variations du capital en additionnant simplement la valeur de tous les biens et en calculant la variation de cette somme au cours du temps. Toutefois, s'il existe

n biens, ayant chacun un produit marginal du capital s_{K_i} distinct alors la formule appropriée pour estimer l'effet du capital est

$$C(\Delta K) = s_{K_1} \Delta K_1 + s_{K_2} \Delta K_2 + \dots + s_{K_n} \Delta K_n,$$

où s_{K_a} peut être considéré comme approximativement égal à la part de la production totale imputable à chaque catégorie de capital $a(a = 1, 2, \dots, n)$.

Les poids qu'il convient d'utiliser pour estimer la variation du stock de capital sont alors les parts relatives de chaque actif dans la compensation totale du capital. Afin d'estimer ces parts, nous devons calculer le prix unitaire de chaque catégorie de biens (c_a), puisque la part du coût total du capital imputable à chaque bien est simplement

$$s_{K_1} = \frac{c_1 K_1}{\sum_a c_a K_a}.$$

Une simple mesure du stock de capital pourrait ne pas être la mesure appropriée du capital pour une analyse de la fonction agrégée de production si l'on a affaire à une vaste gamme de biens hétérogènes ayant des caractéristiques productives différentes. Il ne sera possible de calculer simplement la somme des valeurs monétaires de tous les biens et d'agréer ceux-ci que si les prix des biens sont les mêmes. Dans le présent chapitre, nous discutons de la méthode utilisée pour estimer les prix c_a de divers biens a .²

Pour résoudre ce problème de mesure, Griliches et Jorgenson (1966) et Jorgenson et Griliches (1967) ont introduit des indices de la « qualité constante » des services du capital, également appelés intrant capital, qui tiennent compte du fait que des biens corporels, achetés au même prix sont caractérisés par des durées de vie, des taux de dépréciation, des traitements fiscaux et, en bout de ligne, des produits marginaux différents.

Les indices de qualité constante des services du capital utilisés se fondent sur un « coût d'usage du capital » spécifique à l'actif considéré établi par Jorgenson (1963) et développé plus en détail par Hall et Jorgenson (1967), pour agréer les biens d'équipement hétérogènes. Cette méthode du coût d'usage offre d'importants avantages par rapport à la méthode plus simple du stock de capital qui se fonde sur les prix d'acquisition pour pondérer les divers biens. La pondération des biens d'après leur coût d'usage, qui est égal au produit marginal dans des conditions d'équilibre concurrentiel, tient effectivement compte des différences entre les contributions d'investissements hétérogènes à la production à mesure qu'évolue la composition de l'investissement et du capital. Dans ce cas, la variation de la consommation agrégée de capital comporte deux composantes distinctes, à savoir la variation de la quantité de capital d'un type donné et la variation de la composition des diverses catégories de biens ayant des produits marginaux et des coûts d'usage différents. Ce deuxième effet, causé par le changement de l'importance des catégories de capital dans le stock agrégé de capital, est parfois considéré comme

² Le même problème se pose lorsqu'il faut estimer la variation du nombre d'heures travaillées et nous en discutons au chapitre 3 du présent ouvrage.

résultant de la variation de la « qualité » des services du capital ou de l'effet compositionnel dû à la modification de la nature du groupe de biens. Il rend compte explicitement de la substitution entre biens hétérogènes en réaction à la variation relative des prix de différents biens.

Grâce à ses travaux novateurs, Jorgenson a établi dans les grandes lignes le cadre de référence permettant de contourner le fait que l'on ne peut ni observer ni mesurer directement le prix des services du capital. Malgré ça, le passage de la théorie à la pratique a été plus laborieux. En particulier, le paradigme théorique du prix de location et son application empirique dans le monde réel diffèrent considérablement. Nous discutons dans le présent chapitre de certaines questions qui doivent être résolues afin de combler ce fossé.

Par conséquent, l'objectif principal de cette section est de présenter une discussion systématique des problèmes conceptuels et quantitatifs que pose l'évaluation des composantes du prix de location des biens. Les questions examinées ici sont d'une importance fondamentale en ce qui concerne la mesure de l'intrant capital en vue d'estimer la productivité multifactorielle. Les méthodes de mesure des composantes du coût d'usage du capital rendent ces dernières particulièrement vulnérables aux problèmes d'erreur sur les variables. Malheureusement, les études des concepts qui sous-tendent les composantes du prix de location sont rares, de même que les évaluations de l'effet des mesures de rechange de ces composantes sur la qualité des estimations de l'intrant capital (Diewert et Lawrence, 1999; Bernstein, 2000).

Nous passons d'abord en revue les lignes directrices tirées de la théorie économique pour faire la distinction entre les diverses formules de calcul du prix de location employées par les praticiens. Nous obtenons ainsi un ensemble de cinq mesures possibles du prix de location que nous évaluons dans le contexte du cadre comptable de la croissance de la productivité multifactorielle. L'évaluation empirique se fonde sur la comparaison de ces cinq estimations obtenues d'après un ensemble commun de données couvrant, pour la période allant de 1961 à 2000, 122 branches (CTI, 1980) d'activité du secteur canadien des entreprises comptant 28 catégories distinctes de biens d'équipement.

L'organisation de l'article procède comme suit. À la section 4.2, nous résumons de façon exhaustive le concept des services du capital et les hypothèses sous-jacentes. À la section 4.3, nous discutons du domaine de définition du stock de capital et des méthodes d'agrégation nécessaires pour calculer les estimations de l'intrant capital. À la section 4.4, nous exposons en détail les concepts et les considérations pratiques qui sous-tendent la mesure du coût du capital. À la section 4.5, nous analysons les estimations du coût d'usage du capital et des actifs du capital. Nous y évaluons aussi les effets de diverses mesures du coût d'usage du capital sur l'évolution de la composition du capital. À la section 4.6, nous tirons des conclusions sur le rôle du capital dans la croissance économique du secteur canadien des entreprises et comparons les productivités du Canada et des États-Unis. L'annexe 4.A décrit les sources des variables fiscales utilisées pour calculer les estimations du coût d'usage du capital. L'annexe 4.B donne une description formelle des méthodes suivies pour arriver au concept de services agrégés du capital.

4.1.1. Le capital dans la littérature sur la productivité

Nous résumons ici la méthode utilisée pour calculer les services du capital. À partir des données sur l'investissement, nous calculons les stocks de capital par la méthode de l'inventaire perpétuel, puis nous estimons le coût d'usage du capital pour chaque bien d'après les dossiers administratifs et les données des comptes nationaux.

Ensuite, nous agrégeons ces stocks en nous servant du coût d'usage du capital pour pondérer les biens individuels de façon à obtenir une estimation du flux de services du capital. Le lecteur que les nuances de la théorie et de la mesure du capital n'intéressent pas peut passer directement aux sections 4.4 et 4.5 qui fournissent nos résultats empiriques.

Nous visons à construire une mesure des services agrégés du capital qui tient compte de l'hétérogénéité des biens d'équipement et de l'évolution de la composition du stock de capital du Canada, mais qui se prête néanmoins à la résolution mathématique. Ce problème de résolubilité soulève d'importantes questions d'ordre conceptuel quant à la nature fondamentale du capital. On pourrait soutenir que chaque élément du capital est distinct et doit être inclus séparément dans une fonction de production, autrement dit que les automobiles ne sont pas des substituts parfaits des tracteurs ou qu'un ordinateur personnel doté d'une puce 486 n'est pas un substitut pour un ordinateur doté d'une puce PentiumPro. Si elle est souhaitable, cette approche est manifestement impossible à mettre en œuvre étant donné le grand nombre de biens concernés³.

Par conséquent, notre modèle de production suppose que celle-ci est une fonction des services agrégés du capital, \tilde{K}_t où $\tilde{K}_t = f(K_{1t}, K_{2t}, \dots, K_{At})$ est un agrégat des services fournis par A biens hétérogènes. De surcroît, il est possible de faire la distinction entre ces services et les autres intrants, comme le travail $L_t = f(L_{1t}, L_{2t}, \dots, L_{Tt})$, et K_{at} proprement dit est une moyenne d'éléments individuels (p. ex. le bien « aéronef » inclut un grand nombre de catégories, modèles et années de construction). Le coût d'usage du bien a , c_{at} représente le coût moyen de location par unité effective d'« aéronef ». Si nous utilisons ces prix de location, qui sont égaux au produit marginal du capital dans les conditions d'équilibre concurrentiel, nous pouvons agréger les nombreux biens hétérogènes \tilde{K}_{at} en un indice unique des services du capital, \tilde{K}_t .

4.2 Les concepts : stocks et flux

L'investissement comporte l'acquisition de biens d'équipement à un point précis dans le temps. La valeur de l'investissement est mesurée de la même façon que celle des biens durables proprement dit⁴. Par exemple, l'investissement en matériel est égal au nombre de machines répondantes à une spécification données et l'investissement en bâtiments est égal au nombre d'édifices correspondants à une description particulière. Le prix d'acquisition d'un bien durable est le coût unitaire d'acquisition d'une pièce d'équipement ou d'un bâtiment.

³ Un problème parallèle se pose lors de la modélisation de l'utilisation de l'intrant travail, où chaque travailleur est différent, mais qu'il est nécessaire de calculer certaines moyennes afin de produire une mesure mathématiquement traitable du travail. Consultez, par exemple, Ho et Jorgenson (1999).

⁴ Cette section se fonde sur Jorgenson (1995, volume 2, pages 28 à 45).

Contrairement à l'investissement, la mesure des services du capital est exprimée en fonction de l'utilisation d'un bien durable *pendant une période de temps précise*. Par exemple, un bâtiment peut être loué pendant un certain nombre d'années, une automobile peut être louée pendant un certain nombre de jours ou de semaines et le temps d'ordinateur peut être acheté à la seconde ou à la minute. Le prix des services d'un bien durable est le coût unitaire de l'utilisation du bien pendant une période déterminée.

Dans le modèle de production axé sur les biens durables, l'utilisation du capital joue un rôle analogue à celle de n'importe quel autre intrant. Toutefois, la caractéristique distinctive du capital tient au fait que les biens durables fournissent des services à divers points dans le temps. Les services fournis par un bien durable particulier à un moment précis dans le temps sont proportionnels à l'investissement initial. On considère habituellement les biens durables acquis à divers moments comme des générations distinctes de capitaux.

Il faut alors concevoir le flux de services du capital comme un indice quantitatif de l'utilisation du capital provenant de biens durables de diverses générations. Par conséquent, le flux de services du capital provenant d'un ensemble de biens durables de générations différentes est égal à la somme pondérée d'investissements antérieurs. Les poids correspondent aux efficacités relatives des diverses générations de capitaux.

On suppose que l'efficacité relative d'un bien d'équipement dépend de l'âge du bien et non de la date à laquelle il a été acquis. On se fonde, pour déterminer les remplacements nécessaires, sur la perte d'efficacité des biens d'équipement existants, ainsi que sur la mise en rencart réelle des biens d'équipement. Lorsqu'un bien d'équipement est mis hors service, son efficacité relative devient nulle. On peut décrire les efficacités relatives de biens d'équipement d'âges différents au moyen d'une série de nombres non négatifs d_0, d_1, \dots . On pose, aux fins de normalisation, que l'efficacité relative d'un nouveau bien d'équipement est égale à l'unité et que l'efficacité relative n'augmente pas, de sorte que : $d_0 = 1$ et $d_\tau - d_{\tau-1} \geq 0$ ($\tau = 0, 1, \dots$). On suppose aussi que chaque bien d'équipement est finalement mis hors service ou mis au rebut, si bien que l'efficacité relative finit par devenir nulle, autrement dit que $\lim_{\tau \rightarrow \infty} d_\tau = 0$.

À titre d'illustration des courbes de diminution de l'efficacité relative, nous pouvons considérer la courbe de dépréciation décroissante, où l'on suppose que l'efficacité diminue de façon géométrique $d_\tau = (1 - \delta)^\tau$ ($\tau = 0, 1, \dots$).⁵

⁵ Deux autres modèles de diminution de l'efficacité sont souvent étudiés dans le contexte du modèle de production axé sur les biens durables. Dans le cas du modèle *one-hoss shay* de dépréciation, l'efficacité reste constante durant la vie utile du bien d'équipement. Si T représente la durée de vie, l'efficacité relative est donnée par

$$d_\tau = \begin{cases} 1 & (\tau = 0, 1, \dots, T-1) \\ 0 & \text{autrement.} \end{cases}$$

Dans le cas du modèle de dépréciation linéaire, l'efficacité diminue linéairement au cours de la vie du bien d'équipement

$$d_\tau = \begin{cases} 1 - \frac{\tau}{T} & (\tau = 0, 1, \dots, T-1) \\ 0 & \text{autrement.} \end{cases}$$

Pour caractériser le capital comme un intrant, considérons la fonction de production qui suit. Elle peut être répartie homothétiquement entre les services des diverses générations de capital

$$Y_t = F(f(K_{t,0}, K_{t,1}, \dots, K_{t,\tau}, \dots), L_t, M_t, t)$$

où la fonction F est homogène de premier degré dans les services provenant des biens d'équipement d'âges différents. Si nous supposons que l'indice quantitatif d'utilisation du capital K_t est caractérisé par une substituabilité parfaite entre les services des diverses générations de capital, nous pouvons représenter cet indice par la somme de ces services du capital, c'est-à-dire

$$K_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} K_{t,\tau}.$$

Si l'on pose en outre que les services produits par un bien d'équipement durable sont proportionnels à l'investissement initial dans celui-ci, nous pouvons exprimer l'indice quantitatif d'utilisation du capital sous la forme

$$K_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} d_{\tau} I_{t-\tau}. \quad (1)$$

Le flux des services du capital est égal à la somme pondérée d'investissements antérieurs dont les coefficients de pondération correspondent aux efficacités relatives $\{d_{\tau}\}$ des biens d'équipement de divers âges.

Comme l'efficacité des biens d'équipement diminue progressivement avec le temps, il est nécessaire de remplacer ces biens à un moment donné si l'on veut maintenir la capacité productive. Si nous prenons la première différence de l'expression du stock de capital exprimée en fonction des investissements antérieurs et que nous supposons un modèle de décroissance géométrique pour d_{τ} , nous obtenons

$$\begin{aligned} K_t - K_{t-1} &= I_t - \delta \sum_{\tau=1}^{\infty} (1 - \delta)^{\tau-1} I_{t-\tau} \\ &= I_t - \delta K_{t-1}, \end{aligned} \quad (2)$$

qui est la formule de l'inventaire permanent du stock de capital.

4.2.2 Une interprétation duale du concept de capital

Dans le modèle de production axé sur les biens durables, le prix d'acquisition des biens d'équipement, q_t est la contrepartie du stock de capital, K_t . Les prix de location de biens d'équipement d'âges différents sont proportionnels aux prix de location des biens d'équipement neufs correspondant. Les constantes de proportionnalité sont les efficacités relatives $(1 - \delta)^{\tau}$. Le prix d'acquisition des biens d'équipement q_t est égal à la somme des prix de location futurs des services du capital c_t , pondérés en prenant pour coefficients les efficacités relatives annualisées du bien d'équipement lors de chaque période future, $(1 - \delta)^{\tau}$.

$$q_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\delta)^\tau \prod_{s=1}^{\tau+1} \frac{1}{(1+r_{s+t})} c_{t+\tau+1},$$

où r_{s+t} est le taux de rendement à la période $s+t$. Sur un marché des biens d'équipement concurrentiel, si l'on fait abstraction des taxes et de l'incertitude, le prix du bien sera égal à la somme actualisée des prix de location futurs du bien en train de se déprécier.

Le prix d'acquisition d'un bien durable diminue avec l'âge du bien à cause de la dépréciation. Cette dernière reflète la diminution courante de l'efficacité, ainsi que la valeur actualisée de ses diminutions futures.

Si nous supposons que le prix reflète la valeur future prévue des services et que nous prenons la première différence de l'expression du prix d'acquisition des biens d'équipement exprimée en fonction de la location future, nous obtenons

$$q_t - q_{t-1} = -\frac{1}{(1+r_t)} c_t + \frac{(r_t + \delta)}{(1+r_t)} \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\delta)^\tau \prod_{s=1}^{\tau+1} \frac{1}{(1+r_{s+t})} c_{t+\tau+1},$$

et le prix de location des services du capital est donné par

$$c_t = q_{t-1} (r_t + \delta) - (q_t - q_{t-1}). \quad (3)$$

Le coût du capital est un facteur d'annualité qui transforme le prix d'acquisition des biens d'équipement en coût d'usage du capital.

Le modèle de production axé sur les biens durables est caractérisé par la dualité prix-quantité. Dans cette dualité, le stock de capital K_t correspond à la somme des prix d'acquisition q_t de tous les biens d'équipement. Le stock de capital est la somme pondérée des investissements antérieurs, tandis que le prix d'acquisition des biens d'équipement est la somme pondérée des prix de location futurs. Le capital utilisé lors de toute période est le flux de services provenant du stock de capital disponible au début de la période. Le prix de l'utilisation du capital est le prix de location des services du capital durant la période de référence.

Dans la définition du stock de capital, les poids appliqués aux investissements passés correspondent aux efficacités relatives de biens d'équipement de divers âges. Ces poids sont également appliqués aux prix de location futurs pour établir le prix d'acquisition des biens d'équipement. Les exigences de remplacement résultent de la diminution de l'efficacité d'un bien d'équipement avec l'âge. La dépréciation résulte de la diminution du prix d'acquisition d'un bien d'équipement avec l'âge. Une propriété particulière du modèle de décroissance géométrique de l'efficacité relative tient au fait que le taux de remplacement et le taux de dépréciation sont égaux au taux de diminution de l'efficacité δ .

4.2.3 Une interprétation heuristique du coût d'usage du capital

Lorsqu'une entreprise achète un bien durable, il est inapproprié d'allouer la totalité du prix d'achat q_t lors la période initiale où le bien a été acheté. On doit au contraire répartir cet achat initial (le prix du bien) sur la durée de vie utile du bien. Or, c'est exactement à cela qu'aboutit le concept du coût d'usage du capital c_t . Ce coût représente le montant du loyer qui aurait été perçu pour couvrir le coût d'usage de q dollars du bien en question.

Dans l'expression (3), le coût d'usage d'un bien d'équipement c_t est le coût d'usage des services du bien durant la période de référence. Le premier terme de l'expression du coût d'usage $q_{t-1}(r_t + \delta)$ mesure le coût du financement du bien. Il comprend $q_{t-1}r_t$, c'est-à-dire l'intérêt payé si un emprunt a été fait pour acquérir le bien ou le coût d'option d'utilisation du capital ailleurs qu'en production, si l'achat du bien a été financé par des sources externes. Aux frais d'intérêts doit être ajouté $q_{t-1}\delta$, qui est le coût de la dépréciation, c'est-à-dire la perte de valeur de la machine à mesure qu'elle vieillit. La perte de valeur reflète non seulement l'usure physique ou la perte d'efficacité du bien, mais aussi le fait que sa durée de vie utile a diminué d'une période.

Donc, deux biens peuvent avoir la même valeur, par exemple, $P_{a,t}K_{a,t} = P_{k,t}K_{k,t}$, mais des prix de location fort différents. Par exemple, si le taux de dépréciation de a est plus élevé que celui de k , les paiements de location seront plus importants pour a que pour k , $c_{a,t}K_{a,t} > c_{k,t}K_{k,t}$ (si l'on ne tient pas compte des différences de traitement fiscal). Intuitivement, si les prix d'achat sont les mêmes, un bien à courte durée de vie doit fournir une valeur locative plus importante pour compenser sa dépréciation plus rapide.

Soulignons que la formule (3) fait abstraction de tous les effets fiscaux. Dans ses travaux les plus récents, Jorgenson étend l'expression du coût d'usage du capital afin d'y intégrer les effets de l'impôt des sociétés, des déductions pour amortissement, des crédits d'impôt à l'investissement et des impôts indirects. Il est manifeste que le coût de l'intégration des variables fiscales n'est pas négligeable. Pour une application complète, il est nécessaire de passer en revue les lois fiscales antérieures et courantes, selon la catégorie de biens d'équipement et selon la branche d'activité, ainsi que les hypothèses concernant la vie utile des biens d'équipement aux fins d'impôt et les estimations des taux d'imposition applicables aux bénéfices des sociétés (voir l'annexe 4.A à la fin du présent chapitre).

Pour tenir compte des effets fiscaux, Christensen et Jorgenson (1969) ont développé la formule du coût d'usage du capital c_{iat} qui suit pour la $a^{\text{ième}}$ catégorie de bien d'équipement, la $i^{\text{ième}}$ branche d'activité et la période t

$$c_{iat} = q_{iat-1} \left\{ \left[\left(\frac{1 - u_{it} z_{iat} - k_{iat}}{1 - u_{it}} \right) \right] \left[r_t + \delta_{ia} - \frac{(q_{iat}^* - q_{iat-1})}{q_{iat-1}} \right] + \phi_{it} \right\} \quad (4)$$

où ϕ_{it} est le taux effectif d'impôt foncier (valeur nominale des impôts déterminée d'après les stocks réels de terrains et de bâtiments) et $\left(\frac{1 - uz - k}{1 - u} \right)$ est le taux effectif d'impôt sur le

revenu du capital, où u_{it} représente le taux d'impôt des sociétés, z_{iat} représente la valeur actualisée des déductions d'amortissement pour un investissement de un dollar dans la catégorie de biens d'équipement a sur la durée de vie de l'investissement, k_{iat} représente le taux du crédit d'impôt à l'investissement, et $\frac{(q_{iat}^* - q_{iat-1})}{q_{iat-1}}$ représente les gains en capital prévus (les autres variables ont déjà été définies plus haut).

4.3 Construction de l'intrant capital

Habituellement, nous ne pouvons déterminer directement ni le prix ni le volume des flux de services du capital. Par contre, nous pouvons obtenir facilement une catégorie importante de données en rapport direct avec le prix du marché « fictif », à savoir le *revenu de propriété*, défini comme étant la différence entre les revenus nominaux et les dépenses pour divers intrants (travail; matières et services achetés). Dans le cas des entreprises, les valeurs du revenu de propriété peuvent être extraites facilement des livres comptables. Les données sur le revenu de propriété selon la branche d'activité sont habituellement recueillies afin de produire les tableaux des entrées-sorties. En pratique, le revenu de propriété comprend l'amortissement cumulé, les intérêts et les impôts⁶.

La mesure du taux de croissance des services du capital nous oblige à ventiler le taux de croissance du revenu de propriété en deux composantes, à savoir la variation de la quantité et celle du prix. Pour cela, nous produisons des données chronologiques détaillées sur le stock de biens d'équipement K_{iat} selon la branche d'activité i , la catégorie de biens d'équipement a et la période t , en faisant appel aux données chronologiques sur les quantités d'investissement et les estimations de la dépréciation δ (voir chapitre 2 dans le présent volume). En ce qui concerne le prix, nous estimons le « prix de location implicite » de catégories détaillées de capital c_{iat} , de sorte que la valeur des services du capital $\sum_a c_{iat} K_{iat} \equiv \tilde{K}_t$ soit égale au revenu de propriété R_{it} . Dans l'équation (4) susmentionnée, si nous faisons la substitution pour c_{iat} et que nous remplaçons par des valeurs connues toutes les variables sauf r_t , c'est-à-dire la dépréciation, δ , les

taux de taxation, $\left(\frac{1-u_t-k}{1-u}\right)$, et les gains en capital, $\frac{(q_{iat}^* - q_{iat-1})}{q_{iat-1}}$ etc., nous pouvons calculer la variable restante r_t . Puis, si nous remplaçons r_t , la dépréciation δ et les gains en capital, $(q_t - q_{t-1})$, par leur valeur dans la formule du calcul de c_{iat} , c'est-à-dire, $c_t = q_{t-1}(r_t + \delta) - (q_t - q_{t-1})$, nous pouvons calculer le prix de location du capital c .

Nous calculons les stocks et les prix de location en nous servant d'autant d'informations que possible sur les biens. Les prix de location sont alors utilisés pour calculer les coefficients de pondération pour l'agrégation des stocks de capital des diverses catégories de biens d'équipement. Puis, nous appliquons la théorie des indices pour agréger

⁶ Voir Harchaoui, et al. (2001, pp. 163) pour une description des diverses transformations que le programme de la productivité fait subir aux données des tableaux des d'entrées-sorties.

ces stocks de façon à obtenir une mesure de l'intrant capital. Ces questions sont examinées en détail à l'annexe 4.B.

4.3.1 Le domaine de définition du capital

Au sens le plus large, le capital comprend tout renoncement à « quelque chose » dans le présent en vue d'un rendement dans le futur. Il peut inclure les biens reproductibles et les bâtiments, les terrains, les stocks, les actifs financiers, tels que les actions et les obligations, le « capital humain » acquis grâce aux études, à la formation ou à l'expérience et, enfin, les biens incorporels, comme le coût de développement des logiciels, les dépenses publicitaires ou les efforts organisationnels. Diewert (1980b, pages 265 à 266) offre une discussion du « domaine de définition du capital » :

« Que doit-on inclure dans le « capital »? Dans le Système de comptabilité nationale utilisé à l'heure actuelle, le capital comprend les utilisations de biens durables fabriqués. Cependant, si l'on s'en tient à la théorie de la production, il est évident que les réserves de ressources naturelles et les terrains devraient également être inclus dans la liste des biens durables. En outre, il faudrait y inclure les stocks et les produits en cours de fabrication. Cependant, le problème pratique est celui de savoir comment obtenir ces données lorsque le cadre comptable courant ne les fournit pas. » [traduction]

Dans les travaux appliqués sur la productivité, les éléments qui figurent sur la liste sont généralement limités aux machines et au matériel, aux bâtiments et aux travaux d'ingénierie et aux terrains et aux stocks. La raison pour laquelle ces catégories de biens d'équipement sont prises en compte et les autres non, tient à la difficulté d'évaluer ces éléments *selon une méthode en harmonie avec le modèle de production inhérent au Système de comptabilité nationale.*

Les difficultés de mesure semblent être la cause de ces exclusions. Dans le cas des actifs financiers, on dispose souvent de nombreuses données pertinentes. De surcroît, la gestion des actifs financiers est essentielle à l'existence d'une entreprise. Cependant, il est difficile d'établir une relation systématique entre les décisions concernant les actifs financiers et celles concernant la production. En décidant d'exclure les actifs financiers, les économistes qui visent à évaluer la productivité ont, en fait, considéré la gestion de portefeuille comme un problème d'« investisseur ». Miller et Modigliani (1966) discutent des conditions dans lesquelles on peut concevoir les décisions concernant la production comme étant séparables de celles touchant le portefeuille financier de l'entreprise.

Les biens incorporels sont exclus pour des raisons légèrement différentes. Si ces biens sont susceptibles de jouer un rôle plus direct que les actifs financiers dans la production, ils sont exclus parce qu'il est nettement plus difficile d'évaluer leurs services. Puisque ces biens sont incorporels, nous ne pouvons relier la quantité de services à la quantité de biens. Prenons, à titre d'exemple, le cas des logiciels. Il est tout aussi difficile de définir le bien d'équipement que de préciser les services du capital qu'il représente.

Pourquoi les machines et le matériel, les bâtiments et les travaux d'ingénierie, les stocks et les terrains sont-ils inclus? Les machines et le matériel, ainsi que les bâtiments et les travaux d'ingénierie sont des biens d'équipement reproductibles (contrairement aux terrains) et amortissables (leur valeur diminue avec l'âge). Pour chacune de ces catégories de biens d'équipement, nous pouvons déterminer facilement le coût de production

unitaire et préciser les « quantités réelles » a) en les comptant et b) en observant comment ils se détériorent au cours du temps.

Comme le matériel et les bâtiments, les terrains sont des biens fixes que l'on peut évaluer facilement. Ils diffèrent toutefois des premiers en ce sens que l'on suppose généralement qu'ils ne se déprécient pas. Cette hypothèse simplifierait donc plutôt leur dénombrement. Dans ces *Principes*, Ricardo décrit le marché de la location pour une offre fixe de terrains. Bien que leur quantité totale soit fixée, les terrains peuvent être échangés entre secteurs. En outre, les caractéristiques d'une parcelle de terrain peuvent changer du point de vue de la production, même si le terrain proprement dit reste intrinsèquement le même. Par exemple, il se pourrait que des aménagements dans le voisinage augmentent l'utilité de la parcelle.

Les stocks étant des biens, il est assez facile de les évaluer. Cependant, le raisonnement qui justifie l'inclusion des stocks dans le capital est un peu moins évident pour certains observateurs, puisque leur durée de vie est courte et qu'ils ne ressemblent pas aux autres biens d'équipement en ce qui concerne la durabilité. Les biens gardés en stock sont souvent des extrants (stocks de produits finis) ou des intrants (matières premières achetées) de l'entreprise. Cependant, ces mêmes biens jouent un deuxième rôle, celui de capital dans la mesure où l'entreprise maintient délibérément des « stocks tampons » pour faciliter la production. Par exemple, les entreprises reçoivent généralement les matières premières par lots et les stockent en quantité importante pour parer aux incertitudes quant aux dates de livraison. Pareillement, une entreprise accumule des produits finis pour être sûre de pouvoir honorer promptement de nouvelles commandes sans coûts de main-d'œuvre excessifs. En ce sens, les stocks jouent un rôle important dans le processus de production et représentent un coût d'option dont il faut tenir compte dans les mesures de la productivité.

4.3.2 Agrégation

4.3.2.1 À travers ces différentes catégories d'actif

Après avoir estimé les stocks de capital pour les diverses catégories d'actifs d'une branche d'activité, nous devons agréger ces estimations pour obtenir une mesure de l'intrant capital. Nous supposons que, pour chaque catégorie d'actif, les services du capital sont proportionnels au stock. Cependant, les constantes de proportionnalité, c'est-à-dire les prix unitaires des biens d'équipement, diffèrent selon le stock.

Nous utilisons ces poids pour agréger les stocks au lieu de simplement les additionner. (L'annexe 4.B décrit de façon plus formelle les méthodes d'agrégation utilisées pour arriver au concept de services du capital.)

Comme nous l'avons indiqué, la théorie du capital entre en jeu ici. Le revenu de propriété R_{it} de la branche d'activité i est égal au loyer total tiré des divers biens d'équipement a durant chaque période t , soit

$$R_{it} = \sum_a c_{iat} K_{iat} \quad (5)$$

où K_{iat} représente le stock de capital du $a^{\text{ième}}$ actif et c_{iat} , le prix de location défini à l'équation (4). Nous possédons déjà des estimations des stocks et, comme nous l'avons mentionné plus haut, du revenu de propriété. Ces dernières sont produites d'après des

données sur le rendement du capital selon la branche d'activité extraites des tableaux des entrées-sorties. Ces mesures permettent d'obtenir des ensembles de prix de location qui rendent compte précisément du revenu de propriété de chaque branche d'activité.

En appliquant ces méthodes, nous résolvons les équations (4) et (5) pour le taux réel *ex post* de rendement r_{it} .

Nous résolvons ce système d'équations à l'aide des données sur les stocks de capital K_{at} et les estimations du revenu de propriété R_{it} . Nous résolvons le système d'équations séparément pour chacune des 122 branches d'activité formant le secteur des entreprises canadiennes. Nous calculons les stocks et les prix de location pour 28 catégories distinctes d'actifs.

4.3.2.2 À travers l'ensemble des branches d'activité du secteur des entreprises

Une fois que nous avons obtenu les valeurs des services du capital des branches d'activité, nous pouvons les utiliser pour produire des mesures de la croissance de l'intrant capital pour des secteurs plus agrégés. Pour agréger le capital sur l'ensemble des branches d'activité, nous utilisons comme coefficients de pondération les parts du revenu total de propriété du secteur agrégé qui reviennent à chaque branche d'activité. Puisque le revenu de propriété est un élément de la valeur ajoutée de chaque branche d'activité, on peut en faire la somme sur l'ensemble des secteurs industriels. Par conséquent, la somme des parts des branches d'activité d'un secteur est égale à un.

L'utilisation du revenu de propriété pour agréger le capital des branches d'activité concorde avec son utilisation comme part du capital dans le calcul de la productivité multifactorielle des branches d'activité et comme coût de location total pour les divers biens d'équipement déployés par la branche d'activité. Il concorde aussi avec le modèle de production agrégée proposé par Domar (1961) qui a été dérivé de la production et des intrants des diverses branches d'activité dans le secteur des entreprises.

L'utilisation du revenu de propriété pour calculer les poids employés pour l'agrégation a toutefois certaines conséquences. Les investisseurs pourraient obtenir dans toutes les branches d'activité des taux d'intérêt *ex ante* similaires et, à long terme, le capital pourrait être réparti entre les branches d'activité de façon à ce que le prix de location d'une catégorie particulière d'actif soit le même pour toutes les branches d'activité. Cependant, du point de vue de l'analyse *ex post*, certaines branches d'activité obtiennent des taux de rendement plus élevés que les autres. En accordant plus de poids aux branches d'activité les plus rentables, nous disons effectivement que leurs biens d'équipement, ou capital, produisent une plus grande quantité de services.

4.4 De la théorie à la pratique : certains problèmes de mesure

Les chercheurs qui essaient de mesurer empiriquement les diverses composantes de la formule du coût d'usage du capital définie à l'équation (4) doivent surmonter plusieurs problèmes. Ceux-ci sont liés à l'énorme quantité de temps et d'énergie que nécessitent l'élaboration des variables fiscales, comprises dans formule du coût d'usage, et la résolution des difficultés que pose la production d'estimations exactes en terme des gains en capital prévus, du taux de rendement et du taux de dépréciation.

4.4.1 Taux de rendement

Le taux de rendement qu'utilise l'investisseur pour actualiser la valeur des loyers futurs afin de prendre des décisions d'investissement est parfois appelé taux de rendement *ex ante*. Il s'agit du taux de rendement « minimal » utilisé par les entreprises comme règle de décision d'investissement. Cependant, le taux r_{it} que nous utilisons, reflète le revenu de propriété effectivement réalisé et est appelé taux de rendement *ex post*. Pour rationaliser l'utilisation du taux de rendement, il faut supposer qu'il n'y a aucune différence entre les taux *ex ante* et *ex post*. Toutefois, dans la réalité, il arrive souvent que les résultats attendus ne se concrétisent pas et qu'il existe un écart entre les deux taux de rendement susmentionnés.

Berndt et Fuss (1986) et Hulten (1986) montrent comment le « prix fictif » du capital, calculé d'après les données sur le revenu de propriété, concorde avec le taux de rendement *ex post*. Les fluctuations de l'utilisation de la capacité se traduisent par des fluctuations du prix fictif du capital et du taux de rendement *ex post*. Ils soutiennent que le poids qu'il convient d'appliquer au capital dans le calcul de la productivité multifactorielle est celui qui se fonde sur le revenu de propriété.

Le manque de consensus concernant la mesure du taux nominal d'actualisation r dans la formule du prix de location de Jorgenson est illustré par Diewert (1980a, pp. 476-477) comme suit

Quelle valeur de r devrions-nous utiliser? Si l'entreprise est un emprunteur net, alors r devrait correspondre au coût marginal d'emprunt d'un dollar supplémentaire pour une période, tandis que si elle est un prêteur net, alors r devrait être le taux d'intérêt sur une période perçu sur son dernier prêt. En pratique, on donne à r la valeur (a) d'un taux d'obligation exogène qui peut ou non s'appliquer à l'entreprise en question ou (b) un taux interne de rendement. J'ai tendance à utiliser la première solution, tandis que... Jorgenson et ses collaborateurs utilisent la seconde. Comme d'habitude, ni l'une ni l'autre de ces solutions ne semble a priori correcte du point de vue théorique; donc, encore une fois, les analystes raisonnables pourraient avoir des opinions divergentes quant à la valeur de r qu'il convient d'utiliser pour produire une valeur agrégée du capital.» [traduction]

4.4.1.1 Taux interne de rendement

Commençons par la spécification du taux interne nominal de rendement, élaborée en détail par Christensen et Jorgenson (1969), discutée de façon plus approfondie par Fraumeni et Jorgenson (1980) et appliquée par le *Bureau of Labor Statistics* (BLS) (1983).

Si nous combinons les équations (4) et (5) et que nous supposons que le taux de rendement est le même pour tous les biens d'équipement, mais qu'il diffère d'une branche d'activité à l'autre, le taux interne nominal de rendement r_i est donné par

$$r_{it} = \frac{\left[R_{it} + \sum_{a=1}^A (-\delta_{ait} T_{it} q_{ait-1} K_{ait} + \Delta q_{ait} T_{it} K_{ait} + \phi_{it} q_{ait-1} K_{ait}) \right]}{\sum_{i=a}^A q_{ait-1} T_{it} K_{ait}}, \quad (6)$$

où

$$\Delta q_{ait} \equiv q_{ait}^* - q_{ait-1} \text{ et } T_{iat} = \frac{1-u_{it}z_{iat}-k_{iat}}{1-u_{iat}}.$$

Si le revenu de propriété devient négatif, cette méthode ne permet pas de calculer des prix raisonnables de location du capital. Plus précisément, dans ce cas, le prix fictif implicite du capital est négatif, ce qui sous-entend que l'entreprise ne couvre pas ses coûts variables unitaires. Bien qu'une telle situation soit possible en théorie, on ne s'attendrait pas à l'observer pendant une période prolongée, car les entreprises ont l'option d'arrêter leurs activités à court terme si le prix ne couvre pas les coûts variables unitaires.

Un moyen d'obtenir des valeurs « raisonnables » du prix de location dans de tels cas, consiste à supprimer des calculs sous-jacents les éléments qui causent les fluctuations importantes. Très souvent, ces éléments sont le terme des gains en capital ou de la rémunération du capital. En économie appliquée, la pratique type consiste à utiliser un taux nominal constant de rendement avant impôt (Coen, 1975) ou une estimation du coût réel de rendement (compris entre 3 % et 4 %) qui est égale à la moyenne pour la branche d'activité (Fraumeni et Jorgenson, 1980)⁷. Dans notre cas, nous résolvons le problème de la rémunération négative du capital observée pour certaines branches d'activité durant les périodes de récession en calculant une moyenne mobile sur quatre ans.

4.4.1.2 Taux externe de rendement

Nombre de chercheurs ont tenté de justifier l'idée qu'il n'existe qu'un seul taux de rendement, que l'arbitrage est parfait entre les actifs financiers et réels, ainsi qu'entre les actifs réels de diverses catégories. Ce faisant, ils supposent implicitement que le monde réel présente plusieurs propriétés étroitement liées, à savoir que : a) les propriétaires du capital réel et les cadres d'entreprises agissent en étant parfaitement informés, b) le capital physique est parfaitement malléable et divisible, c) les décisions incorrectes de formation du capital sont facilement remédiables, d) un marché efficace des actifs usagés existe pour chaque catégorie de biens d'équipement et e) les intérêts des cadres de l'entreprise et des propriétaires du capital de l'entreprise ne divergent aucunement. Si ces conditions sont vérifiées, on peut utiliser un taux unique (externe ou exogène) de rendement pour calculer les prix de location pour toutes les branches d'activité.

Dans le cas de plusieurs études du coût d'usage du capital, la mesure choisie du taux de rendement prévu ou *ex ante* est un taux de rendement d'obligation extrait des données sur les marchés financiers. Pour les études réalisées aux États-Unis, les taux utilisés le plus couramment sont les taux Moody pour les obligations ayant la cote Aaa ou Baa ou les taux de rendement des obligations à long terme du gouvernement américain (voir Harper et al., 1989). Par contre, au Canada, les chercheurs se sont servi du taux de rendement des bons du Trésor à terme d'échéance de trois mois (McKenzie et Thompson, 1997) ou des taux des obligations à long terme du gouvernement canadien (Harchaoui et Lasserre, 1995). Nous donnons à la spécification de ces taux de rendement le nom de modèle de taux de rendement nominal externe.

⁷ Le BLS (1983) a employé un taux réel constant de rendement de 3,5 % pour calculer la productivité multifactorielle du secteur agricole, pour lequel les mesures de la rémunération du capital deviennent parfois négatives.

Par conséquent, à titre d'autre solution empirique, nous remplaçons le taux nominal interne de rendement r_t dans l'équation (4) par r_{ft} , qui représente le taux de rendement nominal externe, exempt de risque, mesuré par les taux d'intérêt du marché. Étant donné les prix de location c_{ift} implicites, nous recalculons les coûts du capital pour chaque catégorie de biens d'équipement selon la formule $c_{ift}K_{it}$, puis nous utilisons

$c_{Kt}K_t = \sum_{i=1}^A c_{ift}K_{it}$ pour obtenir les nouvelles parts des coûts. Notons que, si cette mesure est utilisée comme valeur *ex ante* du coût du capital, les attentes non réalisées pourraient donner lieu à une divergence entre les coûts *ex ante* et *ex post* du capital. Pour évaluer la « surprise » implicite, nous calculons le ratio de la rémunération réelle

du capital à la compensation implicite *ex ante* du capital $\frac{R_t}{\sum_{i=1}^N c_{ift}K_{it}}$. Ce ratio peut également être interprété comme étant la correction nécessaire pour utiliser les c_{ift} pour répartir la compensation réelle courante du capital (voir Harper et al., 1989).

Cependant, plusieurs des conditions susmentionnées pour l'utilisation d'un seul taux de rendement pourraient ne pas être vérifiées. Par exemple, l'argument de l'arbitrage parfait s'effondre vraisemblablement parce que la fixité et la spécificité du capital entravent toutes deux le processus d'ajustement du stock de capital aux variations des taux relatifs de rendement, et limitent l'existence et l'efficacité des marchés d'actifs d'occasion comme moyen de corriger les décisions passées sur la formation du capital. En outre, les données existantes laissent entendre que les intérêts des cadres d'entreprises et des actionnaires ne concordent pas toujours parfaitement (Myers et Majluf, 1986). Savoir si les écarts par rapport à ces hypothèses sont importants ou non est une question empirique.

Dans les incertitudes du monde réel, les risques perçus et les coûts varient selon la source du capital financier (capitaux propres et dettes). La dette est traditionnellement moins coûteuse que les capitaux propres et le coût de la levée externe de capitaux varie selon la branche d'activité. En fait, à ce sujet, les données économétriques existantes donnent à penser que l'application de taux particuliers selon la branche d'activité est un moyen important d'obtenir de bons énoncés de technologie de production (Hazilla et Kopp, 1984). En outre, les études empiriques semblent indiquer qu'il existe et qu'il persiste des écarts à long terme entre les taux de rendement au niveau de l'entreprise (Muller, 1986) et au niveau de la branche d'activité (Khemani et Shapiro, 1990). Par conséquent, nous avons décidé d'utiliser dans notre analyse des taux particuliers selon la branche d'activité.

Il convient de noter que le choix d'autres taux internes de rendement n'influencera les taux de croissance de l'intrant capital que si ces taux agissent sur les poids relatifs appliqués à la croissance en capital dans les diverses branches d'activité. Autrement dit, le niveau moyen du taux de rendement n'a pas autant d'importance que les valeurs relatives de ce taux lors du calcul de la moyenne pondérée du taux de croissance du capital au cours du temps. L'utilisation du taux interne de rendement fournit un taux moyen de rendement plus élevé que l'utilisation du taux des obligations à long terme. Mais par-dessus tout, il ne peut pas donner un poids plus élevé dans les formules d'indice à certaines branches d'activité plutôt qu'à d'autres. Pour cela, il faudrait qu'il soit relativement plus élevé pour certaines branches d'activité que pour d'autres.

4.4.2 Mesures des gains en capital

Le raffinement ultime de la méthode d'estimation du coût du capital comprend l'interprétation et l'évaluation de la correction pour gains en capital du coût nominal, après impôt net du capital. Presque toutes les formules des prix de location selon la branche d'activité qui figurent dans les articles publiés récemment contiennent l'expression

$r_{it} - \left(\frac{q_{iat}^* - q_{iat-1}}{q_{iat-1}} \right)$, définie comme étant le coût d'option réel, net d'impôt, du capital,

où $\left(\frac{q_{iat}^* - q_{iat-1}}{q_{iat-1}} \right)$ est défini sans ambiguïté comme étant le « taux d'inflation ». Deux questions doivent être résolues. Premièrement, quelle est l'hypothèse sous-jacente concernant les attentes? Deuxièmement, comment mesurons-nous les gains en capital?

Jorgenson (1963, 1965), ainsi que Hall et Jorgenson (1967), donnent une valeur nulle au terme des gains prévus en capital parce qu'ils posent que tous les gains en capital sont considérés comme « transitoires » (Jorgenson 1963, page 249). Dans ce cas, les taux : nominal et réel de rendement, sont les mêmes. D'aucuns soutiennent que cette hypothèse est défendable. Des gains en capital ne sont réalisés uniquement quand un élément d'actif est vendu. Par conséquent, si la plupart des biens d'équipement sont gardés a) jusqu'à la fin de leur vie utile ou b) jusqu'à ce que leur obsolescence ait effectivement neutralisé les gains éventuels, le terme $(q_{iat}^* - q_{iat-1})$ n'a aucune signification pratique dans la décision concernant l'investissement.

Jorgenson et Siebert (1968a, b) comparent deux modèles à la première hypothèse des « gains en capital transitoires ». L'un suppose des gains en capital parfaitement anticipés, c'est-à-dire $q_{iat}^* = q_{iat}$, et l'autre suppose que les attentes sont myopes et que les gains en capital attendus sont nuls, c'est-à-dire $q_{it}^* = q_{it-1}$. Les résultats empiriques publiés par Jorgenson et Siebert témoignent d'une préférence modeste pour le premier modèle par rapport au second pour expliquer le comportement individuel d'investissement des entreprises. C'est peut-être en partie pour cette raison que, depuis la fin des années 1960, Jorgenson et ses collaborateurs n'ont utilisé que l'hypothèse des gains en capital parfaitement anticipés dans leurs travaux empiriques sur l'investissement et la productivité (voir Jorgenson et Griliches, 1967; Fraumeni et Jorgenson, 1980; Jorgenson et Sullivan, 1981; Jorgenson et Fraumeni, 1981).

En ce qui concerne l'évaluation des gains en capital, Jorgenson et Siebert proposent trois options : a) l'utilisation de l'indice des prix à la consommation définition classique, b) l'utilisation de l'indice des prix de la production de la branche d'activité et c) l'utilisation de l'indice des prix des immobilisations utilisées par la branche d'activité.

Bien qu'elles conviennent à certains exposés théoriques, les options a) et b) sont d'une valeur douteuse pour les études empiriques de la formation du capital axées sur la branche d'activité. Lors de l'élaboration des arguments nécessaires pour appliquer le modèle décisionnel d'investissement, il est plus raisonnable de supposer que les entrepreneurs conçoivent un moyen de mesurer l'inflation prévue du prix de l'actif au cours de la vie utile d'un investissement. Or, c'est exactement ce que l'option c) propose. Une variante de l'option c) consiste à utiliser comme estimation de q_{it}^* une moyenne mobile des prix antérieurs du bien (Gillingham, 1980). Nous étudierons à la fois l'option c) et sa variante.

4.5. Analyse des résultats

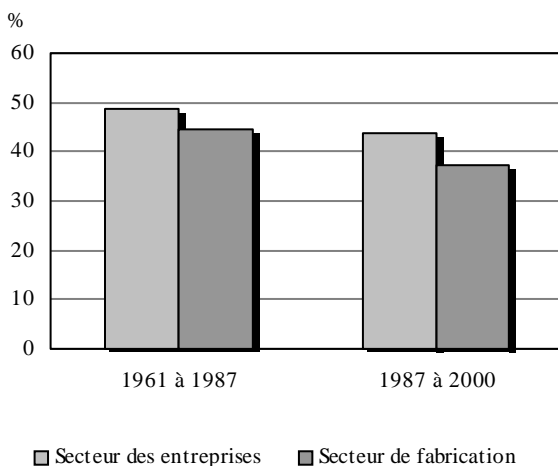
Nous discutons ici de diverses estimations du coût d'usage du capital c_{iat} et du stock de capital K_{iat} , ainsi que de leurs diverses composantes.

4.5.1 Le coût d'usage du capital et ses composantes

Au cours des quatre dernières décennies, mais particulièrement ces dernières années, les économistes se sont penchés sur l'étude du coût du capital à cause des modifications apportées aux États-Unis aux *Tax Act* de 1981 et de 1987 (Boadway et Kitchen, 1999). Tout en maintenant constants les facteurs macroéconomiques, comme les taux d'intérêt et l'inflation prévue, les dispositions de la *Tax Act* de 1981 ont fait baisser le coût du capital grâce à l'introduction d'une méthode plus rapide d'amortissement. Par suite d'un renversement de cette politique, les dispositions de la *Tax Act* de 1986 ont allongé la durée de vie fiscale des actifs et rendu obligatoire la méthode d'amortissement linéaire pour les bâtiments et travaux d'ingénierie. La nouvelle loi a supprimé aussi le crédit de l'impôt à l'investissement, qui était applicable à toutes les catégories de machines et de matériel et à un nombre limité de catégories de bâtiments et des travaux d'ingénierie.

Même si les analystes s'intéressent aux effets de la politique fiscale sur les coûts du capital, cette politique n'est pas nécessairement le seul facteur qui détermine les coûts prévus du capital. Dans un article fréquemment cité aux États-Unis, Bosworth (1985) fait remarquer que, après la récession de 1981-1982, c'est dans les ordinateurs et les automobiles, deux catégories qui ne sont pas favorisées particulièrement par la réforme fiscale de 1981, que l'investissement a été le plus important. Bosworth en conclut que les prix des biens d'équipement et les fluctuations du coût des fonds ont joué un rôle plus important dans la détermination du coût du capital. Plus récemment, Auerbach et Hassett (1991) ont constaté que l'investissement dans l'équipement a été influencé dans une certaine mesure par la *Tax Reform Act* de 1986, mais que l'investissement dans les bâtiments et travaux d'ingénierie ne semble pas avoir été affecté par les dispositions fiscales révisées.

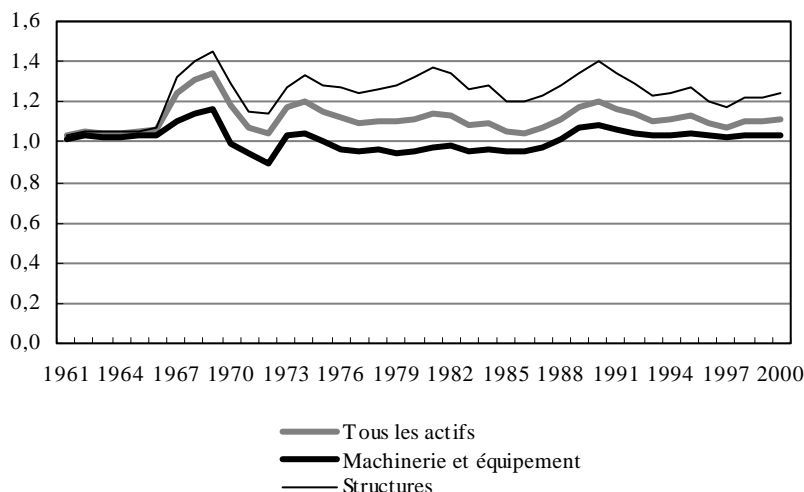
Figure 4.1
Taux moyen d'imposition du revenu
des corporations



4.5.1.1 Taux d'imposition

La composante u_i du coût d'usage du capital tient compte des taux d'imposition des sociétés. Jusqu'à la réduction importante de ces taux aux termes de la réforme fiscale de 1986, les fluctuations du taux d'imposition des sociétés prévues par la loi étaient mineures et n'influençaient donc que légèrement le coût du capital. Le taux moyen d'imposition des sociétés applicable au secteur des entreprises, qui est illustré dans la figure 4.1, a diminué de 49 % durant la période 1961 à 1987 à 44 % durant la période 1987 à 2000. Le taux

Figure 4.2 Prix de l'impôt, secteur de la fabrication



d'imposition moyen des sociétés pour le secteur de la fabrication a connu une tendance à la baisse plus prononcée entre ces deux périodes.

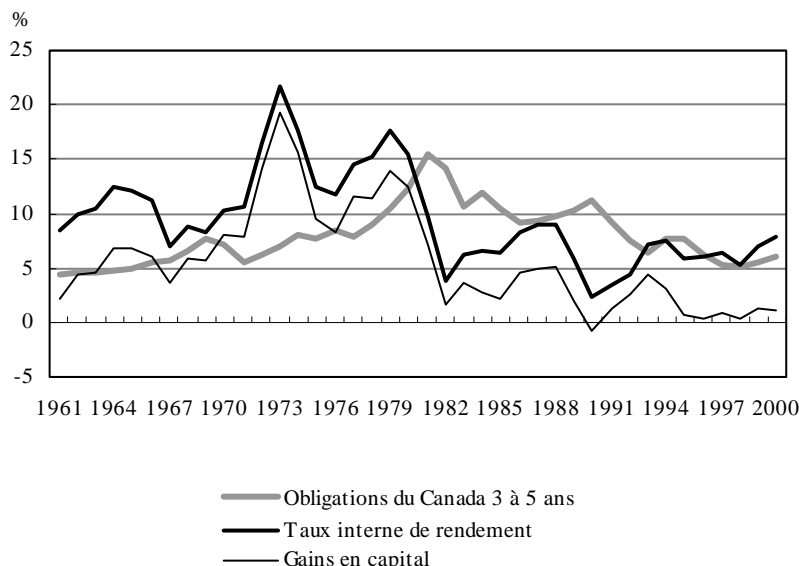
4.5.1.2 Prix fiscal

La variable $\left(\frac{1-u_{it}z_{iat}-k_{iat}}{1-u_{it}}\right)$, qui représente le prix fiscal de l'actif, permet de rendre compte de la variation des déductions de l'impôt sur le revenu selon différentes industries, des types d'actifs, et des variations des déductions dans le temps. Les changements dans le taux d'imposition du bénéfice dans le temps y sont également reflétés. Le prix fiscal peut être décomposé en deux parties. La première, qui est la composante de l'impôt sur les revenus $\left(\frac{1}{1-u_{it}}\right)$, indique que, étant donné le taux d'impôt u_{it} , pour gagner un dollar net d'impôt, le capital doit gagner $\left(\frac{1}{1-u_{it}}\right)$ dollar avant impôt. La deuxième, c'est-à-dire le terme $(1-u_{it}z_{iat}-k_{iat})$, représente la réduction effective du prix d'achat grâce aux encouragements fiscaux à l'investissement. Certains biens d'équipement donnent droit à un crédit d'impôt à l'investissement au taux k_{iat} . La variable z_{iat} représente la valeur actualisée des provisions pour amortissement par dollar du prix d'achat. Ces provisions sont déductibles du revenu imposable, ce qui permet à l'entreprise de réaliser une économie $u_{it}z_{iat}$ en obligations fiscales.

Si l'on fait abstraction des taxes sur les sociétés, ces dispositions augmentent les rendements après impôts de l'investissement et réduisent le coût du capital. Une tendance à la baisse du prix fiscal peut dès lors être interprétée comme une politique fiscale qui favorise l'investissement car elle réduit le coût du capital, et vice versa pour la tendance à la hausse.

Puisque le prix fiscal varie davantage selon l'actif que selon la branche d'activité, la figure 4.2 illustre l'effet des encouragements fiscaux sur les structures, la machinerie et l'équipement et tous les actifs du secteur de la fabrication. Il est clair à partir de la figure 4.2 que depuis la fin des années 1980s, le prix fiscal a connu une chute régulière, quoique pas dans le même ordre de grandeur que celle qui a eu lieu durant le début des

Figure 4.3 Coût nominal des fonds et gain de capital



années 1970. La tendance à la baisse est plus prononcée pour les structures comparativement à la machinerie et l'équipement.

4.5.1.3 Coûts des fonds

L'autre terme de la formule du coût d'usage du capital est le coût économique annuel de

l'utilisation de l'actif. Il comprend un coût réel des fonds $r_u - \frac{(q_{ut}^* - q_{ut-1})}{q_{ut-1}}$ auquel s'ajoute

le taux d'amortissement économique du bien δ . Le coût des fonds dépend à la fois de la prime de risque requise par les marchés financiers et de la méthode adoptée par les entreprises pour financer leurs dépenses en immobilisations. Les auteurs qui ont étudié le coût du capital ont appliqué diverses méthodes pour évaluer ce terme et n'ont pu réaliser un consensus quant à la méthode la plus appropriée (Bosworth, 1985).

Nous appliquons ici le taux des obligations du Canada de 3 à 5 ans et le taux interne de rendement issue des tableaux des entrées-sorties à tous les biens d'équipement dans toutes les branches d'activité. Puisqu'il s'agit d'un taux de rendement corrigé pour tenir compte du risque, le taux interne de rendement nominal est habituellement plus élevé que le taux des obligations du Canada de 3 à 5 ans. La plus forte variabilité du taux interne de rendement témoigne du facteur de risque.

Les fluctuations du taux de rendement ont eu tendance à rendre l'investissement moins coûteux durant la deuxième moitié de la fin des années 1960 et plus coûteux durant les

années 1980. Comme l'indique la figure 4.3, le taux réel de rendement $r_u - \frac{(q_{ut}^* - q_{ut-1})}{q_{ut-1}}$

est resté relativement constant du milieu des années 1960 au milieu des années 1970, puis a augmenté fortement au début des années 1980. Il est également resté élevé durant la deuxième moitié du début des années 1990.

Ces changements ont eu tendance à influencer sur les niveaux globaux d'investissement, hausses du taux réel de rendement émoussées en partie par l'incitation à l'investissement associée à la réforme fiscale de 1981 et renforcés l'augmentation des coûts fiscaux consécutifs à la réforme fiscale de 1987. Ils pourraient aussi expliquer partiellement l'abandon de l'investissement dans les bâtiments et travaux d'ingénierie à la fin des années 1980, puisque, pour les biens de longue durée, le coût du capital est particulièrement sensible au coût du financement.

4.5.1.4 Estimations du coût d'usage du capital

Examinons maintenant les estimations du coût d'usage du capital c_{iat} définies dans l'équation (4) et ses quatre composantes, à savoir

- a) le taux de rendement $T_{iat} r_{it} q_{iat-1}$,
- b) l'amortissement $T_{iat} \delta_{ia} q_{iat-1}$,
- c) les gains en capital $T_{iat} \Delta q_{iat-1}$,
- d) les impôts indirects $\phi_{iat} q_{iat-1}$.

Nous illustrons le profil de chacune de ces composantes au tableau 4.1 au moyen des valeurs utilisées par les industries pétrolières et gazières pour la construction d'installations pétrolières entre 1961 à 2000.

Le coût d'usage du capital a fluctué considérablement et présente des baisses importantes en 1982 et durant la période 1989-1990. Ces fluctuations sont attribuables en grande partie au taux de rendement et, dans une moindre mesure, aux gains en capital. Les fortes baisses du prix de location observées pour ces années sont dues à un fléchissement important du taux de rendement, qui reflète en grande partie l'effet des deux dernières récessions sur les secteurs du pétrole et du gaz.

4.5.2 Composantes du stock de capital : biens produits et terrains

Rappelons que la compensation du capital telle que définie dans l'équation (5) comprend deux composantes : le prix de location (ou coût d'usage) et la quantité du bien. Nous avons décrit à la section précédente la tendance du coût d'usage du capital et de ses principales composantes. Dans la section qui suit, nous donnons un aperçu des méthodes utilisées pour estimer le volume de biens d'équipement et une analyse des résultats. Cette dernière porte principalement sur les composantes des estimations du stock de capital produit (c'est-à-dire les séries, les estimations initiales du stock de capital et l'amortissement) et les estimations des terrains, qui représentent les unes et les autres, le gros des estimations de l'intrant capital.

4.5.2.1 Les actifs produits

Nous nous servons, pour calculer les estimations du stock de capital (équation (2)) d'une variante de la méthode de l'inventaire permanent. Pour produire une série de données chronologiques sur le stock de capital, l'analyste choisit habituellement une période initiale qu'il considère comme la période zéro et à laquelle correspond la valeur

Tableau 4.1 Composantes du coût d'usage du capital, industries du pétrole et gaz

Année	Prix de location c_{iat}	Taux de rendement $T_{it}r_{it}q_{iat-1}$	Dépréciation $T_{it}\delta_{ia}q_{iat-1}$	Gains de capital $T_{it}\Delta q_{iat-1}$	Taxes indirectes $\phi_{iat} q_{iat-1}$
1961	0,03042	0,01925	0,01292	0,00195	0,00020
1962	0,02392	0,01616	0,01329	0,00589	0,00037
1963	0,02948	0,02076	0,01366	0,00535	0,00042
1964	0,03800	0,03614	0,01411	0,01262	0,00038
1965	0,04706	0,04007	0,01514	0,00855	0,00041
1966	0,02894	0,02421	0,01601	0,01174	0,00046
1967	0,05849	0,04094	0,02081	0,00394	0,00068
1968	0,03782	0,03411	0,02246	0,01964	0,00089
1969	0,04543	0,03586	0,02479	0,01639	0,00117
1970	0,04080	0,03394	0,02521	0,01971	0,00136
1971	0,06672	0,05984	0,02413	0,01847	0,00121
1972	0,07921	0,07930	0,02523	0,02672	0,00140
1973	0,06510	0,10201	0,02966	0,06834	0,00177
1974	0,08153	0,12083	0,03772	0,07961	0,00259
1975	0,11557	0,11912	0,04112	0,04846	0,00378
1976	0,13237	0,13078	0,04388	0,04716	0,00487
1977	0,14144	0,14705	0,04606	0,05566	0,00400
1978	0,16628	0,16851	0,05165	0,05934	0,00546
1979	0,12040	0,14231	0,05767	0,08359	0,00402
1980	0,13705	0,15625	0,06631	0,09054	0,00503
1981	0,11457	0,12915	0,07722	0,09873	0,00693
1982	0,08216	0,01645	0,08228	0,02720	0,01063
1983	0,13223	0,08270	0,07834	0,04128	0,01246
1984	0,15990	0,11310	0,08331	0,04488	0,00837
1985	0,19304	0,09050	0,08517	-0,01042	0,00696
1986	0,18190	0,13533	0,08425	0,04278	0,00510
1987	0,33303	0,25864	0,09069	0,02649	0,01019
1988	0,30727	0,24200	0,09455	0,03399	0,00471
1989	0,15830	0,08714	0,10101	0,03472	0,00487
1990	0,10229	0,08376	0,10455	0,09117	0,00514
1991	0,23613	0,16002	0,10639	0,03574	0,00546
1992	0,25215	0,17752	0,10474	0,03364	0,00352
1993	0,18845	0,13178	0,10264	0,05161	0,00564
1994	0,29913	0,18995	0,10876	0,00554	0,00595
1995	0,25627	0,12181	0,11298	-0,01585	0,00564
1996	0,21069	0,09980	0,10398	-0,00063	0,00628
1997	0,27132	0,16628	0,10035	0,00107	0,00576
1998	0,25024	0,13904	0,10577	-0,00021	0,00521
1999	0,28131	0,17073	0,10572	0,00000	0,00486
2000	0,29477	0,18213	0,10809	0,00000	0,00455
Moyenne	0,14478	0,10763	0,06357	0,03064	0,00422
Écart-type	0,09353	0,06307	0,03660	0,03007	0,00302

Note: Actif : Construction d'installations de gaz et de pétrole; c = prix de location du capital; r = taux de rendement interne; q = prix de l'actif; T = prix fiscal; δ = taux de dépréciation; ϕ = taux d'impôt sur la propriété.

du stock de capital initial K_0 , puis il calcule les valeurs successives de K_t en remplaçant le taux d'amortissement et les éléments d'une série d'investissement par leur valeur dans l'équation (2).

Par substitution rétroactive successive de K_{t-1} dans l'équation (2), nous pouvons établir la relation directe entre K_t et la valeur initiale du stock de capital, K_0 . De la sorte, K_t devient une somme pondérée de tous les niveaux antérieurs d'investissement et de la valeur amortie du stock de capital initial réel

$$K_t = \sum_{j=0}^{t-1} (1-\delta)^j I_{t-j} + (1-\delta)^t K_0. \quad (7)$$

N'importe laquelle des trois composantes de l'équation (7), c'est-à-dire la série I_t , δ ou K_0 peuvent poser des problèmes de mesure lors de la production de la série de données sur le stock de capital.

4.5.2.1.1 Le stock de capital initial

Diverses méthodes ont été utilisées pour estimer le stock initial de capital K_0 , mais presque tous les chercheurs reconnaissent que les valeurs de départ sont entachées d'erreurs. Par conséquent, quand cela est possible, ils choisissent pour le calcul du stock de capital des dates de départ antérieures de 10 ans, 20 ans ou davantage au début de la période d'estimation en s'appuyant, comme le sous-entend l'équation (7), sur la notion que l'effet de K_0 sur la valeur subséquente du stock de capital diminue exponentiellement. Dans cette section, nous proposons une autre méthode de calcul de la valeur initiale du stock de capital.

Considérons la fonction de production qui suit, sous les conditions de rendement d'échelle constant

$$\ln Q_t = \beta_o + \beta_K K_t + (1 - \beta_K) \ln L_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

où Q_t , K_t et L_t représentent la production réelle, le stock de capital et le nombre d'heures travaillées, respectivement. La production et l'intrant travail sont tous deux exprimés en logarithmes; β_o et β_K sont les paramètres inconnus et ε_t représente une erreur aléatoire indépendamment distribuée. En remplaçant dans l'équation (8) le stock de capital par son autre définition $K_t = \tilde{I}_t + (1-\delta)^t K_0$, où $\tilde{I}_t \equiv \sum_{j=0}^{t-1} (1-\delta)^j I_{t-j}$ représente la somme pondérée des investissements antérieurs, nous obtenons

$$\ln \left(\frac{Q_t}{L_t} \right) = \beta_o + \beta_K (\tilde{I}_t - \ln L_t) + \gamma D_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

où $\gamma \equiv \beta_K K_0$ est une constante comme tout autre paramètre de l'équation (9) et $D_t \equiv (1-\delta)^t$.

Tableau 4.2 Estimations du stock de capital initial du secteur des entreprises pour la machinerie et l'équipement et les structures

	β_o	β_K	γ	$\hat{K}_o \equiv \frac{\hat{\gamma}}{\hat{\beta}_K}$	R^2	Durbin-Watson
Machinerie et équipement	0,771 (1,152)	0,41 (2,749)	12,9 (3,397)	27,2	0,89	2,15
Structures	0,157 (0,774)	0,68 (1,924)	55,7 (2,214)	81,5	0,77	2,05

Écart-type entre parenthèse.

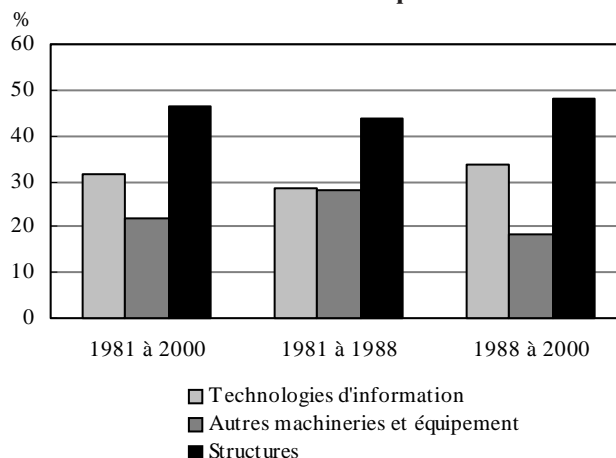
L'estimation de l'équation (9) donne les estimations des paramètres $\hat{\beta}_K$, $\hat{\gamma}$ et, par conséquent, $\hat{K}_o \equiv \frac{\hat{\gamma}}{\hat{\beta}_K}$. Par la méthode généralisée des moindres carrés, nous avons estimé le modèle (9) séparément pour les machines et le matériel, d'une part, et pour les bâtiments et travaux d'ingénierie, d'autre part, puisque ces deux catégories de biens d'équipement n'ont pas le même effet sur le terme du niveau de productivité du facteur travail du secteur des entreprises figurant dans l'équation (9). Les résultats présentés au tableau 4.2 montrent que les paramètres β_K et γ sont tous deux positifs et significatifs au niveau de signification de 5 %. Le modèle ne donne aucune preuve d'une corrélation fallacieuse, comme en témoigne la valeur raisonnablement élevée de R^2 (maximum de 0,87) et les estimations du stock initial de capital, évaluées à 81,5 et 27,2 milliards de dollars de 1961, sont statistiquement significatives. Ces estimations ont ensuite été réparties selon la branche d'activité et la catégorie d'actif conformément à la série d'investissements de 1961.

4.5.2.1.2 L'investissement

La composition de l'investissement des entreprises au Canada a changé spectaculairement au cours des deux dernières décennies. L'investissement dans les technologies de l'information telles les ordinateurs, les logiciels et les équipements de communications, a transformé les milieux de travail (voir chapitre 1). Les entreprises ont construit de nouvelles tours à bureaux et des centres commerciaux, mais peu d'installations industrielles. Ces changements sont reflétés dans la contribution des technologies d'information, autres machinerie et équipement et les structures au changement de l'investissement agrégé durant les deux dernières décennies de même que dans la contribution des différentes industries à la croissance de l'investissement agrégé.

Tel que le montre la figure 4.4, la contribution des technologies d'information à la croissance de l'investissement réel a augmenté substantiellement. Cette catégorie représente 28 % de la croissance de l'investissement réel total du secteur des entreprises durant la

Figure 4.4. Contribution moyenne des catégories d'actifs à la croissance de l'investissement du secteur des entreprises



période 1981 à 1988. Durant la période 1988 à 2000, sa contribution a augmenté de façon importante, contribuant ainsi pour 34 % à la croissance de l'investissement réel total. La contribution des structures a connu une hausse similaire entre ces deux périodes alors que la contribution de la machinerie et de l'équipement a baissé de façon spectaculaire.

Le tableau 4.3 montre la contribution des diverses branches d'activité à l'investissement réel du secteur des entreprises. Trois branches d'activité à elles seules, c'est-à-dire communication, finances, assurances et services immobiliers et les services aux entreprises, ont contribué pour environ 41 % de la croissance de l'investissement dans les technologies de l'information durant les années 1980s. Cette contribution est passée à 52 % durant les années 1990s principalement en raison des changements dans la contribution des industries de communication. Parmi les autres industries importantes qui ont vu leur contribution augmenter entre ces deux périodes figurent le commerce de gros (de 3,2 % à 6,7 %) et le commerce de détail (de 4,2 % à 7,8%), alors que la contribution des industries de la finance, assurances et services immobiliers et les services aux entreprises a augmenté seulement d'une façon modérée.

4.5.2.1.3 Dépréciation

Dans le cas de la méthode de l'inventaire permanent, le modèle d'amortissement d'un bien particulier est déterminé par la « courbe de dépréciation ». Pour une catégorie de biens donnée, cette courbe décrit comment, en l'absence d'inflation, le prix d'un bien diminue au cours du temps. La méthode utilisée par le Programme de la productivité pour estimer la dépréciation se fonde sur un modèle d'estimation de la survie par la méthode du maximum de vraisemblance, qui produit une estimation économétrique des taux de dépréciation (voir chapitre 2).

Pour estimer les courbes de 28 catégories de biens utilisés par les diverses branches d'activité, notre approche a fait appel à un riche ensemble de données sur les prix des biens usagés qui contient des renseignements sur la mise hors service. Selon les résultats, dans l'ensemble, les courbes de dépréciation concordent avec le modèle géométrique de diminution des prix. Par conséquent, dans les estimations utilisées pour calculer le stock de capital, on a supposé, pour la plupart des biens, que la courbe de dépréciation était strictement géométrique.

Les taux géométriques de dépréciation utilisés par le programme de la productivité de Statistique Canada pour produire les nouvelles estimations des stocks nets et de l'amortissement de 19 catégories de biens sont présentés au tableau 4.4. Comme il faut s'y attendre, les taux de dépréciation sont particulièrement élevés pour les ordinateurs (51 %) et pour le matériel de communication (20 %); par contre ils sont faibles pour les bâtiments (7 %). Pour d'autres ouvrages techniques, comme la construction de routes, d'autoroutes et de pistes d'aéroport, la construction de centrales électriques, de barrages et d'installations d'irrigation, et la construction d'infrastructures gazières et pétrolières, les taux de dépréciation sont de 10 %, 6 % et 8 %, respectivement.

Dans le cas des routes, des autoroutes, des barrages et des installations d'irrigation, les taux élevés de dépréciation reflètent en partie les conditions difficiles dues à la rigueur de l'hiver canadien. En ce qui concerne la construction d'infrastructures gazières et pétrolières, le taux élevé de dépréciation reflète dans une large mesure l'effet de

Tableau 4.3 Contribution des industries du secteur des entreprises à la croissance de l'investissement réel en technologies d'information (pourcentage)

	1981 à 2000	1981 à 1988	1988 à 2000
Agriculture	0,4509	0,0225	0,7031
Pêche et piégeage	0,0092	0,0031	0,0150
Exploitation forestière et foresterie	0,0385	0,0601	0,0295
Minière	0,1771	0,1562	0,2093
Pétrole brut et gaz naturel	0,2325	0,1683	0,2715
Carrières et sablières	0,0207	0,0224	0,0202
Services reliés à l'extraction des minéraux	0,1242	0,1055	0,1439
Aliments	1,0151	0,7245	1,1357
Boissons	0,2928	0,2202	0,3219
Produits du tabac	0,1294	0,0507	0,1730
Produits du caoutchouc	0,2080	0,2566	0,1840
Produits du plastique	0,2817	0,3543	0,2299
Cuir et des produits connexes	0,0251	0,0366	0,0150
Textiles de première transformation	0,0585	0,0956	0,0370
Produits textiles	0,0300	0,0560	0,0110
Habillement	0,1934	0,1749	0,2210
Bois	0,2979	0,2687	0,3098
Meubles et articles d'ameublement	0,1210	0,0922	0,1304
Papier et produits connexes	0,7127	0,7829	0,7246
Imprimerie, édition et produits connexes	0,9452	0,4226	1,2155
Première transformation des métaux	0,9990	1,5687	0,7972
Fabrication des produits métalliques	0,4534	0,7070	0,2818
Machinerie (sauf électrique)	0,5470	0,4389	0,5641
Industrie des aéronefs et des pièces d'aéronefs	0,1558	0,1984	0,1210
Fabrication de matériel de transport	1,1444	1,7276	0,7195
Produits électroniques	0,7428	0,9302	0,6083
Équipement de communication et autre matériel électronique	0,9927	1,2863	0,7686
Machines de bureau, magasins et commerces	0,4360	0,6481	0,3185
Produits minéraux non métalliques	0,1614	0,2589	0,1454
Produits raffinés, pétrole et charbon	0,3511	0,4019	0,3129
Industries chimiques	0,9916	0,8772	1,0832
Industrie des produits pharmaceutiques et des médicaments	0,1468	0,1497	0,1517
Autres industries de la fabrication	0,5542	0,5553	0,5160
Construction	1,4228	1,7266	1,3120
Transports	2,6414	1,9618	2,8221
Transport par pipeline	0,3343	0,1201	0,4530
Stockage et entreposage	0,1023	0,0604	0,1164
Communications	14,2605	10,2797	17,7388
Autres industries des services d'utilité publique	6,0068	8,1463	4,5614
Commerce de gros	5,4526	3,2239	6,6863
Commerce de détail	6,4985	4,1563	7,8001
Industries des finances et affaires immobilières	22,5765	21,3661	22,6004
Industries des assurances	1,6581	2,5720	1,0207
Services aux entreprises	10,9975	9,3444	11,9040
Industries des services d'enseignement	0,1659	0,2637	0,1108
Services de soins de santé et sociaux	0,6868	0,8744	0,5974
Hébergement et restauration	1,8002	3,4771	0,8834
Services de divertissements et de loisirs	1,1296	1,5759	0,8646
Services personnels et des ménages	0,1860	0,3413	0,1115
Autres services	11,0400	16,6880	7,9278
Total	100,0000	100,0000	100,0000

Actif	Taux de dépréciation median
Meubles de bureau, fournitures	0,33
Ordinateurs, machines de bureau	0,51
Machinerie et équipement ménagers et services	0,14
Machinerie et équipement industriels électriques	0,19
Machinerie et équipement industriels non électriques	0,22
Contenants industriels	0,05
Convoyeurs et chariots industriels	0,18
Voitures et camions	0,20
Camions (Excluant les chariots industriels) et remorques	0,20
Locomotives, Navires et bateaux et pièces importantes de rechange	0,12
Aéronefs, Moteurs d'aéronefs, et autres pièces importantes de rechange	0,06
Équipements de communication	0,20
Autre équipement	0,20
Construction d'édifices non résidentiels	0,07
Construction de routes, autoroutes et pistes d'envol	0,10
Construction d'installations de gaz et de pétrole	0,08
Construction des réseaux électriques, barrages et irrigation	0,06
Construction de chemins de fer et d'installations de télécommunication	0,10
Autres travaux d'ingénierie	0,08
Stock de capital non-résidentiel – Total	0,14

l'irréversibilité⁸. Dans le secteur de l'exploitation minière, les dépenses d'investissement sont des coûts irrécupérables, parce que les actifs sont souvent particuliers à l'entreprise, voire même à l'usine qui les utilise. Une installation pétrolière ou gazière ne peut être utilisée par la branche de l'extraction du cuivre, ni celle de l'amiante ni d'aucun autre minerai, parce que la technologie dépend du type de minerai extrait. Comme la valeur de revente de l'actif est faible, même s'il a été utilisé peu longtemps, le taux de dépréciation appliqué à ce genre d'actifs sur les marchés des actifs usagés est élevé.

4.5.2.1.4 Les stocks

Diewert et Smith (1994) décrivent un traitement des stocks qui convient pour la mesure de la productivité. Nous suivons la méthode qu'ils proposent pour produire les estimations de la productivité multifactorielle. Puisqu'il n'y pas de crédit d'impôt à l'investissement, de valeur annualisée de la déduction pour amortissement, ni de dépréciation économique, la formule (4) du coût d'usage se simplifie pour donner

$$c_{iat} = q_{iat-1} \left(\frac{\left[r_t - \frac{(q_{iat}^* - q_{iat-1})}{q_{iat-1}} \right]}{1 - u_{it}} \right)$$

⁸ Nulle part ailleurs l'irréversibilité n'est aussi manifeste que dans le secteur de l'exploitation minière, où le matériel est lourd et même spécifique au type de gisement. Dans un article récent, Harchaoui et Lasserre (2001) ont formulé et testé un modèle d'investissement dans les conditions d'irréversibilité basé sur un cadre utilisant l'évaluation des prix d'option. Les données laissent entendre que, pour un échantillon de mines canadiennes, de 1960 à 1980, on ne peut rejeter l'hypothèse de l'irréversibilité à un haut niveau de signification. Pour une discussion générale de l'importance de l'irréversibilité, consulter Dixit et Pindyck (1994).

Figure 4.5 Distribution des stocks par secteur majeur (prix courants)

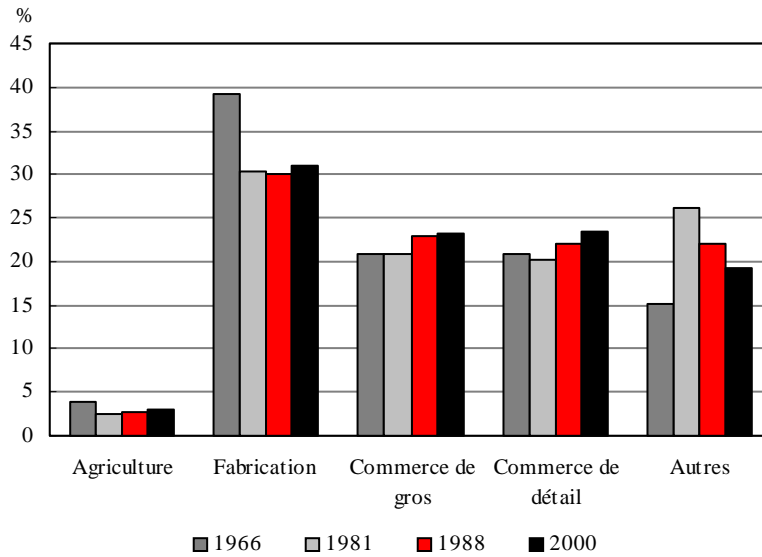


Figure 4.6 Stocks en prix constants

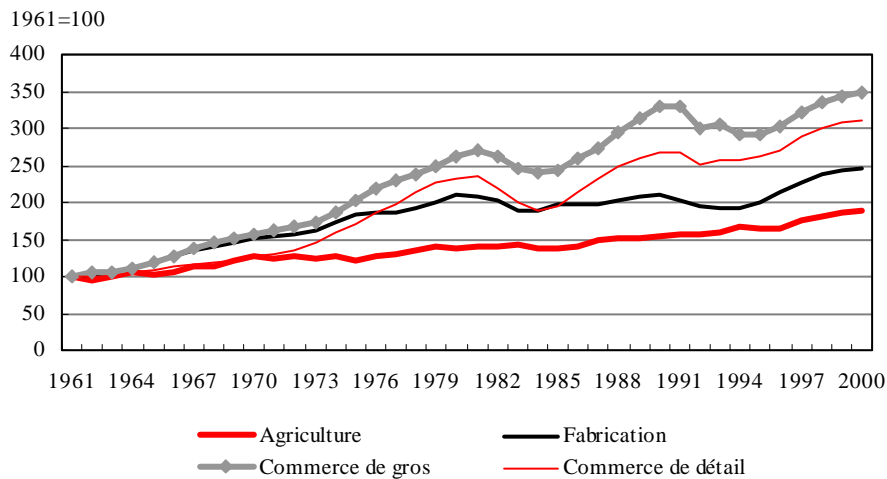
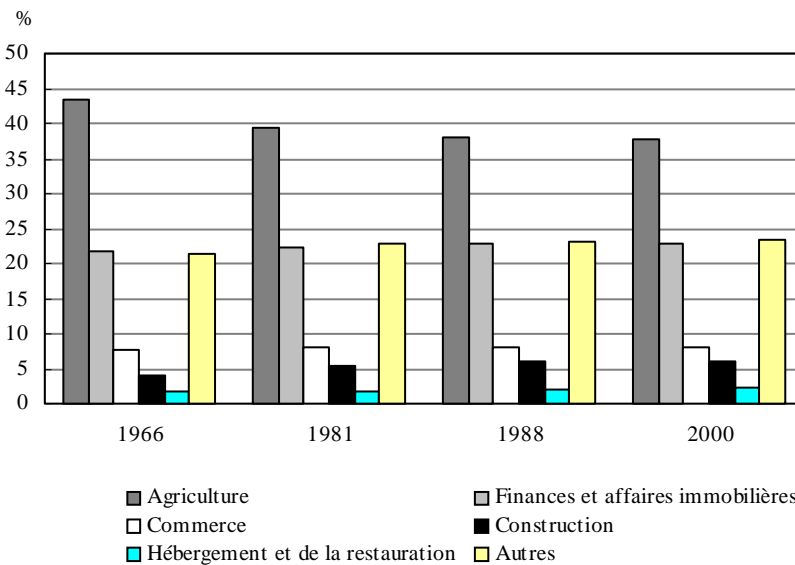


Figure 4.7 Distribution des terrains entre les principaux secteur



La figure 4.5 montre qu'en l'an 2000, plus des $\frac{3}{4}$ des stocks étaient répartis entre les secteurs de la fabrication et du commerce, proportion à la baisse par rapport aux 81 % enregistrés en 1966. De 1966 à 2000, la part des stocks du secteur de la fabrication a diminué au profit des secteurs du commerce qui ont enregistré le taux de croissance annuel moyen le plus élevé (figure 4.6).

4.5.2.2 Les terrains

Comme les gisements et le bois d'œuvre dans les secteurs de l'extraction minière et des produits forestiers, les terrains sont, pour le secteur agricole, un intrant important qui, en l'an 2000, représentait environ 38 % des terrains utilisés par le secteur des entreprises du Canada, à la baisse par rapport aux 43 % observés en 1966 (figure 4.7). Cependant, plusieurs attributs uniques distinguent les terrains des autres ressources. En premier lieu, les terrains ne sont généralement pas des biens épuisables, de sorte qu'ils ne se déprécient pas au cours du temps. En deuxième lieu, leur emplacement est un élément déterminant de l'usage qui en est fait. En troisième lieu, le stock total de terrains est, à toute fin utile, constant. Comme, dans nombre d'études de la productivité, la valeur des terrains est maintenue constante, on omet souvent de les inclure dans les intrants. Cependant, si la quantité de terrain est fixe, sa mesure rajustée pour tenir compte de la qualité ne l'est pas et, par conséquent, omettre les terrains peut avoir un effet sur l'évaluation de la croissance des intrants agrégés.

La méthode utilisée pour calculer le stock de terrains est strictement analogue à celle appliquée aux données sur le capital ou sur le travail. Les services fournis par les terrains représentent la quantité de terrains utilisés, tout comme les services du capital représentent la quantité de capital utilisé. Pour évaluer les services des terrains, on représente le stock de terrains à chaque point dans le temps comme la somme pondérée des diverses catégories de stocks de terrains (par province). Les taux de location applicables aux services des terrains constituent la base de la compensation du bien, tout comme les taux salariaux servent de base pour calculer la rémunération du travail. Les données sur le loyer, ne peuvent être obtenues facilement que pour les terrains agricoles engagés sur un marché de location actif. Cependant, on peut imputer la valeur du loyer d'autres catégories de terrains agricoles en se fondant sur les estimations des terrains selon la catégorie de tenure (régime foncier) et selon la compensation du bien pour le terrain loué.

La construction d'un indice révisé de l'utilisation réelle des terrains oblige une répartition de la valeur des services des terrains entre le prix et la quantité, de sorte que le prix corresponde à celui de la location et la quantité, au montant des services des terrains utilisés. Cette répartition est exactement analogue à la répartition de la valeur des services du travail entre le taux salarial et la quantité de services du travail.

Les données sur le secteur de l'agriculture fournissent des renseignements sur le volume de terrains et les prix de location classés selon diverses caractéristiques, comme la province, la taille de l'entreprise agricole et le type d'entreprise agricole. On a estimé le stock, corrigé pour la qualité, de terrains agricoles en supposant que la dimension provinciale permet de tenir compte de la plus grande partie de l'hétérogénéité de la qualité des terrains. D'autres dimensions, comme le genre d'entreprise agricole, qui peuvent introduire une hétérogénéité supplémentaire, ont été omises à ce stade par souci de simplicité.

Les données sur la superficie totale des fermes ont été recueillies selon la province pour la période allant de 1961 à 1996 grâce au Recensement de l'agriculture. Le concept de la superficie totale de l'entreprise agricole englobe toutes les catégories de terrains qui

entrent dans les activités de l'entreprise, y compris les terres défrichées (comme les terres cultivées, les pâturages, les jachères et autres terres défrichées) et les terres non défrichées (terres boisées et autres terres non défrichées).

Les terres louées, qui sont les seules pour lesquelles on connaît la valeur du loyer, ou fermage, couvrent environ 30 % de la superficie totale des exploitations agricoles du Canada. Le loyer inclut le loyer en espèce avant impôt et le paiement de métayage. Pour les terres pour lesquelles il existe un marché de location actif, la ventilation peut être faite d'après les données du marché sur les taux de location et les données correspondantes sur la tenure des terres. On peut étendre cette méthode des biens locatifs aux biens utilisés par les propriétaires, à condition que les données du marché sur les loyers reflètent les loyers payés implicitement par les propriétaires pour l'utilisation de leurs biens. On a recouru à une imputation de ce genre dans le Système de comptabilité nationale du Canada pour évaluer les services des logements occupés par leur propriétaire. Une méthode d'imputation exactement analogue est appliquée pour évaluer les services du travail des travailleurs autonomes. Pour estimer la valeur du loyer correspondant à la superficie totale des exploitations agricoles du Canada, on suppose que, pour une province donnée, le processus de concurrence assure que le prix de location d'un acre de terrain est le même que l'utilisateur soit un locataire ou le propriétaire.

La méthode utilisée pour produire l'indice idéal de Fisher du stock rajusté pour la qualité des terres agricoles, comprend les étapes suivantes :

- 1) $L_{i,j,t}$ représente la superficie totale des entreprises agricoles selon la catégorie de tenure $i = o, r$ (propriété par rapport à la location) et selon la province j durant l'année t ;
- 2) $R_{r,j,t}$ représente la valeur totale du loyer payé en espèces (loyer en espèces) et selon le principe du partage des récoltes (paiement de métayage) pour les terres et les bâtiments loués au gouvernement ou au secteur privé, y compris d'autres agriculteurs. Le loyer en espèces comprend les impôts versés sur le bien loué à des tiers;
- 3) le prix de location, ou loyer, d'un acre de terre louée est donné par :

$$c_{r,j,t} = \frac{R_{r,j,t}}{L_{r,j,t}}$$

et l'on suppose qu'il est identique au prix de location des terres exploitées par leur propriétaire :

$$c_{r,j,t} \equiv c_{j,t}$$

- 4) L'indice corrigé pour la qualité des terres agricoles $\tilde{L}_{t,t-1}$ entre deux périodes adjacentes est un indice en chaîne de Fisher (F) défini comme étant la moyenne pondérée de l'indice de la superficie provinciale des exploitations agricoles entre t et $t-1$, autrement dit

$$\tilde{L}_{t/t-1}^F = \left(\tilde{L}_{t/t-1}^L \times \tilde{L}_{t/t-1}^P \right)^{\frac{1}{2}}$$

où

$$\tilde{L}_{t/t-1}^L = \sum_{j=1}^{10} \left(\frac{L_{j,t}}{L_{j,t-1}} \right) \left(\frac{c_{j,t-1} \cdot L_{j,t-1}}{\sum_{j=1}^I c_{j,t-1} \cdot L_{j,t-1}} \right) \text{ et}$$

$$\tilde{L}_{t/t-1}^P = \sum_{j=1}^{12} \left(\frac{L_{j,t}}{L_{j,t-1}} \right) \left(\frac{c_{j,t} \cdot L_{j,t-1}}{\sum_{j=1}^{12} c_{j,t} \cdot L_{j,t-1}} \right).$$

L'élaboration des valeurs constante et courante des terrains non-agricoles entre 1961 et 1997, nécessitent une variété d'étapes. Nous débutons avec les estimations de la superficie occupée par le secteur des entreprises, disponibles sur une base quinquennale à partir des comptes environnementaux de Statistique Canada. Les estimations des terrains non-agricoles ont été ainsi dérivées comme différence entre la superficie occupée par le secteur des entreprises et celle utilisée par le secteur de l'agriculture. Suite à cette démarche, ces estimations sont ventilées par secteur d'activité à l'aide des données sur les taxes foncières disponibles à partir des tableaux entrées-sorties pour obtenir la superficie occupée par industrie. Les estimations des valeurs courantes des terrains s'établissent de la manière suivante. En premier lieu, les estimations par industrie de la valeur comptable des terrains non-agricoles sont dérivées des bilans des entreprises produit par la division de l'organisation et finances des industries de Statistique Canada. Ces dernières estimations sont ensuite converties en estimations de la valeur comptable courante des terrains non-agricoles, disponible à partir des comptes de bilan et des bilans des entreprises.

Lorsque le stock de terrains est estimé, on se sert d'une équation similaire à l'équation (4) pour calculer le coût d'usage pour chaque bien dans chaque secteur auquel appartiennent des terrains. Comme il n'y a pas de crédit d'impôt à l'investissement, de valeur annualisée de la déduction pour amortissement ni de dépréciation économique, l'équation du coût d'usage se réduit à :

$$c_{iat} = q_{iat-1} \left(\frac{\left[r_t - \frac{(q_{iat}^* - q_{iat-1})}{q_{iat-1}} \right]}{1 - u_{it}} + \phi_{it} \right)$$

4.5.3 Mesure de l'effet du changement de composition du capital pour diverses estimations du coût d'usage du capital

4.5.3.1 L'effet de la composition du capital

Si l'on émet l'hypothèse que les biens d'équipement sont hétérogènes, on se sert, pour calculer la croissance du facteur capital, d'un indice obtenu en prenant pour coefficient de pondération de la croissance du capital pour divers biens et branches d'activité, le prix de location du capital, ou de façon plus appropriée, la part du coût total du capital imputable à la catégorie de biens ou de branches d'activité en question. Par conséquent, cet indice peut différer d'un indice calculé simplement d'après la croissance non pondérée de la valeur de tous les biens. Le premier sera plus élevé que le second dans la mesure où la croissance est imputable principalement aux classes de biens dont le coût de location du capital est assez élevé, c'est-à-dire, ceux utilisés par des branches d'activité à risque mais à haut rendement, ou aux branches d'activité qui investissent dans des biens d'équipement dont le taux de dépréciation est élevé, les ordinateurs par exemple. La différence entre la croissance du capital obtenue en pondérant les divers biens par le coût de capital unitaire relatif et celle calculée en supposant que tous les biens fournissent les mêmes services du capital par dollar de bien, mesure l'effet de composition du capital, qui est parfois appelé effet du changement de qualité du capital.

Nous comparons et évaluons l'effet de la composition du capital dans le cas des cinq formules distinctes du prix de location du capital discutées à la section 4.4. Après avoir calculé séparément les estimations des prix de location c_{iat} et des stocks de capital K_{iat} au niveau de la catégorie de biens, on les utilise pour produire la série de données sur les services du capital \tilde{K}_{it} en se servant d'un indice en chaîne de Fisher pour la branche d'activité i , la catégorie de biens a et deux périodes adjacentes t et $t-1$ (pour plus de renseignements, voir l'annexe 4.B) :

$$\tilde{K}_{i,t/t-1}^F = \left(\tilde{K}_{i,t/t-1}^L \times \tilde{K}_{i,t/t-1}^P \right)^{\frac{1}{2}}, \quad (10)$$

où $\tilde{K}_{i,t/t-1}^L$ et $\tilde{K}_{i,t/t-1}^P$, les indices de Laspeyres et de Paasche des services du capital, respectivement, sont définis comme suit :

$$\tilde{K}_{i,t/t-1}^L = \frac{\sum_{a=1}^A \left(\frac{K_{iat}}{K_{iat-1}} \right) c_{iat-1} K_{iat-1}}{\sum_{a=1}^A c_{iat-1} K_{iat-1}} \quad \text{and} \quad \tilde{K}_{i,t/t-1}^P = \frac{\sum_{a=1}^A \left(\frac{K_{iat}}{K_{iat-1}} \right) c_{iat} K_{iat-1}}{\sum_{a=1}^A c_{iat} K_{iat-1}}. \quad (11)$$

Les équations (10) et (11), qui démontrent l'importance du rôle du prix de location du capital dans le calcul des estimations agrégées des services du capital, s'interprètent heuristiquement de la façon suivante : la variation du flux agrégé de services du capital est une somme pondérée de la variation du stock de capital propre à la catégorie de biens a où les poids sont définis en fonction du coût de location du capital.

Il convient de faire la distinction entre cette méthode d'agrégation des services du capital, en vertu de laquelle chaque catégorie de capital est pondérée par sa part relative du coût de location, et la sommation directe d'agrégats de stocks de capital représentée par

$$K_{it} = \sum_{a=1}^A \bar{K}_{iat} \quad (12)$$

L'effet de la composition du capital défini comme étant $\frac{\bar{K}_{it}}{K_{it}}$ (voir les équations (10) et (12) qui précèdent) tient compte de la mesure dans laquelle la composition du capital a évolué en faveur du matériel de durée de vie assez courte au détriment des bâtiments et travaux d'ingénierie et des terrains.

La composition du capital a évolué au fil des ans à mesure que l'investissement dans les machines et le matériel de durée de vie plus courte a contribué plus que les bâtiments et travaux d'ingénierie à une durée de vie plus longue de la croissance de l'investissement agrégé (voir le tableau 4.3). Comme les taux d'amortissement δ appliqués aux machines et au matériel sont plus élevés que ceux appliqués aux bâtiments et travaux d'ingénierie (tableau 4.4) et que les gains en capital $\left(\frac{q_{iat}^* - q_{iat-1}}{q_{iat-1}}\right)$ sont moindre pour les premiers que pour les seconds, il est clair que, toutes choses étant par ailleurs égales, le prix de location des machines et du matériel (e), c_{iet} , sera plus élevé que celui des bâtiments et travaux d'ingénierie (s), c_{ist} . Intuitivement, cela signifie que, comme la durée de vie des machines et du matériel est plus courte, les investisseurs exigent qu'un dollar d'investissement en machines et matériel produise plus de services par année qu'un dollar d'investissement en bâtiments et travaux d'ingénierie. Par conséquent, la croissance des machines et du matériel aura plus de poids que celle des bâtiments et travaux d'ingénierie. Parce que ce dernier augmenta plus vite que le premier, l'agrégat des services du capital calculé d'après l'équation (10) croîtra plus rapidement que l'agrégat du capital calculé par simple sommation tel qu'indiqué par l'équation (12).

4.5.3.2 Estimations de l'effet de la composition du capital

Les diverses méthodes de calcul du coût d'usage du capital appliquées pour estimer les services du capital sont décrites au tableau 4.5. Le choix de chacune des cinq méthodes est justifié par des arguments conceptuels ou leur utilisation dans les publications économiques. Étant donné les hypothèses sur lesquelles se fonde le cadre type d'estimation de la productivité multifactorielle, nous accordons notre préférence aux méthodes 1, 2 et 3. Autrement dit, puisque les estimations types se fondent sur l'hypothèse que le rendement d'échelle est constant, il est approprié de supposer que la part factorielle gagnée par le capital correspond à l'excédent qui est mesuré dans les comptes. En nous inspirant de l'expérience américaine, nous formulons l'hypothèse des anticipations parfaites, mais nous procédons à une vérification pour déterminer si un estimateur à moyenne mobile donne des résultats fort différents.

Le tableau 4.6 présente les estimations du taux de croissance annuel moyen et de la variabilité (écart-type du taux de croissance annuel) de l'effet de la composition du capital pour le secteur des entreprises et ses principaux sous-secteurs entre 1961 et 2000. Plusieurs résultats méritent d'être soulignés. Premièrement, au niveau du secteur des entreprises, les méthodes 2, 4.1 et 4.2 produisent toutes une mesure de l'effet de la composition du même ordre de grandeur (approximativement 1,2 % en ce qui a trait au

Tableau 4.5 Sommaire des approches alternatives du coût d'usage du capital

	Références	Caractéristiques	
		Taux de rendement	Gains de capital
Approche 1	Jorgenson-Siebert (1968a); Christensen-Jorgenson (1969); Fraumeni-Jorgenson (1980); U.S. BLS (1983) ^a	Taux de rendement minimal interne issu de l'identité de la rémunération du capital	Anticipations parfaites $q_{ait}^* = q_{ait}$, c.-à-d., gains de capital parfaitement anticipés
Approche 2	Jorgenson-Siebert (1968b)	Taux de rendement minimal interne issu de l'identité de la rémunération du capital	Anticipations myopes $q_{ait}^* = q_{ait-1}$, c.-à-d. les gains de capital anticipés sont égaux à zéro
Approche 3	Gillingham (1980)	Taux de rendement minimal interne issu de l'identité de la rémunération du capital	Anticipations parfaites; estimation de q_{ait}^* en faisant appel à la moyenne mobile des prix des actifs antérieurs
Approche 4.1	Coen (1975); McKenzie and Thompson (1997)	Taux de rendement externe ajusté au risque : l'identité entre les taux de rendement <i>ex ante</i> et <i>ex post</i> n'est pas maintenue	Anticipations parfaites $q_{ait}^* = q_{ait}$, c.-à-d. gains de capital parfaitement réalisés
Approche 4.2		Taux de rendement externe ajusté au risque : l'identité entre les taux de rendement <i>ex ante</i> et <i>ex post</i> est maintenue	Anticipations parfaites $q_{ait}^* = q_{ait}$, c.-à-d. gains de capital parfaitement réalisés

Notes: ^aÀ l'exception de l'agriculture.

taux de croissance annuel moyen). Donc, imposer l'identité entre la production et les coûts totaux en cas d'usage du taux de rendement externe n'altère pas l'estimation de la composition du capital (approches 4.1 vs approches 4.2), mais cela a tendance à hausser sa volatilité de façon significative. D'autre part, les approches 1 et 3 fournissent des taux de croissance annuels moyens de la composition du capital similaires, quoique l'approche 1 donne un niveau de volatilité nettement plus bas.

L'effet de la composition du capital reflète : a) le mouvement à long terme vers l'investissement en machines et matériel au détriment de l'investissement en bâtiments et travaux d'ingénierie et b) le fait qu'à long terme, les prix des nouveaux bâtiments augmentent plus rapidement que ceux des machines et du matériel, si bien que la valeur du terme des gains en capital soustrait du prix de location des bâtiments et travaux d'ingénierie est plus élevée que celle du terme soustrait du prix de location des machines et du matériel (rappelons que dans la méthode 2, ce terme est omis). Ce dernier effet accentue l'écart existant entre les prix de location des machines et du matériel, d'une part, et des bâtiments et travaux d'ingénierie, d'autre part, à cause de la dépréciation économique plus rapide des machines et du matériel, ce qui se traduit par une valeur plus élevée du prix de location et de la part du coût utilisée comme coefficient de pondération pour les services des machines et du matériel, qui représentent la composante en croissance la plus rapide.

Si l'estimation de l'effet de la composition du capital dans le cas de divers modèles du coût d'usage du capital a du mérite en soi, il reste à déterminer dans quelle mesure les écarts entre les estimations produites par ces divers modèles sont statistiquement significatifs. Pour répondre à cette question, nous estimons un modèle de régression dans lequel la variable dépendante est l'indice de l'effet de la composition du capital et les

Tableau 4.6 Comparaison des approches alternatives de la composition du capital, secteur des entreprises

	Approche 1		Approche 2		Approche 3		Approche 4.1		Approche 4.2	
	TCAM	Vol	TCAM	Vol	TCAM	Vol	TCAM	Vol	TCAM	Vol
Agricoles et services connexes	-0,995	0,034	-0,396	0,029	-1,057	0,036	-0,812	0,032	-0,209	0,033
Pêche et du piégeage	-0,457	0,008	0,222	0,011	-0,474	0,008	-0,589	0,008	-1,027	0,014
Exploitation forestière et services forestiers	-0,110	0,012	-0,366	0,020	-0,156	0,013	0,095	0,012	0,181	0,026
Mines, carrières et puits de pétrole	0,145	0,007	0,479	0,006	0,225	0,007	0,234	0,006	0,212	0,010
Fabrication	0,976	0,011	1,158	0,016	0,931	0,010	1,110	0,010	1,321	0,018
Construction	0,429	0,016	1,816	0,024	0,587	0,015	0,473	0,012	0,615	0,022
Transportation et entreposage	1,629	0,011	1,158	0,012	1,782	0,011	1,473	0,011	1,362	0,014
Communication et autres services d'utilité publique	1,017	0,011	0,304	0,005	1,050	0,012	1,103	0,011	0,875	0,011
Commerce de gros	1,044	0,010	2,772	0,033	1,043	0,010	1,194	0,011	1,799	0,021
Commerce de détail	1,839	0,014	1,908	0,025	1,737	0,014	1,574	0,013	1,198	0,011
Finances, assurances et affaires immobilières	1,026	0,013	0,950	0,030	0,954	0,014	0,878	0,012	0,678	0,023
Services aux entreprises	1,026	0,023	2,280	0,041	1,154	0,023	1,078	0,015	2,041	0,052
Industries des services d'enseignements	5,363	0,042	0,239	0,020	4,737	0,039	5,307	0,051	0,794	0,030
Services de soins de santé et sociaux	0,316	0,012	-0,013	0,026	0,304	0,012	0,397	0,009	0,813	0,029
Hébergement et de la restauration	0,717	0,010	0,477	0,034	0,550	0,009	0,756	0,010	0,772	0,036
Autres services	2,121	0,022	-0,315	0,019	2,120	0,022	2,065	0,023	1,650	0,032
Secteur des entreprises	1,16	0,007	1,242	0,013	1,167	0,007	1,202	0,007	1,229	0,014

Notes: TCAM = Taux de croissance annuel moyen pour la période 1981 à 2000; Vol = Volatilité; La volatilité est mesuré comme l'écart-type du taux de croissance annuel du coût d'usage;

Approche 1: taux de rendement nominal interne issu de l'identité de la rémunération du capital et gains de capital parfaitement anticipés;

Approche 2: taux de rendement nominal interne issu de l'identité de la rémunération du capital et les gains de capital sont égaux à zéro;

Approche 3: taux de rendement nominal interne issu de l'identité de la rémunération du capital et les gains de capital sont mesurés à partir de la moyenne mobile des prix antérieurs des actifs;

Approche 4.1: taux de rendement nominal externe ajusté au risque, les anticipations sur les gains de capital sont parfaitement réalisés et l'identité entre le taux de rendement *ex ante* et *ex post* n'est pas maintenue;

Approche 4.2: taux de rendement externe nominal ajusté au risque, les anticipations sur les gains de capital sont parfaitement réalisés mais l'identité entre le taux de rendement *ex ante* et *ex post* est maintenue.

variables du deuxième membre de l'équation sont les variables nominales pour les méthodes 2, 3, 4.1 et 4.2, les variables nominales temporelles pour la période de 1961 à 2000, et les termes d'interaction entre chaque modèle et chaque variable nominale temporelle. Nous utilisons un modèle à effets fixes fondé sur un ensemble de données couvrant 16 branches d'activité, 5 approches et 39 années.

Les résultats (non présentés ici étant donné le nombre de paramètres estimés) indiquent que les écarts entre la méthode 1 et les méthodes 2 et 4.1 sont statistiquement significatifs, particulièrement durant la période ultérieure à 1981. Cependant, le degré d'incertitude associé à ces écarts est assez élevé (le paramètre n'est significatif qu'au niveau de signification de 10 %). Étant donné ce résultat et le fait que les méthodes 2 et 3 s'appuient sur des hypothèses strictes (taux nominal de rendement identique au taux réel de rendement dans le cas de la méthode 2 et taux unique de rendement pour l'ensemble du secteur des entreprises dans le cas de la méthode 3), nous donnons la préférence aux méthodes 1 et 3 du point de vue tant théorique qu'empirique. La méthode 1 fait maintenant partie intégrante du programme d'estimation de la productivité multifactorielle. Soulignons que cette mesure est aussi celle qui se rapproche le plus, conceptuellement, des estimations produites par le BLS.

4.6 Conclusion

Statistique Canada a commencé à produire des estimations de la productivité multifactorielle à la fin des années 1980. Le calcul de ces estimations repose sur la simple évaluation des services du capital qui agrège la valeur monétaire de toutes formes de capital, donnant un poids similaire à la valeur monétaire de tous les actifs. Nous avons déterminés dans le présent chapitre dans quelle mesure on pourrait appliquer un concept plus complexe des services du capital tenant compte de l'hétérogénéité des biens d'équipement. Nous avons examinés : a) les fondements du concept des services du capital et le domaine de définition du capital, b) les diverses formules du prix de location du capital et c) l'analyse empirique de ces formules, ainsi que leur effet sur la composition du capital.

L'une des conclusions importantes tirées de l'étude est que les différences numériques entre les coûts d'usage du capital obtenus au moyen des formules les plus susceptibles d'être adoptées ne sont pas statistiquement significatives. Pour des raisons tant empiriques que conceptuelles. Le Programme a choisi la méthode fondée sur le taux interne de rendement et les attentes parfaites ou adaptatives.

L'application de la méthode complexe d'estimation de l'utilisation des services du capital tenant compte de l'hétérogénéité des biens d'équipement modifie considérablement l'évaluation empirique du rôle du capital dans la croissance économique du secteur des entreprises canadien. Le taux de croissance du stock de capital évalué selon la méthode classique (stock réel, directement agrégé, de richesses) est de 2,8 % par année de 1981 à 2000. Par contre, la valeur des services du capital (fondée sur la méthode 1) a augmenté au taux de 3,4 % durant la même période. Autrement dit, la croissance des services du capital excède de 21 % celle du stock de capital. La source principale de cet écart est la tendance à la hausse à long terme observée pour la part du stock de capital qui correspond aux machines et au matériel à courte durée de vie mais à forte concentration de services. Donc, cette modification de la méthode de mesure rend compte

Tableau 4.7 Taux de croissance annuel moyen composé de la productivité du travail et les contributions de l'intensité du capital, de la composition de la main-d'œuvre et de la productivité multifactorielle, secteurs canadien et américain des entreprises (pourcentages)

	1981 à 2000		1981 à 1988		1988 à 1995		1995 à 2000*	
	Canada	É.-U.	Canada	É.-U.	Canada	É.-U.	Canada	É.-U.
Croissance de la productivité du travail	1,4	1,9	1,3	1,9	1,2	1,4	1,8	2,7
Intensité du capital	0,6	0,7	0,6	0,6	0,8	0,5	0,5	1,1
Technologies de l'information et des communications	0,4	0,6	0,3	0,5	0,4	0,4	0,5	1,0
Autres matériels et machines	0,1	0,0	0,2	0,0	0,1	0,0	0,2	0,1
Structures	0,1	0,1	0,1	0,2	0,3	0,1	-0,2	0,0
Composition de la main-d'œuvre	0,5	0,3	0,5	0,3	0,6	0,4	0,3	0,3
Productivité multifactorielle	0,3	0,9	0,3	0,9	-0,2	0,5	1,1	1,4

Nota : *Les estimations de la productivité du travail sont celles publiées en juillet 2002. Par conséquent, elles ne contiennent pas les plus récentes révisions apportées par le Canada et les États-Unis.

d'une plus forte proportion de la croissance totale que la simple mesure du capital qui ne tenait pas compte de l'hétérogénéité des biens d'équipement⁹.

L'application du concept des services du capital par le programme de l'estimation de la productivité multifactorielle de Statistique Canada améliore considérablement les comparaisons de croissance de productivité entre le Canada et les États-Unis. En faisant appel à des méthodologies comparables sous-jacentes aux estimations de la production et des intrants, le tableau 4.7 fournit les trois principales sources de la croissance de la productivité du travail. Le premier, issu de l'intensité du capital, est une augmentation du capital disponible par travailleur. Le deuxième élément est la modification de la composition de la main-d'œuvre, avec des travailleurs plus qualifiés. Le troisième élément, résiduel, est appelé productivité multifactorielle. Ce dernier élément englobe les augmentations de la production non imputables à une augmentation de l'intrant travail ou de l'intrant capital, et tient compte de toutes les améliorations aux procédés de production qui résultent d'améliorations dans l'organisation et d'une exploitation plus complète des économies d'échelle, ainsi que des effets externes qui résultent d'une amélioration générale des connaissances et de tous les effets d'entraînement expliquant l'amélioration de l'efficacité du fonctionnement des entreprises.

Le tableau répartit la croissance de la productivité du travail en ces trois éléments. De 1981 à 2000, la productivité du travail a augmenté au taux annuel de 1,4 % dans le secteur des entreprises canadiennes (1,9 % aux É.-U.). Au Canada, on peut en attribuer 0,3 points de pourcentage à l'augmentation de la productivité multifactorielle (0,9 points de pourcentage aux É.-U.), 0,6 points de pourcentage à la contribution de l'intensité du capital (0,7 points de pourcentage aux É.-U.) et 0,5 points de pourcentage aux changements dans la composition du travail (0,3 points de pourcentage aux É.-U.). La contribution de l'intensité du capital est constituée de la contribution des matériels des TIC, et de celle d'autres machines, matériels et structures (y compris les stocks et les terrains). Au Canada comme aux É.-U., la plupart des effets de l'intensité du capital peuvent être attribués à une augmentation de l'investissement dans les TIC. De plus, cette proportion a augmenté au cours de la période examinée.

⁹ Les données sur la production pour la période d'avant 1981 n'étaient pas disponibles au moment de la rédaction de ce chapitre.

De 1981 à 1988, le taux de croissance annuelle moyen de la productivité multifactorielle au Canada était de 0,3 % (0,9 % aux É.-U.). Combiné au 0,6 points de pourcentage de contribution de l'intensité du capital (0,6 points de pourcentage aux É.-U.) et au 0,5 points de pourcentage de contribution de la composition du travail (0,3 points de pourcentage aux É.-U.). Ce taux entraîne une croissance de la productivité du travail de 1,3 % (1,9 % aux É.-U.).

Entre 1988 et 1995, la productivité multifactorielle canadienne a chuté au taux annuel moyen annuel de -0,2 %. Durant la même période, la contribution annuelle moyenne de l'intensité du capital à la croissance de la productivité du travail a progressé de 0,8 points de pourcentage, la composition du travail a contribué de 0,6 points de pourcentage. La productivité du travail a ainsi progressé de 1,2 % (1,4 % aux É.-U.) durant cette période.

Le capital des technologies d'information a joué un rôle très important pendant cette période sur l'intensité du capital, en contribuant de 0,4 points de pourcentage par an tant au Canada qu'aux États-Unis. Ceci correspond à la moitié du 0,8 points de pourcentage de croissance de l'intensité du capital au Canada (80 % au É.U.).

De 1995 à 2000, la productivité du travail a augmenté de 1,8 % par année dans le secteur des entreprises (2,7 % aux É.-U.), soit 0,6 points de pourcentage de plus qu'entre 1988 et 1995 (1,3 points de pourcentage aux É.-U.). Pour la plus grande part, cette augmentation peut être attribuée à l'accélération de la productivité multifactorielle, qui a gagné 1,1 points de pourcentage (1,4 aux É.-U.).

Bibliographie

Association canadienne de l'étude fiscale ; *Provincial and Municipal Finances* (diverses parutions), Toronto.

Auerbach, A.J. et K. Hassett. 1991. « Investment, Tax Policy and the Tax Reform Act of 1986. » in Slemrod, J. (ed.): *Do Taxes Matter? The Impact of the Tax Reform Act of 1986*. Cambridge MA.: les presses de MIT.

Baldwin, J.R., V. Gaudreault, et T.M. Harchaoui. 2001. « Croissance de la productivité dans le secteur canadien de la fabrication : Une alternative au cadre traditionnel. » dans Baldwin, J.R. et al.: *Croissance de la productivité au Canada*, pp. 113-148, Statistique Canada, n° 15-204-XPF au catalogue, Ottawa.

Berndt, E.R et M. A. Fuss. 1986. « Productivity Measurement with Adjustments for Variations in Capacity Utilization and Other Forms of Temporary Equilibria. » *Journal of Econometrics* 33: pp.7-29.

Bernstein, J.I. 2000. « Tax Structure, Price Expectations and the User Cost of Capital. » Document préparé pour le programme de productivité de Statistique Canada. p. 12, miméo.

Boadway, R. W., N. Bruce, et J.M. Mintz. 1983. « *Taxation, Inflation and the User Cost of Capital in Canada*. » Département d'économie de l'Université Queen. p. 51

Boadway, R. W., N. Bruce, et J.M. Mintz. 1987. « *Taxes on Capital Income in Canada: Analysis and Policy*. » L'association canadienne de l'étude fiscale.

- Boadway, R. W. et H.M., Kitchen. 1980. *Canadian Tax Policy*, troisième édition, l'association canadienne de l'étude fiscale, Toronto.
- Boadway, R. W. et H.M., Kitchen. 1999. *Canadian Tax Policy*, troisième édition, l'Association canadienne de l'étude fiscale, Toronto.
- Bosworth, B.P. 1985. « Taxes and the Investment Recovery. » *Brookings Paper on Economic Activity* 1: pp. 1-38.
- Bureau of Labor Statistics, United States Department of Labor. 1983. *Trends in Multifactor Productivity, 1948-81*, Bulletin 2178, Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office.
- Canadian Tax Foundation; *The National Finances* (diverses parutions), Toronto.
- Christensen, L.R. and D.W. Jorgenson 1969. « The Measurement of U.S. Real Capital Input, 1919-67 » *Review of Income and Wealth* 4: pp. 293-320.
- Coen, R.M. 1975. « Investment Behavior, the Measurement of Depreciation, and Tax Policy. » *American Economic Review* 65: pp. 59-74.
- Diewert, W.E. 1980a. « Aggregation Problems in the Measurement of Capital. » in Dan Usher (ed.): *The Measurement of Capital*, Chicago: Université de Chicago pour le Bureau National de recherche en économie, pp. 433-528.
- Diewert, W.E. 1980b. « Capital and the Theory of productivity Measurement. » *American Economic Review Papers and Proceedings* 70: 260-68.
- Diewert, E.W. et A.M. Smith. 1994. « Productivity Measurement for a Distribution Firm. » *Journal of Productivity Analysis* 5: pp. 335-47.
- Diewert, W.E et D.A. Lawrence 1999. *Progress in Measuring the Price and Quantity of Capital*, miméo, p. 47, Université de la Colombie-Britannique.
- Dixit, A. et R.S. Pindyck. 1994. *Investment Under Uncertainty*, Princeton, N.J.: Presses de l'université Princeton.
- Dougherty, J. C. 1991. *A Comparison of Productivity and Economic Growth in the G-7 Countries*, Ph.D. Dissertation, Université Harvard.
- Domar, E.D. 1961. « On the Measurement of Technological Change. » *Economic Journal* 71: pp. 709-29.
- Fisher, F.M. 1992. *Aggregation—Aggregate Production Functions and Related Topics*, MA: Les Presses de MIT.
- Fraumeni, B.M. et D.W. Jorgenson 1980. « The Role of Capital in U.S. Economic Growth, 1948-76. » dans G.M. von Furstenberg (ed.): *Capital, Efficiency and Growth*, Cambridge, MA.: Ballinger, éditeur, pp. 9-250.
- Gillingham, R. 1980. « Estimating the User Cost of Owner-Occupied Housing. » *Monthly Labor Review* 103 (février): pp. 31-35.

- Griliches, Z. et D.W. Jorgenson. 1966. « Sources of Measured Productivity Change: Capital Input. » *American Economic Review*, LVI: pp.50-61.
- Hall, R.E., et D.W. Jorgenson. 1967. « Tax Policy and Investment Behavior. » *American Economic Review*, 57: pp. 391-414.
- Harchaoui, T.M., M. Kaci et J.-P. Maynard. 2001. « Le programme de productivité de Statistique Canada : Concepts et méthodes », dans Baldwin, J.R. *et al.*: *Croissance de la productivité au Canada*, pp. 149-185, Statistique Canada, n° 15-204-XPF au catalogue, Ottawa.
- Harchaoui, T.M. et P. Lasserre. 2001. « Testing the Option Value Theory of Irreversible Investment. » *International Economic Review* 42: pp. 141-66.
- Harchaoui, T.M. et P. Lasserre. 1995. « Testing the Impact of Taxation on Capacity Choice: A Putty-Clay Approach. » *Journal of Public Economics*, 56: pp. 377-41.
- Harper, M.J., E.R. Berndt, et D.O. Wood. 1989. « Rates of Return and Capital Aggregation Using Alternative Rental Prices » dans Jorgenson, D.W. and R. Landau (eds.): *Technology and Capital Formation*, Cambridge, MA.: Les Presses de MIT.
- Hazilla, M. et R.J. Kopp. 1984. « The Measurement of Sectoral Productivity: A Comparative Evaluation of Alternative Approaches. » Washington, D.C.: Resources for the Future.
- Ho, M.S. et D.W. Jorgenson. 1999. « The Quality of the U.S. Workforce, 1948-95. » Université Harvard, manuscrit.
- Hulten, C.R. 1986. « Productivity Change, Capacity Utilization, and the Sources of Efficiency Growth. » *Journal of Econometrics* 33: pp. 31-50.
- Jorgenson, D.W. 1963. « Capital Theory and Investment Behavior. » *American Economic Review* 53: pp. 247-259.
- Jorgenson, D.W. 1965. « Anticipations and Investment Behavior. » *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*, Chicago: Rand McNally and Company, pp. 35-92.
- Jorgenson, D.W. 1995. *Productivity: International Comparisons of Economic Growth*, Volume II, Cambridge, MA.: Les Presses de MIT.
- Jorgenson, D.W. et Z. Griliches. 1967. « The Explanation of Productivity Change. » *Review of Economic Studies* 34: pp. 249-282.
- Jorgenson, D.W. et C.D. Siebert. 1968a. « A Comparison of Alternative Theories of Corporate Investment Behaviour. » *American Economic Review* 58: pp. 681-712.
- Jorgenson, D.W. et C.D. Siebert. 1968b. « Optimal Capital Accumulation and Corporate Investment Behavior. » *Journal of Political Economy* 76: pp. 1123-1151.
- Jorgenson, D.W. et B. Fraumeni. 1981. « Substitution and Technical Change in Production ». Dans Berndt E.R. et B.C. Field (eds.): *Modeling and Measuring Natural Resource Substitution*, Cambridge, MA: Les Presses de MIT, pp. 17-47.

Jorgenson, D.W et M.A. Sullivan. 1981. « Inflation and Corporate Capital Recovery. » in Hulten, C.R. (ed.): *Depreciation, Inflation, and the Taxation of Income from Capital*, Washington, D.C.: Les Presses Urban Institute, pp. 171-237.

Jung, Jack. 1989. « *Calculs des taux fiscaux marginaux effectifs des corporations dans le livre blanc sur la réforme fiscale de 1987* » Document de travail n° 89-6, Ministère des finances, p. 57 Ottawa.

Khemani, R.S. et D.M. Shapiro. 1990. « The Persistence of Profitability in Canada. » dans D.C. Muller (ed.): *The Dynamics of Company Profits: An International Comparison*, Les Presses de l'Université Cambridge.

McKenzie, K. J., M., Mansour et A. Brulé. 1998. « *Calculs des taux fiscaux marginaux effectifs* » Document de travail n° 97-15, Ministère des finances, p. 115 Ottawa.

McKenzie, K.J. et A.J. Thompson. 1997. « *Taxes, coûts du capital et investissements: Une comparaison entre le Canada et les États-Unis* » Document de travail n° 97-3, Comité sur la fiscalité des corporations, p. 35, Ministère des finances, Ottawa.

Miller, M.H. et F. Modigliani. 1966. « Some Estimates of the Cost of Capital to the Electric Utility Industry, 1954-57. » *American Economic Review* 56: pp. 333-491.

Myers, S.C. et Majluf, N.S. 1986. « Stock Issues and Investment Policy When Firms Have Information that Investors Do Not Have. » *Journal of Financial Economics* 42: pp. 25-44.

Muller, D.C. 1986. *Profits in the Long Run*, Les Presses de l'Université Cambridge.

Perry, J. H. 1989. *A Fiscal History of Canada- the Postwar Years*. L'Association canadienne pour l'étude fiscale, Toronto.

Solow, R.M. 1966. « A Contribution to the Theory of Economic Growth. » *Quarterly Journal of Economics*, 70: pp. 65-94.

Solow, R.M. 1957. « Technical Change and the Aggregate Production Function. » *Review of Economics and Statistics*, 39: pp. 312-320.

Statistique Canada 1997. *Indicateurs et statistiques détaillées : Éconnexions pour lier l'environnement et l'économie*, n° 16-200-XKF au catalogue, Ottawa.

Tanguay, M. 2001. Les estimations de la terre et des inventaires pour les besoins de la productivité multifactorielle: sources, concepts et méthodes, miméo, p. 24, Division de l'analyse microéconomique, Statistique Canada.

Williamson, W. G. et A.C., Lahmer. 1996. *Preparing Your Corporate Tax Returns, 1996*, Canadian Limited.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Annexe 4.A—Variables fiscales du coût d’usage du capital : sources et calcul des estimations

La formule (4) du coût d’usage du capital nécessite le calcul des estimations des variables fiscales suivantes :

- taux d’impôt des sociétés;
- taux de crédit d’impôt à l’investissement applicable aux actifs des sociétés;
- valeur actualisée des déductions pour amortissement;
- taux d’impôt foncier applicable aux actifs des sociétés.

1. Taux d’impôt des sociétés

1.1. Sources des données

Nous avons utilisé les variables suivantes, pour lesquelles les données proviennent de diverses sources.

A) Revenu imposable selon la branche d’activité et selon la province

Source A1 : Données sur 43 branches d’activité et 10 provinces fondées sur la CTI-E de 1960 couvrant la période de 1961 à 1987 (données de la Division de l’organisation et des finances de l’industrie (DOFI) extraites de CANSIM, Matrices 3332, 3334, 3336, 3338, 3340, 3342, 3344, 3346, 3348, 3350 et 3358)¹⁰.

Source A2 : Données sur 71 branches d’activité et sur 10 provinces fondées sur la CTI-E de 1980 couvrant la période de 1993 à 1996. Ces données sont extraites de la base de données administratives sur l’impôt des sociétés, (Statistique Canada, DOFI)¹¹.

Nous avons procédé aux rajustements suivants des données :

- 1) Nous avons recouru à l’imputation pour remplacer les données manquantes pour la période allant de 1961 à 1972 (p. ex. revenu imposable pour le Québec).

¹⁰ La liste des 43 branches d’activité figure au tableau 4.A1.

¹¹ La liste des 71 branches d’activité figure au tableau 4.A2.

- 2) Durant la période de 1993 à 1996, le revenu imposable était négatif pour certaines provinces et branches d'activité (revenu imposable des industries des services relatifs à l'extraction minière pour l'Ontario et le Québec en 1993). Nous avons fixé les valeurs négatives à zéro.
- 3) Aucune donnée officielle n'existait pour la période de 1988 à 1992. Nous avons estimé les valeurs manquantes (voir l'étape 1, section B.4 de l'annexe A).
- 4) Les sources A1 et A2 se fondent sur des classifications différentes des industries; par conséquent, nous avons converti les données à un système de classification unique en prenant pour référence la CTI-E de 1960.

B) Revenu imposable et déductions accordées aux petites entreprises selon la branche d'activité (mais non selon la province)

Les données sur ces deux variables proviennent des sources suivantes :

Source B1 : Données pour 44 branches d'activité fondées sur la CTI-E de 1960 couvrant la période de 1974 à 1987 (données de la DOFI extraites de CANSIM, Matrices 5326 à 5369).

Source B2 : Données pour 68 branches d'activité fondées sur la CTI-E de 1980 couvrant la période de 1988 à 1994 (données de la DOFI extraites de CANSIM, Matrices 4100 à 4167).

Ces sources ont posé les problèmes suivants :

- 1) des valeurs ont dû être imputées pour les données manquantes pour la période de 1961 à 1973 (voir l'étape 1, section B.4 de cette annexe);
- 2) les sources B1 et B2 sont fondées sur deux classifications différentes des industries.

C) Taux combinés d'impôt des sociétés

Source C1 : Les données, qui couvrent 10 provinces pour la période de 1961 à 1988, ont été extraites de Perry (1989), tableau 16.6, page 396.

Source C2 : Pour les périodes subséquentes, les données ont été extraites de diverses publications de l'Association canadienne des études fiscales.

Les taux d'impôt des sociétés prévus par la loi sont disponibles au niveau agrégés fédéral et provincial, selon la taille de l'entreprise et le secteur d'activité (principalement celui de la fabrication et de la transformation et celui des activités autres que la fabrication et la transformation). Ces taux figurent dans diverses publications de l'Association canadienne des études fiscales et dans Perry (1989).

1.2. Calcul des estimations

A) Vue d'ensemble

Pour estimer les taux d'impôt des sociétés canadiennes pour la période de 1961 à 1996 selon la branche d'activité, nous avons construit les variables suivantes :

- a) un taux combiné d'impôt fédéral et provincial des petites entreprises du secteur de la fabrication et de la transformation;
- b) un taux combiné d'impôt fédéral et provincial des petites entreprises;
- c) un taux combiné d'impôt fédéral et provincial des grandes entreprises;
- e) la répartition du revenu imposable selon la branche d'activité dans les diverses provinces;
- f) la part du revenu imposable des petites entreprises.

Les variables a) à f) sont utilisées de la façon suivante :

- i) calcul d'un taux combiné d'impôt selon la branche d'activité : nous avons ventilé les variables a) à d) selon la branche d'activité en nous servant de e) comme facteur de répartition selon la branche d'activité;
- ii) puis, nous avons agrégé ces taux combinés d'impôt en nous fondant sur les parts respectives (dont la détermination est fondée sur f)) des petites et des grandes entreprises.

Nous avons procédé à la ventilation des paramètres fiscaux selon les branches d'activité pour 42 groupes de la CTI-E de 1960, en considérant que les branches d'activité sous les codes 9 à 30 représentent le secteur de la fabrication et de la transformation, tandis que les autres représentent le secteur des autres activités que la fabrication et la transformation (voir le tableau 4.A1).

B) Méthode détaillée

B.1) Répartition du revenu imposable provincial

Étape 1 : Établissement d'une concordance entre les groupes de branches d'activité couverts par les sources A1 et A2

Les 71 branches d'activité couvertes par la source A2 sont agrégées en 43 branches d'activités pour produire une série chronologique cohérente pour le revenu imposable selon la branche d'activité et la province, pour les périodes de 1961 à 1987 et de 1993 à 1996.

Étape 2 : Estimation de la part du revenu imposable des sociétés selon la branche d'activité pour chaque province :

Après avoir produit les données sur le revenu imposable selon la branche d'activité et la province pour les périodes de 1961 à 1987 et de 1993 à 1996, nous avons estimé pour chaque province la part du revenu imposable des sociétés selon la formule :

$$\alpha_{i,p,t} = \frac{\text{Revenu imposable}_{i,p,t}}{\sum_{p=1}^{10} \text{Revenu imposable}_{i,p,t}}, \quad (\text{A.1})$$

où

$i = 1, 2, \dots, 42$ industries

$p = 1, 2, \dots, 10$ provinces

$t = 1, 2, \dots, 36$ année

$\alpha_{i,p,t}$: part du revenu imposable de la branche d'activité i dans la province p pour l'année t .

B.2) Part du revenu imposable des petites entreprises selon la branche d'activité

Pour estimer la part du revenu imposable des petites entreprises selon la branche d'activité, nous avons dû nous servir des sources B1 et B2.

Étape 1 : Établissement d'une concordance entre les groupes de branches d'activité couverts par les sources B1 et B2

Nous avons converti les données de la source B2, fondées sur la CTI-C de 1980, de sorte qu'elles concordent avec celles de la source B1, fondées sur 43 branches d'activité de la CTI-E de 1960. La concordance a été établie pour le revenu imposable ainsi que pour la déduction accordée aux petites entreprises.

L'exemple qui suit concernant l'industrie des aliments, illustre la transformation appliquée aux données fondées sur la CTI-C de 1980 en vue de les faire concorder à la ventilation selon la branche d'activité fondée sur la CTI-E de 1960. La CTI-C de 1980 s'appuie sur le concept de la consolidation. Autrement dit, la classification des branches d'activité reflète les multiples activités qu'une entreprise est susceptible d'entreprendre.

$$\text{Revenu imposable}_{\text{Aliments},t=88}^{\text{CTI-E 1960}} = \left(\frac{\text{Revenu imposable}_{\text{Aliments},t=87}^{\text{CTI-E 1960}}}{\text{Revenu imposable}_{\text{Agriculture},t=87}^{\text{CTI-E 1960}} + \text{Revenu imposable}_{\text{pêche et piégeage},t=87}^{\text{CTI-E 1960}} + \text{Revenu imposable}_{\text{Aliments},t=87}^{\text{CTI-E 1960}}} \right) \times \text{Revenu imposable}_{\text{Aliments},t=88}^{\text{CTI-C 1980}} \quad (\text{A.2})$$

La même méthode a été suivie pour la déduction accordée aux petites entreprises.

Étape 2 : Calcul de la part du revenu imposable pour les petites entreprises

CANSIM ne contient pas de données sur le revenu imposable pour les petites entreprises, mais l'information existe sous forme de totalisations spéciales de la DOFI pour 1988 et les années suivantes.

Nous avons décidé de prendre comme approximation pour le revenu imposable pour les petites entreprises le rapport de la déduction accordée aux petites entreprises à la différence entre le taux d'impôt général des sociétés et le taux d'impôt des petites entreprises (voir plus loin la méthode d'estimation du taux d'impôt). Par conséquent, la part du revenu imposable pour les petites entreprises selon la branche d'activité est donnée par :

$$\Delta_{i,t} = \frac{\text{Dédution accordée aux petites entreprises}_{i,t}}{\text{Revenu imposable}_{i,t} (\text{Taux d'impôt général}_{i,t} - \text{Taux des petites entreprises}_{i,t})} \quad (\text{A.3})$$

B.3) Taux combiné d'impôt fédéral et provincial

Quatre catégories de taux combiné d'impôt fédéral et provincial des sociétés pour chaque province peuvent être extraits de diverses publications de l'Association canadienne des études fiscales et de Perry (1989).

- Taux combiné d'impôt des petites entreprises
- Taux combiné d'impôt général
- Taux combiné d'impôt des petites entreprises du secteur de la fabrication et de la transformation
- Taux combiné d'impôt général du secteur de la fabrication et de la transformation

B.4) Calcul des taux d'impôt des sociétés

Étape 1 : Calcul de la somme pondérée des taux combinés d'impôt des sociétés

Les données sur la part du revenu imposable des petites entreprises n'étaient pas disponibles pour la période de 1961 à 1973. Nous nous sommes servis de la valeur moyenne de 20 % estimée par Boadway et Kitchen (1980).

$$\begin{aligned} \text{Taux des petites entreprises}_{i,t} &= \left(\sum_{p=1}^{10} \alpha_{i,p} \cdot \text{Taux combiné des petites entreprises}_p \right)_t \\ \text{Taux d'impôt général}_{i,t} &= \left(\sum_{p=1}^{10} \alpha_{i,p} \cdot \text{Taux général combiné d'impôt}_p \right)_t \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

Les branches d'activité sous les codes 9 à 30 sont considérées comme formant le secteur de la fabrication et de la transformation et leur taux d'impôt est calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Taux des petites entreprises F et } T_{i,t} &= \left(\sum_{p=1}^{10} \alpha_{i,p} \cdot \text{Taux combiné des entreprises F et } T_p \right)_t \\ \text{Taux général combiné F et } T_{i,t} &= \left(\sum_{p=1}^{10} \alpha_{i,p} \cdot \text{Taux général combiné F et } T_p \right)_t \end{aligned} \quad (\text{A.5})$$

Les valeurs pour les données manquantes sur le revenu imposable selon la branche d'activité et selon la province pour la période de 1988 à 1992 ont été imputées en se fondant sur les données disponibles pour 1987 et 1992. Nous avons notamment supposé que, pour chaque branche d'activité et chaque province, la part du revenu imposable entre 1988 et 1992 était égale à la moyenne des parts calculées pour 1987 et 1992.

Étape 2 : Calcul des taux combinés moyens d'impôt fédéral et provincial des sociétés

Enfin, nous avons calculé les taux moyens comme suit :

- Pour les branches d'activités reprises sous les codes 1 à 8 et sous les codes 31 à 43 :

$$\begin{aligned} \text{Taux moyen}_{i,t} = & \text{Taux des petites entreprises}_{i,t} \times \Delta_{i,t} \\ & + \text{Taux d'impôt général}_{i,t} \times (1 - \Delta_{i,t}) \end{aligned} \quad (\text{A.6})$$

- Pour les branches d'activité reprises sous les codes 9 à 30

$$\begin{aligned} \text{Taux moyen}_{i,t} = & \text{Taux des petites entreprises } F \text{ et } T_{i,t} \\ & \times \Delta_{i,t} + \text{Taux pour autre } F \text{ et } T_{i,t} \times (1 - \Delta_{i,t}) \end{aligned} \quad (\text{A.7})$$

où $\Delta_{i,t}$ est défini dans (A.3) comme étant la part du revenu imposable des petites entreprises.

2. Taux de crédit d'impôt à l'investissement

Le taux varie selon la catégorie de capital utilisée et selon la région canadienne.

2.1 Sources des données

Nous avons utilisé les taux de crédit d'impôt à l'investissement prévus par la loi provenant des sources d'information qui suivent.

Source A : Les taux de crédit d'impôt à l'investissement pour la période de 1975 à 1996 sont extraits de Williamson et Lahmer (1996, page 2664).

Nous avons considéré les catégories de biens d'équipement suivantes :

- biens admissibles;
- matériel de transport et de construction admissible;
- dépenses au titre de la recherche scientifique admissibles pour les sociétés privées sous contrôle canadien;
- dépenses au titre de la recherche scientifique admissibles pour les sociétés privées sous contrôle étranger.

2.2 Calcul des estimations

Nous calculons le taux de crédit d'impôt à l'investissement pour la période de 1975 à 1988, en supposant que les crédits d'impôt à l'investissement pour les machines et le matériel et pour les bâtiments et travaux d'ingénierie ont été instaurés au Canada en 1975 et abrogés en 1989. Nous présentons le taux général appliqué dans d'autres régions du Canada.

Jung (1989) et McKenzie et al., (1998) soutiennent que l'on ne peut pas se servir des taux de crédit d'impôt à l'investissement prévus par la loi, parce que le crédit d'impôt à l'investissement n'est pas accordé pour toutes les catégories d'actifs amortissables. McKenzie et al., (1998) calculent les taux effectifs moyens de crédit d'impôt à l'investissement au lieu des taux prévus par la loi selon la branche d'activité et la catégorie aux fins de la déduction pour amortissement. En plus de la branche d'activité et de la catégorie aux fins de la déduction pour amortissement, Jung (1989) introduit la taille de l'entreprise comme troisième caractéristique.

3. Valeur actualisée des déductions pour amortissement

3.1 Formules et sources des données

Source A: Les formules utilisées pour calculer la valeur actualisée des déductions pour amortissement selon la catégorie de biens, pour la période de 1961 à 1996, sont puisées de Jung (1989), Boadway, Bruce et Mintz (1983), Boadway, Bruce et Mintz (1987), Boadway et Kitchen (1999) et Dougherty (1991). Pour appliquer ces formules, il faut obtenir des renseignements sur le taux d'amortissement δ pour diverses méthodes d'amortissement (méthode d'amortissement dégressif et méthode d'amortissement linéaire), le taux d'impôt des sociétés τ et le taux d'intérêt i .

Les formules sont les suivantes :

a) Méthode d'amortissement dégressif

La valeur actualisée des déductions pour amortissement est donnée par :

- Dans le cas du montant total de la déduction pour amortissement la première année :

$$z = \frac{\delta}{(i \times (1 - \tau) + \delta)} \quad (\text{A.8})$$

où :

δ = taux d'amortissement admissible aux fins d'impôt

i = taux d'intérêt nominal (Bons du Trésor à trois mois du gouvernement du Canada)

τ = taux d'impôt des sociétés

- Dans le cas de la moitié du montant de la déduction pour amortissement la première année :

$$z = \frac{\frac{1}{2} \times \delta}{(i \times (1 - \tau) + \delta)} + \frac{1 - \frac{1}{2} \times \delta}{(1 + i \times (1 - \tau))} \times \left(\frac{\delta}{(i \times (1 - \tau) + \delta)} \right) \quad (\text{A.9})$$

b) Méthode d'amortissement linéaire

La valeur actualisée de la déduction pour amortissement est :

$$z = \frac{\delta}{i \times (1 - \tau)} \times \left(1 - \frac{1}{(1 + i \times (1 - \tau))^T} \right) \quad (\text{A.10})$$

où :

T = durée de vie de l'actif.

c) Méthode d'amortissement linéaire sur 3 ans

La valeur actualisée de la déduction pour amortissement est :

$$z = \frac{\frac{1}{4}}{(1 + i \times (1 - \tau))} + \frac{\frac{1}{2}}{(1 + i \times (1 - \tau))^2} + \frac{\frac{1}{4}}{(1 + i \times (1 - \tau))^3}. \quad (\text{A.11})$$

3.2 Calcul des estimations

Nous considérons deux catégories d'actifs : les bâtiments et travaux d'ingénierie, d'une part, et les machines et le matériel, d'autre part. Puis, nous estimons la valeur actualisée des déductions pour amortissement par la même méthode que Boadway, Bruce et Mintz (1987). La description de cette méthode suit.

1) Bâtiments et travaux d'ingénierie

La valeur actualisée des déductions pour amortissement se calcule comme suit :

- Pour la période de 1961 à 1962, nous utilisons la méthode d'amortissement dégressif dans le cas du montant total des déductions pour amortissement pour la première année (équation (A.8)) en posant $\delta = 0,05$.
- Pour la période de 1963 à 1966, nous utilisons la méthode d'amortissement linéaire (équation (A.10)) en posant $\delta = 0,2$ et $T = 5$.
- Pour la période de 1967 à 1981, nous utilisons la méthode d'amortissement dégressif dans le cas du montant total des déductions pour amortissement pour la première année (équation (A.8)) en posant $\delta = 0,05$.
- Pour la période de 1982 à 1996, nous utilisons la méthode d'amortissement dégressif dans le cas de la moitié du montant des déductions pour amortissement pour la première année (équation (A.9)) en posant $\delta = 0,05$.

2) Machines et matériel

La valeur actualisée des déductions pour amortissement se calcule comme suit :

2-1 Entreprises du secteur des activités autres que la fabrication et la transformation

- Pour la période de 1961 à 1962, nous utilisons la méthode d'amortissement dégressif dans le cas du montant total des déductions pour amortissement pour la première année (équation (A.8)) en posant $\delta = 0,5$ et $T = 2$.
- Pour la période de 1963 à 1966, nous utilisons la méthode d'amortissement linéaire (A.10)) en posant $\delta = 0,5$ et $T = 2$.
- Pour la période de 1967 à 1981, nous utilisons la méthode d'amortissement dégressif dans le cas du montant total des déductions pour amortissement pour la première année (équation (A.8)) en posant $\delta = 0,2$.
- Pour la période de 1982 à 1996, nous utilisons la méthode d'amortissement dégressif dans le cas de la moitié du montant des déduction pour amortissement pour la première année (équation (A.9)) en posant $\delta = 0,2$.

2-2 Entreprises du secteur de la fabrication et la transformation

- Pour la période de 1961 à 1962, nous utilisons la méthode d'amortissement dégressif dans le cas du montant total des déductions pour amortissement pour la première année (équation (A.8)) en posant $\delta = 0,2$.
- Pour la période de 1963 à 1966, nous utilisons la méthode d'amortissement linéaire (équation (A.10)) en posant $\delta = 0,5$ et $T = 2$.
- Pour la période de 1967 à 1971, nous utilisons la méthode d'amortissement dégressif dans le cas du montant total des déductions pour amortissement pour la première année (équation (A.8)) en posant $\delta = 0,2$.
- Pour la période de 1972 à 1981, nous utilisons la méthode d'amortissement linéaire (équation (A,10)) en posant $\delta = 0,5$ et $T = 2$.
- Pour la période de 1982 à 1996, nous utilisons la méthode d'amortissement linéaire (équation (A.11)).

À l'instar de Broadway, Bruce et Mintz (1987), nous supposons que les entreprises du secteur de la fabrication et de la transformation ont eu le droit de déduire les actifs utilisés entre 1970 et 1972 au taux ordinaire, mais en prenant comme base d'amortissement 115 % du coût original.

Pour obtenir le taux moyen de déduction pour amortissement, Boadway, Bruce et Mintz (1987) calculent une moyenne pondérée des taux de déduction pour amortissement des catégories les plus importantes de biens. Pour les bâtiments, ils supposent que la plupart des investissements ont trait à la catégorie 3. Pour les machines, ils considèrent que les

catégories 2, 8, 10 et 29 sont les plus importantes. Puis, ils calculent la valeur actualisées des déductions pour amortissement pour le secteur de la fabrication et pour celui des autres activités que la fabrication et, enfin, agrègent les résultats obtenus¹².

4. Taux d'impôt foncier applicable aux éléments d'actif des sociétés

4.1 Sources des données

Source A1 : Les données, qui couvrent les impôts indirects prélevés sur la production de 167 branches d'activité pour la période de 1961 à 1995, sont extraites des tableaux des entrées-sorties (Système de comptabilité nationale, Division des entrées-sorties).

Source A2 : La méthode de calcul du stock de capital net de l'amortissement calculé par la méthode géométrique selon la branche d'activité pour la période de 1961 à 1996 est décrite à la section 4.5.2 de ce chapitre.

Source A2 : La production des séries de données sur les stocks et sur les terrains selon la branche d'activité pour la période de 1961 à 1998 est exposée dans Tanguay (2001).

4.2 Calcul des estimations

Les données sur les impôts indirects sur la production extraites des tableaux des entrées-sorties pour la période de 1961 à 1995 pour 167 branches d'activité sont agrégées pour former 123 branches d'activité, c'est-à-dire le niveau de détail auquel les données sur les entrées-sorties et celles sur le stock de capital peuvent être combinées pour produire des estimations de la productivité.

Puis, le taux d'impôt foncier est calculé comme suit :

$$v_{i,t} = \frac{\text{Impôt indirect sur la production}_{i,t}}{\left(\text{Stock de capital de bâtiments}_{i,t} + \text{Stock de capital d'ouvrages techniques} + \text{Terrains}_{i,t} \right)} \quad (\text{A.12})$$

¹² La catégorie 3 inclut les actifs suivants : bâtiments et autres ouvrages techniques, brise-lames, cales, ponts sur chevalets, moulins à vent, quais, équipement téléphonique, télégraphique ou de communication des données.

La catégorie 2 comprend les actifs suivants : matériel de production d'électricité, pipelines, autres infrastructures pétrolières et gazières, le matériel de production ou de distribution et l'usine d'un producteur ou distributeur d'électricité, matériel et usine de fabrication et de distribution, matériel et usine de distribution.

La catégorie 8 comprend les actifs suivants : infrastructures qui rentrent dans la catégorie des machines ou du matériel de fabrication ou de transformation, biens tangibles attachés à un bâtiment et acquis uniquement, matériel de production d'électricité, matériel portatif de production d'électricité, voiture pour transport urbain express.

La classe 10 comprend les actifs suivants : matériel transportable, outils portatifs, harnais ou matériel stable, traîneau ou wagon, remorque, matériel électronique de traitement des données d'usage général et logiciels, matériel transportable d'un entrepreneur.

La classe 29 comprend les actifs suivants : biens fabriqués par le déclarant, réservoir de stockage de pétrole ou d'eau, chariot élévateur électrique, matériel de production d'électricité.

Tableau 4.A1 Structure industrielle, CTI-E de 1960**Activités autres que la fabrication et la transformation**

Total de l'agriculture, la foresterie et la pêche
Agriculture
Foresterie
Pêche et piégeage
Total de l'exploitation minière
Mines de métaux
Combustibles minéraux
Autres exploitations minières
Total du transport, des communications et des services publics
Transport
Entreposage
Communications
Services publics
Commerce de gros
Commerce de détail
Finances
Total des services
Services aux entreprises
Services gouvernementaux et services divers
Construction

Fabrication et transformation

Total de la fabrication
Aliments
Boissons
Produits du tabac
Produits en caoutchouc
Produits du cuir
Usines de textile
Usines de tricotage de vêtements
Industries de l'habillement
Industries du bois
Industries du meuble
Industries du papier et produits connexes
Imprimerie, édition et industries connexes
Première transformation des métaux
Fabrication des produits métalliques
Machinerie
Matériel de transport
Produits électriques
Produits minéraux non métalliques
Produits raffinés du pétrole et du charbon
Produits chimiques
Autres industries manufacturières
Toutes les branches d'activité

où,

$V_{i,t}$ = Taux d'impôt foncier pour la branche d'activité i durant l'année t ;

Stock de capital- $_{i,t}$ = valeur nominale du stock de capital de bâtiments et travaux d'ingénierie

Terrain $_{i,t}$ = valeur nominale des terrains.

Tableau 4.A.2 Structure industrielle, CTI-C de 1980

Industries agricoles
Industries des services connexes à l'agriculture
Industries de la pêche et du piégeage
Industries de l'exploitation forestière
Industries des services forestiers
Industries des mines
Industries du pétrole brut et du gaz naturel
Industries des carrières et sablières
Industries des services miniers
Industries des aliments
Industries des boissons
Industries du tabac
Industries des produits en caoutchouc
Industries des produits en matière plastique
Industries du cuir et des produits connexes
Industries textiles de première transformation
Industries des produits textiles
Industries de l'habillement
Industries du bois
Industries du meuble et des articles d'ameublement
Industries du papier et produits connexes
Imprimerie, édition et industries connexes
Industries de première transformation des métaux
Industries de la fabrication des produits métalliques (sauf les industries de la machinerie et du matériel de transport)
Industries de la machinerie (sauf électrique)
Industries du matériel de transport
Industries des produits électriques et électroniques
Industries des produits minéraux non métalliques
Industries des produits raffinés du pétrole et du charbon
Industries chimiques
Autres industries manufacturières
Industries des constructeurs, promoteurs et entrepreneurs généraux
Industries de la construction lourde et industrielle (travaux de génie)
Industries des entrepreneurs spécialisés
Industries des services relatifs à la construction
Industries du transport
Industries du transport par pipelines
Industries de l'entreposage et de l'emmagasinage
Industries des communications
Autres industries de services publics
Industries des produits agricoles, commerce de gros
Industries des produits pétroliers, commerce de gros
Industries des produits alimentaires, boissons, médicaments et tabac, commerce de gros
Industries du vêtement et de la mercerie, commerce de gros
Industries des articles ménagers, commerce de gros
Industries des véhicules automobiles, pièces et accessoires, commerce de gros
Industries des métaux, articles de quincaillerie, matériel de plomberie et de chauffage, matériaux de construction, commerce de gros
Industries des machines, matériel et fournitures, commerce de gros
Industries de produits divers, commerce de gros
Industries des aliments, boissons et médicaments, commerce de détail
Industries des chaussures, vêtements, tissus et filés, commerce de détail
Industries des meubles, appareils et accessoires d'ameublement de maison, commerce de détail
Industries des véhicules automobiles, pièces et accessoires, ventes et service
Industries des magasins de marchandises diverses
Autres industries de magasins de détail
Industries du commerce de détail hors magasin
Industries des intermédiaires financiers de dépôts
Industries du crédit à la consommation et aux entreprises
Industries des intermédiaires d'investissement
Industries des assurances
Autres industries d'intermédiaires financiers
Industries des services immobiliers (sauf les lotisseurs)
Industries des agences d'assurances et agences immobilières

Tableau 4.A.2 Structure industrielle, CTI-C de 1980 – fin

Industries des services aux entreprises
Industries des services d'enseignement
Industries des services de soins de santé et des services sociaux
Industries de l'hébergement
Industries de la restauration
Industries de services de divertissements et loisirs
Industries des services personnels et domestiques
Associations
Autres industries de services

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Annexe 4.B—Agrégation des services du capital

La présente annexe décrit de façon formelle la production des agrégats de stocks de capital et de services du capital sur 23 catégories d'actifs fixes renouvelables en plus du terrain et des stocks. Aux fins d'illustration, nous procédons à l'agrégation en deux étapes : En premier lieu, nous regroupons ces 23 actifs en trois catégories, à savoir ceux ayant trait aux technologies de l'information, les autres machines et matériel, et les structures, y compris le terrain et les stocks. La formation de ces groupes répond aux besoins analytiques, tels que ceux liés à la nouvelle économie (consulter, 1^{er} chapitre). En deuxième lieu, nous agrégeons les trois catégories de biens en un indice plus large des « services totaux du capital ». Cet indice est celui qu'il convient d'utiliser pour établir la fonction agrégée de production.

Les diverses méthodes d'agrégation ayant été discutées en détail par d'autres auteurs, nous ne les exposerons pas ici (consulter Diewert, 1980a). Mentionnons seulement que nous utilisons l'indice de Fisher en raison de ses propriétés précises d'agrégation.

Indices des catégories de biens

Nous commençons par définir quatre variables pertinentes pour l'analyse de la productivité pour chaque catégorie d'actif j , où j représente les trois catégories d'actif : technologie de l'information et des communications, autres machines et matériel, et structures¹³; \tilde{K}_t^j est un indice des services du capital; \hat{K}_t^j est un indice du stock de capital, K_t^j est une simple somme de stocks de capital et q_t^j est un indice de qualité, tous applicables à la catégorie de biens j à la période t .

Nous définissons l'indice de quantité de services du capital pour la catégorie de biens j comme étant l'agrégat de Fisher des divers biens que comprend cette catégorie, c'est-à-dire :

$$\tilde{K}_{t/t-1}^j = \sqrt{\sum_{a \in A} v_{at-1} \left(\frac{K_{at}}{K_{at-1}} \right) \cdot \sum_{a \in A} v_{at} \left(\frac{K_{at}}{K_{at-1}} \right)} \quad (\text{B.1})$$

¹³ Ces catégories d'actifs comprennent les actifs non résidentiels énumérés au tableau 4.4, quatre actifs résidentiels, le terrain et les stocks.

où A représente l'ensemble de biens qui appartiennent à la catégorie de biens j et où les coefficients de pondération v_{at} et v_{at-1} sont les parts du coût de location du capital définies comme étant :

$$v_{at} = \frac{c_{at}K_{at-1}}{\sum_{a \in A} c_{at}K_{at-1}} \equiv \frac{V_{at}}{V_t^j} \quad \text{and} \quad v_{at-1} = \frac{c_{at-1}K_{at-1}}{\sum_{a \in A} c_{at-1}K_{at-1}} \equiv \frac{V_{at-1}}{V_{t-1}^j}$$

où V_t^j et V_{t-1}^j représentent les valeurs nominales des services du capital dans la catégorie j durant les années t et $t-1$.

L'indice du coût d'usage des services du capital pour la catégorie de l'actif j durant l'année est donné par :

$$c_t^j = \frac{V_t^j}{\hat{K}_t^j}$$

Similairement, l'indice de quantité du stock de capital pour la catégorie d'actifs j est donné par :

$$\hat{K}_{t/t-1}^j = \sqrt{\sum_{a \in A} w_{at-1} \left(\frac{K_{at}}{K_{at-1}} \right) \cdot \sum_{a \in A} w_{at} \left(\frac{K_{at}}{K_{at-1}} \right)} \quad (\text{B.2})$$

où les coefficients de pondération correspondent maintenant aux parts de la valeur du stock de capital définies comme étant :

$$w_{at} = \frac{q_{at}K_{at-1}}{\sum_{a \in A} q_{at}K_{at-1}} \equiv \frac{W_{at}}{W_t^j} \quad \text{et} \quad w_{at-1} = \frac{q_{at-1}K_{at-1}}{\sum_{a \in A} q_{at-1}K_{at-1}} \equiv \frac{W_{at-1}}{W_{t-1}^j}$$

où q_{at} représente le prix de l'actif, W_t^j et W_{t-1}^j représentent les valeurs nominales du stock de capital dans la catégorie j durant les années t et $t-1$.

Nous définissons l'indice de prix du stock de capital pour la catégorie d'actifs j comme étant :

$$q_t^j = \frac{W_t^j}{\hat{K}_t^j}$$

Nous définissons aussi une autre mesure du stock de capital pour la catégorie d'actif j qui est égale à la simple somme des stocks en dollars constants, c'est-à-dire :

$$\bar{K}_t^j = \sum_{a \in A} K_{at}$$

Nous définissons l'indice de la qualité du capital pour la catégorie d'actif j comme étant :

$$\tilde{K}_t^j = \Delta_t^j \cdot \bar{K}_t^j \quad (\text{B.3})$$

qui peut être réécrite sous la forme :

$$\ln\left(\frac{\Delta_t^j}{\Delta_{t-1}^j}\right) = \ln\left(\frac{\tilde{K}_t^j}{\tilde{K}_{t-1}^j}\right) - \ln\left(\frac{\bar{K}_t^j}{\bar{K}_{t-1}^j}\right) \quad (\text{B.4})$$

La croissance de l'indice de la qualité du capital est égale à la différence entre le taux de croissance des services du capital et la simple somme des stocks de capital. Notons que, pour la catégorie d'actifs j dans (B.3), l'indice de la qualité du capital est établi en fonction du temps et varie dans (B.4), tandis que pour les actifs individuels, la qualité du capital est constante. Ceci reflète la définition particulière de la qualité du capital adoptée dans le présent contexte. À mesure que les prix de location relatifs évoluent, les entreprises procèdent à des substitutions entre biens d'équipement à l'intérieur de chaque catégorie de biens et cette substitution capital-capital est ce que nous appelons croissance de la qualité du capital.

Indices agrégés

Nous définissons maintenant des variables comparables à des niveaux plus élevés d'agrégation. Le capital fixe renouvelable ainsi que le capital total sont des agrégats sur les trois catégories d'actifs susmentionnées. Les deux calculs se fondent sur la méthode qui suit et ne diffèrent que par les composantes qu'il faut y inclure. Nous définissons l'indice des services agrégés du capital comme étant l'agrégat selon Fisher des composantes, c'est-à-dire :

$$\tilde{K}_{t/t-1} = \sqrt{\sum_j v_{t-1}^j \left(\frac{\tilde{K}_{jt}}{\tilde{K}_{j,t-1}}\right) \cdot \sum_j v_t^j \left(\frac{\tilde{K}_{jt}}{\tilde{K}_{j,t-1}}\right)} \quad (\text{B.5})$$

où les coefficients de pondération correspondent de nouveau aux parts de la valeur du revenu du capital

$$v_t^j = \frac{c_t^j \tilde{K}_{t-1}^j}{\sum_j c_t^j \tilde{K}_{t-1}^j} \equiv \frac{V_t^j}{V_t} \quad \text{et} \quad v_{t-1}^j = \frac{c_{t-1}^j \tilde{K}_{t-1}^j}{\sum_j c_{t-1}^j \tilde{K}_{t-1}^j} \equiv \frac{V_{t-1}^j}{V_{t-1}}$$

où V_t et V_{t-1} représentent les valeurs nominales du revenu du capital pour toutes les catégories d'actifs.

L'indice du coût de location des services du capital pour le capital agrégé est :

$$c_t = \frac{V_t}{\tilde{K}_t}$$

Pareillement, l'indice agrégé de quantité de stocks de capital est donné par :

$$\hat{K}_{t/t-1} = \sqrt{\sum_j w_{t-1}^j \left(\frac{\hat{K}_t^j}{\hat{K}_{t-1}^j} \right) \cdot \sum_j w_t^j \left(\frac{\hat{K}_t^j}{\hat{K}_{t-1}^j} \right)}$$

où les coefficients de pondération sont de nouveau les parts de la valeur du stock de capital agrégé :

$$w_t^j = \frac{q_t^j \hat{K}_{t-1}^j}{\sum_j q_t^j \hat{K}_{t-1}^j} \equiv \frac{W_t^j}{W_t} \quad \text{et} \quad w_{t-1}^j = \frac{q_{t-1}^j \hat{K}_{t-1}^j}{\sum_j q_{t-1}^j \hat{K}_{t-1}^j} \equiv \frac{W_{t-1}^j}{W_{t-1}}$$

L'indice des prix de l'indice du stock de capital agrégé est

$$q_t = \frac{W_t}{\hat{K}_t}$$

Enfin, nous avons la simple somme du stock de capital agrégé :

$$\bar{K}_t = \sum_j K_t^j.$$

Nous pouvons maintenant définir l'indice de la qualité du capital agrégé. Partant de la même définition que celle utilisée pour l'équation (B.3) mentionnée plus haut, nous obtenons l'expression :

$$\tilde{K}_t = \Delta_t \cdot \bar{K}_t.$$

qui sous-entend que la croissance de la qualité du capital agrégé correspond à :

$$\ln \left(\frac{\Delta_t}{\Delta_{t-1}} \right) = \ln \left(\frac{\tilde{K}_t}{\tilde{K}_{t-1}} \right) - \ln \left(\frac{\bar{K}_t}{\bar{K}_{t-1}} \right) \quad (\text{B.6})$$

Afin de donner plus d'intuition économiques, il est pratique de réécrire (B.6) sous la forme

$$\ln \left(\frac{\Delta_t}{\Delta_{t-1}} \right) = \left[\ln \left(\frac{\tilde{K}_t}{\tilde{K}_{t-1}} \right) - \ln \left(\frac{\hat{K}_t}{\hat{K}_{t-1}} \right) \right] + \left[\ln \left(\frac{\hat{K}_t}{\hat{K}_{t-1}} \right) - \ln \left(\frac{\bar{K}_t}{\bar{K}_{t-1}} \right) \right] \quad (\text{B.7})$$

Le terme compris entre la première paire de crochets mesure l'écart entre les taux de croissance des services du capital et de l'indice du stock de capital, écart qui reflète la substitution entre les biens en réaction à l'évolution des prix de location. Le terme compris entre la deuxième paire de crochets mesure la différence entre les taux de croissance de l'indice du stock de capital et de la simple somme des stocks de capital. Ce terme fait ressortir la différence entre notre mesure et la simple somme qui a été utilisée lors d'autres études. Ces équations montrent clairement que la simple somme de quantités exprimées en dollars constants produit un indice biaisé, puisqu'il ne tient pas compte de l'évolution des prix relatifs.

Enfin, il est utile de décomposer la croissance de l'indice agrégé des services du capital en plusieurs composantes qui reflètent les changements qui surviennent entre catégories de biens, ainsi qu'à l'intérieur de ces catégories. En appliquant les parts du revenu du capital à l'équation (B.4) et en calculant la somme sur les catégories de biens, nous obtenons :

$$\sum_j \bar{v}_t^j \ell n \left(\frac{\tilde{K}_t^j}{\tilde{K}_{t-1}^j} \right) = \sum_j \bar{v}_t^j \ell n \left(\frac{\Delta_t^j}{\Delta_{t-1}^j} \right) + \sum_j \bar{v}_t^j \ell n \left(\frac{\bar{K}_t^j}{\bar{K}_{t-1}^j} \right) \quad (\text{B.8})$$

À partir des équations (B.5) et (B.6) nous obtenons :

$$\sum_j \bar{v}_t^j \ell n \left(\frac{\tilde{K}_t^j}{\tilde{K}_{t-1}^j} \right) = \ell n \left(\frac{\Delta_t}{\Delta_{t-1}} \right) + \ell n \left(\frac{\bar{K}_t}{\bar{K}_{t-1}} \right) \quad (\text{B.9})$$

Si nous combinons les deux expressions susmentionnées, nous pouvons exprimer la croissance de la qualité agrégée sous la forme :

$$\ell n \left(\frac{\Delta_t}{\Delta_{t-1}} \right) = \sum_j \bar{v}_t^j \ell n \left(\frac{\Delta_t^j}{\Delta_{t-1}^j} \right) + \sum_j \bar{v}_t^j \ell n \left(\frac{\bar{K}_t^j}{\bar{K}_{t-1}^j} \right) - \ell n \left(\frac{\bar{K}_t}{\bar{K}_{t-1}} \right)$$

En introduisant ceci dans l'équation (B.6) et en ajoutant et soustrayant $\sum_j \bar{w}_t^j \ell n \left(\frac{\bar{K}_t^j}{\bar{K}_{t-1}^j} \right)$, nous obtenons la décomposition de la croissance des services agrégés du capital suivante :

$$\begin{aligned} \ell n \left(\frac{\tilde{K}_t}{\tilde{K}_{t-1}} \right) &= \left[\ell n \left(\frac{\Delta_t}{\Delta_{t-1}} \right) \right] + \left[\ell n \left(\frac{\bar{K}_t}{\bar{K}_{t-1}} \right) \right] \\ &= \sum_j \bar{v}_t^j \ell n \left(\frac{\Delta_t^j}{\Delta_{t-1}^j} \right) + \sum_j (\bar{v}_t^j - \bar{w}_t^j) \ell n \left(\frac{\bar{K}_t^j}{\bar{K}_{t-1}^j} \right) + \sum_j \bar{w}_t^j \ell n \left(\frac{\bar{K}_t^j}{\bar{K}_{t-1}^j} \right) \end{aligned} \quad (\text{B.10})$$

Cette expression, qui représente la variation agrégée de la qualité, est compliquée, mais chaque élément possède une interprétation économique particulière. Le terme entre la première paire de parenthèses est l'« effet de la qualité à l'intérieur de la catégorie », qui mesure la substitution et la croissance de la qualité du capital à l'intérieur d'une catégorie de biens particulière. Le terme compris entre la deuxième paire de parenthèses représente l'« effet des différentes qualités entre catégories » qui mesure la substitution entre des catégories distinctes de biens. Le terme compris entre la troisième paire de parenthèses représente un « effet de qualité d'indice », qui rend compte du taux de croissance de l'indice du capital. Le dernier terme représente l'« effet d'accumulation du capital », qui mesure l'accumulation brute de capital.

5

Les coûts unitaires de main-d'œuvre et la compétitivité des entreprises canadiennes

MUSTAPHA KACI ET JEAN-PIERRE MAYNARD

5.1 Introduction

Le coût unitaire de main-d'œuvre correspond à la dépense salariale par unité de production qu'une entreprise doit encourir. Il s'accroît lorsque le taux de salaire augmente plus rapidement que la productivité du travail. Parce qu'elle reflète à la fois les gains de productivité et l'inflation salariale, la croissance du coût unitaire de main-d'œuvre (CUMO) est reliée à la performance à long terme des entreprises. Étant donné l'importance de la compétitivité internationale, le contrôle des coûts salariaux a toujours constitué un enjeu important pour les entreprises canadiennes.

Dans cette étude, les caractéristiques du CUMO dans le secteur des entreprises sont d'abord passées en revue en répondant aux questions suivantes. Qu'est-ce au juste que cet indicateur? Comment le mesure-t-on? Nous expliquons ensuite les différents mécanismes par lesquels le CUMO constitue un indicateur avancé de l'évolution des coûts dans les entreprises. À cet effet, nous comparons l'indicateur du CUMO à une mesure plus complète des coûts variables qui comprennent aussi les coûts des matières premières, d'énergie et des services de sous-traitance. L'évolution de la mesure partielle du CUMO est comparée à celle de l'ensemble des coûts variables pour le secteur des entreprises et pour la fabrication au Canada au cours de la période 1961 à 1997. Ce qui nous mène à examiner les tendances dans l'évolution des CUMO de l'ensemble du secteur des entreprises canadiennes au cours des quatre dernières décennies. Enfin, le CUMO est ensuite utilisé pour analyser la compétitivité du secteur canadien de la fabrication, par rapport à leur vis-à-vis américain lors la dernière décennie. Pour les groupes d'industries manufacturières de la classification à deux chiffres, la relation entre la croissance des exportations et le coût unitaire relatif est également examinée.

5.2 Définition et mesure du coût unitaire de main-d'œuvre

Afin de mieux comprendre le coût unitaire de main-d'œuvre, il est opportun de bien le situer parmi les différents coûts nécessaires à la réalisation de la production. C'est en énumérant brièvement les différents types de coûts auxquels font face une entreprise que nous pouvons mieux situer le concept de CUMO. L'annexe 5.A dresse un aperçu sur les notions de coûts de production.

Le coût unitaire (ou moyen) de la main-d'œuvre représente la rémunération du travail en termes nominaux par unité de production, soit :

$$\text{Coût unitaire de main-d'oeuvre} = \frac{\text{Rémunération totale du travail}}{\text{production réelle}} \quad (1)$$

Ainsi, pour une entreprise qui fabrique des motocyclettes, on peut calculer le coût unitaire de main-d'œuvre pour une période donnée si l'on connaît la masse salariale de ses employés et le nombre d'unités produites. Par exemple, si cette entreprise fabrique dix motocyclettes par heure et que l'entreprise compte 500 employés gagnant en moyenne 20 \$ l'heure. Le CUMO (coût de la main-d'œuvre par unité produite) sera de 1000\$ (500 X 20 \$ / 10).

Au niveau agrégé, la production ne peut être mesurée qu'en valeur, c'est-à-dire en dollars et non en termes de volume physique (quantités produites), car il n'est pas possible de mettre sur le même plan des services téléphoniques, des véhicules et des chaises. En raison de la multiplicité des biens et services produits et de la difficulté de trouver une unité de mesure commune à l'ensemble de ces biens et services, on mesure la production en termes monétaires.

Pour établir des comparaisons de production réelle d'une année à l'autre, il faut aussi éliminer l'effet de la variation générale dans les prix. Ainsi, la variation dans les quantités produites est estimée en éliminant l'inflation générale dans les prix, c'est-à-dire en calculant la production à la période t au prix d'une autre période, habituellement une année antérieure. Cette mesure donne une indication de l'augmentation réelle de la production, sans égard à la variation des prix.

Le coût unitaire de main-d'œuvre étant un rapport, sa valeur augmente avec le numérateur : la rémunération du travail; ou diminue avec le dénominateur : la production réelle. Jusqu'à présent, nous avons traité que des coûts salariaux au niveau d'une entreprise. Les coûts considérés pour l'ensemble des entreprises ne sont rien d'autres que l'agrégation des coûts individuels de chaque entreprise. Ainsi, on définit le CUMO sur l'ensemble du secteur des entreprises de la façon suivante :

$$\text{CUMO} = \frac{\text{Rémunération totale pour tous les emplois}}{\text{valeur ajoutée réelle}} \quad (2)$$

Sur le plan de l'ensemble du secteur des entreprises, la notion de coût unitaire renvoie la plupart du temps au rapport entre la rémunération totale pour tous les emplois et la valeur ajoutée réelle.

Dans le calcul du coût unitaire d'une entreprise, la valeur ajoutée réelle est utilisée comme mesure de la production. Elle reflète ce qui est ajoutée par les facteurs primaires : travail et capital. La valeur ajoutée d'une entreprise correspond à la production brute (principalement le montant de ses ventes) diminuée de ses achats de biens et services aux autres entreprises nécessaires à cette production. L'agrégation de toutes les valeurs ajoutées de chaque entreprise fournit une évaluation de la production totale pour l'ensemble du secteur des entreprises. La valeur ajoutée du secteur des entreprises est aussi désignée produit intérieur brut (PIB).

La rémunération totale pour tous les emplois représente l'ensemble de la masse salariale versée par les entreprises à leurs employés. Elle incorpore tous les paiements en espèces ou en nature versés par les entreprises au Canada aux travailleurs en compensation pour leurs services rendus. Cela inclut les salaires, les traitements et le revenu supplémentaire des travailleurs rémunérés, ainsi qu'un revenu implicite du travail pour les travailleurs autonomes.

5.3 Le CUMO comme notion liée à la productivité du travail

Le CUMO du secteur des entreprises est un indicateur qui fait la synthèse de l'évolution de la productivité de travail et de la rémunération salariale. Le lien entre la productivité, une mesure de l'amélioration de l'efficacité du processus productif, et le coût unitaire de main-d'œuvre peut être démontré en divisant le numérateur et le dénominateur de la formule habituelle par le nombre d'heures travaillées pour tous les emplois (h), soit :

$$\text{CUMO} = \frac{\frac{\text{Rémunération totale pour tous les emplois}}{h}}{\frac{\sum \text{valeurs ajoutées réelles}}{h}} = \frac{\text{Rémunération horaire}}{\text{productivité du travail}} = \frac{\text{RH}}{\text{PT}} \quad (3)$$

Ainsi, l'unité coût moyen de main-d'œuvre est équivalent au rapport entre la rémunération horaire (RH) et la productivité du travail (PT). Précisons que la valeur ajoutée en termes réels est calculée selon une approche de double déflation au moyen de laquelle les entrées intermédiaires réelles sont soustraites de la production brute réelle.

Les études économiques dans le secteur des entreprises s'intéressent moins au niveau des coûts unitaires qu'à son évolution entre deux périodes. On cherche à évaluer le degré de contrôle des coûts de main-d'œuvre en analysant leurs taux de croissance annuels. Nous pouvons connaître approximativement¹ le changement des CUMO au moyen de cette formule :

$$\Delta \text{CUMO} = \Delta \text{RH} - \Delta \text{PT} \quad (4)$$

c'est-à-dire :

variation en % du CUMO = variation en % de la rémunération horaire - variation en % de la productivité du travail.

À partir de cette formulation, on peut observer que si la rémunération horaire augmente plus vite que le niveau de la productivité, le CUMO augmentera (cas 1). Inversement, si le niveau de la productivité du travail augmente plus vite que la rémunération horaire, le CUMO diminuera (cas 2). De plus, si la rémunération horaire croît à un rythme accéléré et que l'augmentation de la productivité du travail diminue au même moment, le CUMO subira deux impulsions à la hausse (cas 3). Finalement, le CUMO demeurera invariable si ses deux composantes évoluent au même rythme (cas 4). Ces quatre cas sont illustrés dans le tableau 5.1 ci-dessous.

Tableau 5.1 Comportement du coût unitaire de main-d'oeuvre suite à des variations de la productivité du travail (PT) et de la rémunération horaire (RH)			
Cas	ΔRH	ΔPT	ΔCUMO
1	3 %	2 %	1 %
2	4 %	6 %	-2 %
3	4 %	-2 %	6 %
4	3 %	3 %	0 %

En résumé, l'évolution du CUMO constitue un résidu entre l'évolution de la rémunération horaire et celle de la productivité du travail.

¹ Les taux de croissance arithmétiques ne sont pas tout à fait additifs. On pourra obtenir une relation exacte avec des variations logarithmiques.

Figure 5.1 Coût unitaire de main-d'oeuvre, rémunération horaire et productivité dans le secteur des entreprises, 1979 à 2000

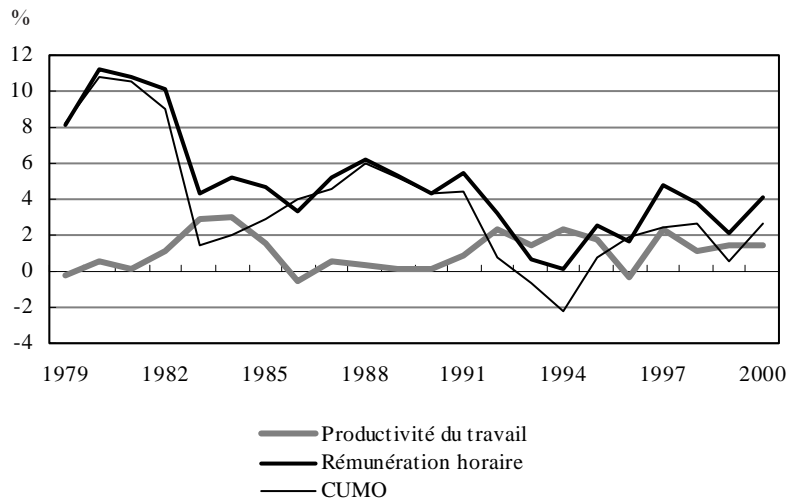


Figure 5.2 Coût unitaire de main-d'oeuvre par secteur, taux de croissance annuels moyens 1961 à 2000

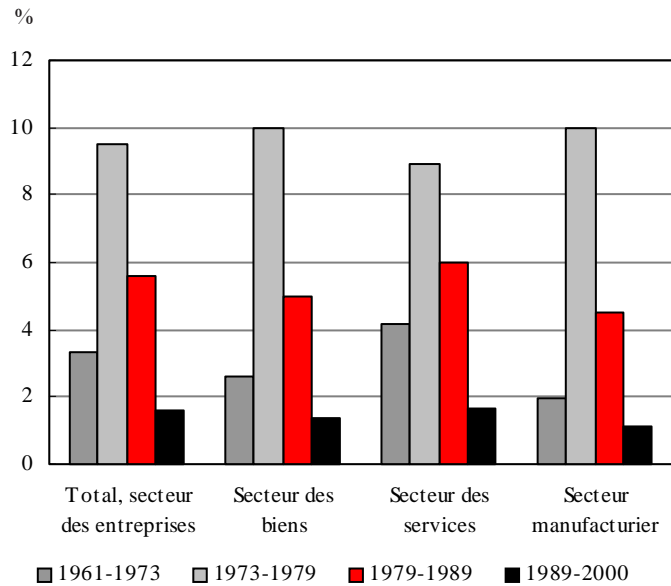


Tableau 5.2 Coût unitaire de main-d'oeuvre rémunération horaire et productivité du travail par grand secteur, 1961 à 2000					
	1961 à 2000	1961 à 1973	1973 à 1979	1979 à 1989	1989 à 2000
	Variation en pourcentage				
Secteur des entreprises					
Productivité du travail	2,0	3,7	1,5	1,0	1,4
Rémunération horaire	6,4	7,2	11,1	6,6	3,3
CUMO	4,3	3,3	9,5	5,6	1,6
Secteur des biens					
Productivité du travail	2,6	4,7	2,07	1,5	1,8
Rémunération horaire	6,7	7,5	12,2	6,6	3,2
CUMO	4,0	2,6	10,0	5,0	1,4
Secteur des services					
Productivité du travail	1,5	2,6	1,2	0,7	1,3
Rémunération horaire	6,2	6,9	10,3	6,7	2,9
CUMO	4,6	4,2	8,9	6,0	1,6
Industries de la fabrication					
Productivité du travail	2,7	4,2	2,1	2,2	2,0
Rémunération horaire	6,4	6,2	12,3	6,8	3,2
CUMO	3,6	2,6	10,0	4,5	1,1

5.4 Évolution du CUMO au cours des 20 dernières années

5.4.1 Au niveau agrégé

Depuis 1979, le secteur des entreprises canadiennes a connu de grandes variations du CUMO et de ses principales composantes : la rémunération horaire et la productivité du travail. La figure 5.1 en illustre l'évolution entre 1979 et 2000.

Entre 1979 et 1982, on constate que les entreprises ont connu des taux de croissance annuels du CUMO dans les deux chiffres (figure 5.1). Par la suite, le coût unitaire de main-d'œuvre a connu une croissance moins rapide. Elle s'est accrue à un rythme moyen de 3,6 % entre 1983 à 1992. Suite à la récession 1990 à 1991, le CUMO a augmenté faiblement à partir de 1992, soit à un rythme moyen de 1,0 % par année.

Dans l'ensemble du secteur des entreprises, la croissance moyenne des coûts unitaires s'est limitée à 1,6 % par an durant la période 1989 à 2000, comparativement à 5,6 % entre 1979 et 1989 (tableau 5.2 et figure 5.2). Combiné à la légère progression de la productivité du travail (1,4 % par an), le ralentissement de la croissance moyenne de la rémunération horaire à 3,3 % durant la dernière décennie en regard à celle de 6,6 % observée au cours des années 1980, est en grande partie responsable de l'amélioration de la performance des entreprises canadiennes sur le plan des coûts de main-d'œuvre durant la période 1989 à 2000.

Durant la dernière décennie, le CUMO a augmenté sensiblement au même rythme pour les deux grandes composantes du secteur des entreprises; le secteur des biens a connu un taux annuel d'accroissement de 1,4 % et le secteur des services 1,6 %.

Entre 1989 et 2000, la productivité du travail s'est accrue plus rapidement dans le secteur des biens, soit de 1,8 % (contre 1,3 % dans le secteur des services) alors que la croissance de la rémunération horaire dans le secteur des biens a augmenté de 3,2 %, relativement à 2,9 % dans le secteur des services. Ainsi, durant cette période, la hausse des coûts unitaires de main-d'œuvre relativement plus modeste dans le secteur des biens

provient en grande partie de la performance supérieure de la productivité du travail dans ce secteur.

Dans le secteur de la fabrication, l'accroissement annuel moyen des CUMO a chuté, passant de 4,5 % par an durant la période 1979 à 1989 à 1,1 % entre 1989 et 2000. Ce déclin marqué est surtout attribuable au ralentissement du rythme de croissance des salaires dans ce secteur, soit 3,2 % comparativement à 6,8 % durant le cycle 1979 à 1989. Pendant ce temps, la croissance de la productivité du travail évoluait presque au même rythme durant les deux cycles, soit 2,2 % et 2,0 % respectivement.

L'évolution des CUMO est un déterminant essentiel de la performance à long terme des entreprises puisqu'elle combine à la fois les gains de productivité et l'inflation salariale. Au cours des quatre dernières décennies, la croissance du CUMO s'est accrue en moyenne de 4,3 % par an. En distinguant la période allant de 1961 à 2000 en quatre sous-périodes, soit 1961 à 1973, 1973 à 1979, 1979 à 1989 et 1989 à 2000, on observe une baisse marquée du taux de croissance annuel moyen du CUMO dans le secteur des entreprises lors de la dernière sous-période (1,6 % comparé à 3,3 %, 9,5 % et 5,6 % pour les décennies précédentes). En passant de 6,6 % durant les années 1980 à 2,5 % de 1992 à 2000, la croissance plus faible de la rémunération horaire a constitué la source principale du ralentissement du CUMO.

Depuis la dernière récession 1991-1992, la pression réduite de la demande², une restructuration des entreprises qui a entraîné des changements importants de la composition de la main-d'œuvre et des augmentations salariales beaucoup plus modestes, accordées lors des renouvellements des conventions collectives ont tous concouru à la mise en place d'une conjoncture favorable au ralentissement de l'inflation dans les prix et dans les coûts.

5.4.2 D'importantes disparités de coûts de main-d'œuvre entre les industries

Le tableau 5.3 montre les taux de croissance annuels moyens de la productivité, de la rémunération horaire et du CUMO par groupe d'industries pour les deux dernières décennies soit : 1979 à 1989 et 1989 à 2000. Selon ces sous-périodes, des disparités notables entre les taux de croissance des coûts unitaires de main-d'œuvre ont été observés entre les industries. En particulier, les performances en matière de coûts des groupes d'industries durant les années 1990 ont oscillé entre -1,6 % dans l'agriculture et 5,0 % dans les services de soins de santé et des services sociaux.

Durant la même période, l'agriculture a enregistré la hausse la plus importante de la productivité du travail (5,2 %) alors que la baisse la plus forte provenait des services de soins de santé et des services sociaux (-2,9 %). Les disparités au niveau de la rémunération horaire ont été relativement plus faibles, la plus forte hausse étant observée dans les services des finances, assurances et affaires immobilières (4,5 %) et la plus faible dans le commerce de détail (1,7 %). Au cours de la dernière décennie, les disparités industrielles en matière de coût unitaire de main-d'œuvre sont donc principalement attribuables aux écarts de productivité, la croissance de la rémunération horaire indiquant moins de variabilité inter-industrielle.

² La demande excédentaire est reflétée dans les mouvements du niveau des prix qui mettent des pressions sur les CUMO.

Tableau 5.3 Taux de croissance annuels moyens de la productivité du travail, de la rémunération horaire et du coût unitaire de main-d'œuvre par groupe d'industrie, 1979 à 2000

Industrie	Productivité du travail		Rémunération horaire		Coût unitaire de main-d'œuvre	
	1979 à 1989	1989 à 2000	1979 à 1989	1989 à 2000	1979 à 1989	1989 à 2000
(en pourcentage)						
Agriculture et services connexes	2,8	5,2	6,1	3,5	3,1	-1,6
Pêche et piégeage	-1,2	-0,9	5,1	2,6	6,4	3,5
Exploitation forestière et services forestiers	3,8	-0,2	6,5	3,8	2,5	4,0
Mines, carrières et puits de pétrole	0,2	1,6	7,0	3,1	6,7	1,5
Industries de la fabrication	2,2	2,0	6,8	3,2	4,5	1,1
Construction	0,3	-0,3	6,0	2,2	5,6	2,6
Transport et entreposage	0,8	1,6	4,9	2,5	4,0	0,9
Communications et autres services publics	1,6	2,3	5,6	2,0	4,0	-0,4
Commerce de gros	4,6	1,9	8,5	2,0	3,7	0,1
Commerce de détail	0,7	1,8	6,5	1,7	5,8	-0,1
Finance, assurance et services immobiliers	-1,1	2,7	7,2	4,5	8,5	1,7
Services aux entreprises	0,5	0,0	7,2	3,9	6,7	3,9
Services privés d'enseignement	-3,3	-0,7	1,4	4,1	4,8	4,8
Services privés de soins de santé et des services sociaux	-2,6	-2,9	5,2	2,0	8,0	5,0
Hébergement et restauration	-1,4	0,2	6,2	2,3	7,8	2,2
Autres industries de services	1,3	-0,4	6,5	2,9	5,2	3,3

Tableau 5.4 Coûts de chaque intrant en proportion de la production, 1997

	Secteur des entreprises	Secteur de fabrication
(en pourcentage)		
Capital	18,2	14,0
Travail	29,9	18,4
Énergie	2,7	2,5
Matières premières	27,7	51,6
Achat de services	21,5	13,5

5.5 Le lien entre le CUMO et un indicateur plus large : le coût variable par unité de production

Le coût du travail représente souvent une des principales dépenses des entreprises et c'est pourquoi on s'intéresse souvent à l'évolution des coûts de la main-d'œuvre. Toutefois, analyser l'évolution des coûts de production des entreprises en considérant uniquement celui de la main-d'œuvre pourrait donner un aperçu inexact, des pressions à la hausse du côté des coûts. Ces dernières pourraient provenir aussi de changements dans les autres coûts variables.

Bien que le coût du travail représente un élément important des coûts variables de production d'une entreprise, il n'est pas le seul. En plus de la main-d'œuvre, les matières premières, l'énergie utilisée ainsi que les services de sous-traitance constituent d'autres exemples de dépenses qui entrent dans les coûts variables d'une entreprise.

Figure 5.3 Coût unitaire de main-d'œuvre et coût unitaire variable dans le secteur de fabrication, 1961 à 1997

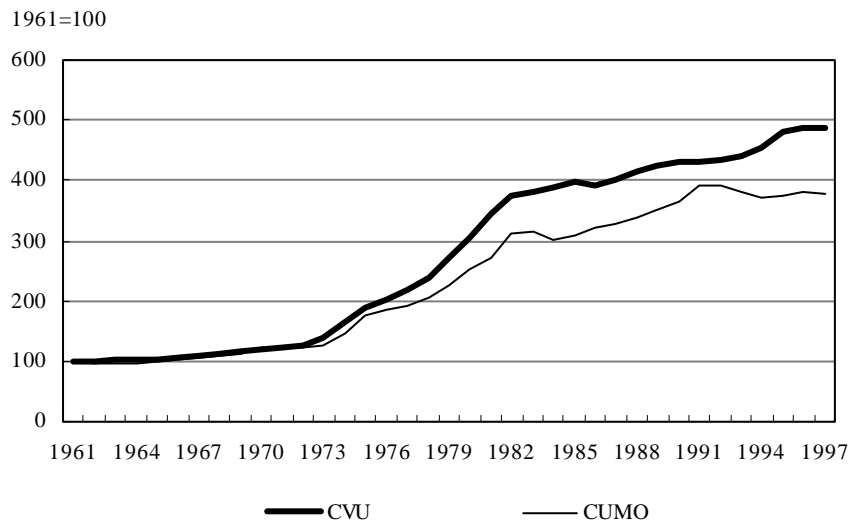
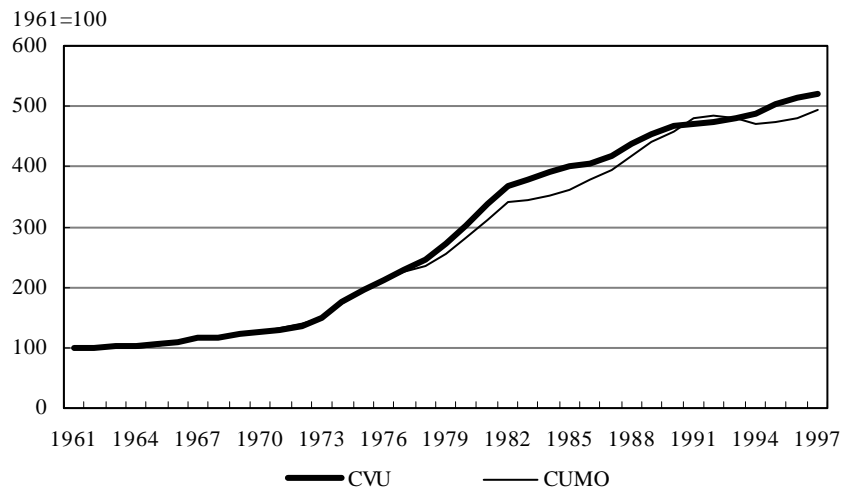


Figure 5.4 Coût unitaire de main-d'œuvre et coût unitaire variable dans le secteur des entreprises, 1961 à 1997



Le tableau 5.4 ci-après donne une idée des parts des coûts de chaque intrant dans la production brute réelle pour le secteur des entreprises et celui de la fabrication en 1997.

À la lecture de ce tableau, on constate que les coûts en salaire et en matières premières représentent les principaux coûts variables dans le secteur des entreprises et celui de fabrication. Toutes choses étant égales par ailleurs, des augmentations dans les salaires et dans les prix des matières premières auraient donc une influence considérable sur les coûts variables de production dans ces secteurs.

Le capital ne fait pas partie des coûts variables car les entreprises ne peuvent pas modifier leurs équipements productifs à court terme, en achetant et en installant de nouvelles machines. Le capital est donc considéré comme un coût fixe dans le court terme. Par contre, le travail constitue est un coût variable car les entreprises peuvent engager ou congédier des travailleurs si la demande pour leurs produits change subitement.

Une mesure plus complète de coûts variables unitaires (ou moyens) devrait donc tenir compte de l'ensemble des intrants qui peuvent varier à court terme, incluant les coûts de travail. C'est pourquoi, il est intéressant de définir une mesure plus large des coûts variables, qu'on appelle ici coût variable unitaire (CVU), et d'en examiner la relation avec le CUMO.

Le coût variable unitaire serait donc un indicateur servant à mesurer tous les coûts variables des intrants utilisés dans le processus de production à court terme. Il s'agit d'une mesure plus large qui pourrait expliquer comment les mouvements de prix peuvent différer à travers les industries même si les augmentations de salaires y sont similaires.

Le coût variable unitaire de production (CVU) représente le coût variable moyen d'une unité de production brute. Il correspond au rapport entre tous les coûts variables et la production brute réelle³, soit :

$$CVU = \frac{\text{coût du travail} + \text{coût de l'énergie} + \text{coût de matières premières} + \text{coût des services}}{\text{production brute réelle}} \quad (5)$$

5.5.1 Relation entre les deux indices

La relation entre le CUMO et le CVU dans le secteur des entreprises et celui du secteur de fabrication au Canada est présentée par les figures 5.3 et 5.4 lesquels illustrent l'évolution, sous la forme d'indices, du CUMO et du CVU durant la période 1961 à 1997.

Au moyen des figures 5.3 et 5.4, on constate qu'hormis la période de 1991 à 1993 où le CUMO et le CVU divergent quelque peu, les deux indices évoluent de façon semblable sur l'ensemble de la période de 1961 à 1997. Autrement dit, ils enregistrent en même temps des tendances à la hausse ou à la baisse, ce qui suggère une forte corrélation entre les deux tendances.

Le coefficient de corrélation⁴ de 0,99 estimé entre les deux mesures de coûts unitaires tant pour l'ensemble des entreprises que pour la fabrication, vient confirmé le lien illustré dans les deux figures.

³ Dans le calcul du CVU, la production brute en termes réels est la mesure pertinente à utiliser puisqu'elle comprend tous les intrants, y compris le travail et le capital.

⁴ Le calcul du coefficient de corrélation est réalisé sur la période 1961 à 1997.

Figure 5.5 Coût unitaire de main-d'œuvre et coût unitaire variable dans le secteur des entreprises, 1962 à 1997

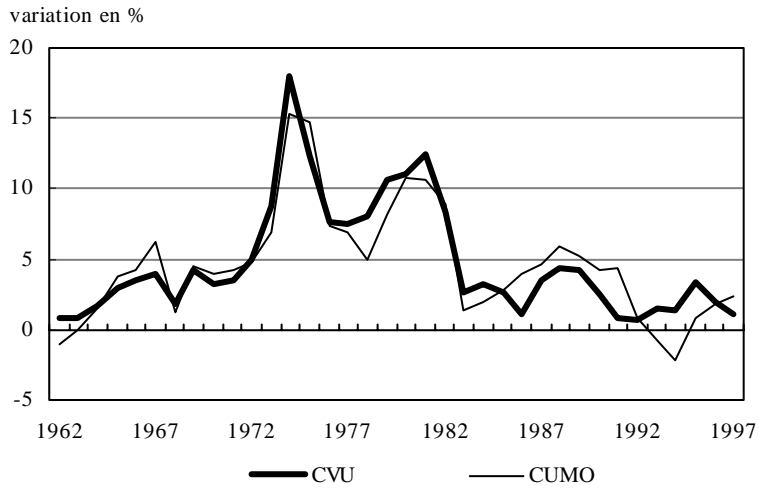


Figure 5.6 Coût unitaire de main-d'œuvre et coût unitaire variable dans le secteur de fabrication, 1962 à 1997

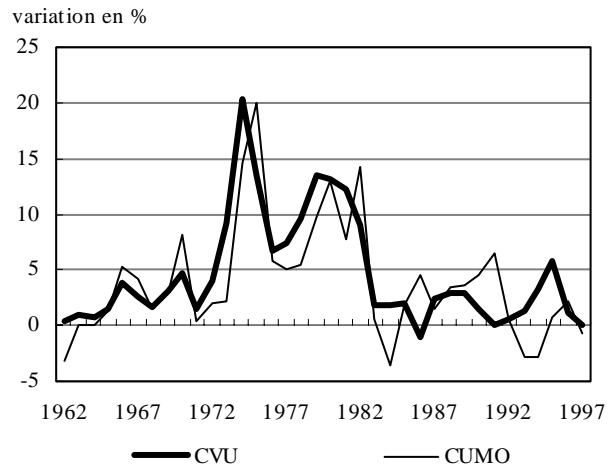


Tableau 5.5 Coût unitaire de main-d'œuvre et coût unitaire variable dans le secteur des entreprises et de fabrication, croissance annuelle moyenne pour différentes sous-périodes entre 1961 et 1997

	Secteur des entreprises		Secteur de la fabrication	
	CVU	CUMO	CVU	CUMO
	Variation en %			
1961 à 1997	4,7	4,5	4,5	3,8
1961 à 1973	3,3	3,3	2,8	2,0
1973 à 1979	10,6	9,5	11,7	10,0
1979 à 1983	8,5	7,9	9,0	8,7
1983 à 1992	2,6	3,8	1,5	2,5
1992 à 1997	1,9	0,4	2,3	-0,7

Les mesures des coûts sont normalement calculées sous forme d'indices; mais elles sont aussi souvent exprimées en termes de taux de croissance. Les fluctuations du CUMO et CVU dans le secteur des entreprises et dans la fabrication sur la période couvrant les années 1961 à 1997 sont présentées dans les figures 5.5 et 5.6.

Bien que le CUMO et CVU divergent pour certaines périodes, ces deux figures révèlent que les deux mesures présentent des tendances presque similaires pour toute la période à l'étude.

Le tableau 5.5 présente la croissance annuelle moyenne du CUMO et CVU dans le secteur des entreprises et celui de la fabrication durant la période 1961 à 1997. On constate que les deux mesures dans le secteur des entreprises ont crû à un rythme presque semblable au cours de l'ensemble de la période 1961 à 1997, soit un taux annuel moyen de 4,7 % pour le CVU et 4,5 % pour le CUMO.

Au cours de la période antérieure à 1973, le CUMO et le CVU dans le secteur des entreprises ont crû en moyenne au même rythme, soit à un taux annuel moyen de 3,3 %. Depuis 1973, des divergences entre la croissance du CVU et celle du CUMO ont commencé à se manifester. Le CUMO a connu une croissance légèrement plus lente, comparativement au CVU, sauf entre 1983 et 1992 où le contraire s'est produit.

Dans le secteur des entreprises, le CVU a crû à des taux annuels moyens de 10,6 % durant la période 1973 à 1979 et de 8,5 % durant la période 1979 à 1983. En comparaison, le CUMO a augmenté respectivement de 9,5 % et de 7,9 % durant les mêmes périodes. La croissance plus rapide de CVU par rapport au CUMO entre 1973 et 1983 découle d'événements exceptionnels qui ont marqué cette période comme les hausses importantes du prix du pétrole importé de 1973 à 1974 et de 1979 à 1980. Les coûts de l'énergie dans le secteur des entreprises ont en effet connu des hausses de 21,3 % durant la période 1973 à 1979 et de 15,0 % entre 1979 et 1983. Ces fortes hausses ont fait croître les coûts de production et de transport de presque tous les produits durant les deux périodes.

La lecture du tableau 5.5 nous informe également que la croissance annuelle moyenne du CUMO dans le secteur des entreprises est supérieure à celle du CVU entre 1983 et 1992 (soit 3,8 % contre 2,6 %). Ce revirement serait attribuable en majeure partie à la baisse de 9,0 % du coût des matières premières en 1991 et à l'effondrement des prix de pétrole en 1986 (-14,0 %). Durant la période 1983 à 1992, les coûts des matières premières et les coûts de l'énergie dans le secteur des entreprises ont augmenté respectivement de 3,5 % et de 2,3 % annuellement, en comparaison au taux de croissance annuel moyen de 6,4 % pour le coût du travail.

Pour la période 1992 à 1997, le CVU et le CUMO ont connu des rythmes modérés de croissance en comparaison aux périodes précédentes. La croissance moyenne annuelle du CVU s'est chiffrée à 1,9 % alors que celle du CUMO s'est limitée à 0,4 %.

À l'instar du secteur des entreprises, le secteur de la fabrication a connu une situation semblable dans l'évolution du CUMO et CVU durant les mêmes périodes, abstraction faite de la période 1961 à 1973 où le CVU a crû en moyenne plus rapidement que le CUMO (soit 2,8 % par an contre 2,0 %).

Il est évident que le CVU constitue un indicateur plus précis des pressions à court terme du côté des coûts, mais le CUMO demeure utile compte tenu de sa forte corrélation avec le CVU et de son actualité. Le CUMO trimestriel de Statistique Canada est diffusé deux mois après la fin du trimestre de référence alors que la possibilité de mesurer le CVU n'advient qu'environ 30 mois plus tard.

Étant donné la forte corrélation positive (très proche de 1) entre les deux mesures de coûts et la plus grande actualité des données trimestrielles du CUMO, un des avantages de l'indicateur de CUMO est qu'il peut prévenir contre les tendances des pressions sur les coûts dans le secteur des entreprises et celui de fabrication beaucoup plus tôt qu'on pourrait le faire avec le CVU⁵.

5.6 Le CUMO comme indicateur de compétitivité du secteur des entreprises sur le plan des coûts

La notion de coût de la main-d'œuvre, peut servir d'indicateur de la compétitivité des entreprises canadiennes vis-à-vis leurs homologues étrangères. Afin d'exploiter adéquatement les économies d'échelle, les entreprises canadiennes sont en effet de plus en plus dépendantes des marchés extérieurs. Qu'est ce qu'on entend par compétitivité? Très souvent utilisée, la notion de compétitivité est souvent sujette à controverse.

D'une façon générale, la compétitivité désigne la capacité d'une entreprise, d'un ensemble d'entreprises ou d'un pays à concurrencer au niveau international. Pour les besoins de notre analyse, on a retenu uniquement une définition mettant l'accent sur les coûts. Le secteur des entreprises, par exemple, sera compétitif si ses coûts unitaires sont égaux ou moindres que ceux de ses concurrents. En ces termes, la compétitivité est déterminée par deux éléments différents : coûts unitaire de production et le taux de change.

Les coûts unitaires de production

Tel qu'expliqué précédemment, le mécanisme d'augmentation des coûts unitaires, notamment de la main-d'œuvre, dans les entreprises se traduit généralement par une hausse de prix des produits. Toutes choses étant égales, ces derniers se vendent alors plus chers que ceux de ses concurrents.

⁵ D'autres variantes des coûts variables peuvent être également mesurées. Dans le même ordre d'idées, Dion et Fairclough (2000) se sont intéressés récemment à certaines variantes de coûts unitaires. Dans leur étude, ils présentent d'autres mesures des coûts unitaires pour le secteur des biens échangeables et les comparent à l'indice du CUMO pour le secteur de la fabrication au cours de la période 1961 à 1996. Ces auteurs ont trouvé que les indices estimés des coûts unitaires de main-d'œuvre dans le secteur des biens échangeables ont des profils qui sont assez similaires à ceux de l'indice du CUMO pour le secteur de fabrication. Ce dernier pourrait, dans une certaine mesure, bien représenter l'évolution des coûts unitaires de main-d'œuvre dans le secteur des biens échangeables.

Le taux de change

Le taux de change permet de comparer des prix et des coûts entre deux pays dans une monnaie commune. Les entreprises exportatrices doivent fréquemment composer avec les variations du taux de change. Celles-ci affectent en effet le prix des marchandises vendues à l'étranger. Dans le cas d'une dépréciation du dollar canadien, les produits canadiens deviennent alors relativement moins dispendieux sur les marchés extérieurs, et les produits achetés de l'étranger deviennent plus dispendieux sur le marché canadien.

Ces deux composantes peuvent évoluer différemment, se compenser ou se renforcer l'une et l'autre. Par exemple, si le dollar canadien perd de sa valeur par rapport au dollar américain et si les gains de productivité dans une entreprise se reflètent par des baisses des coûts unitaires de production, le prix des produits exportés subira deux impulsions à la baisse, ce qui devrait permettre d'augmenter davantage les ventes sur le marché américain. Les industries canadiennes seraient mieux placées pour exporter.

Si nous voulons évaluer la position concurrentielle des entreprises canadiennes par rapport à celle de leurs concurrentes américaines, nous pouvons l'évaluer approximativement en comparant l'évolution des coûts relatifs de main-d'œuvre par la formule suivante :

$$\left(\Delta RH_{CAN} - \Delta RH_{US}\right) - \left(\Delta PT_{CAN} - \Delta PT_{US}\right) + \Delta e = \Delta CUMO_{CAN_{US\$}} - \Delta CUMO_{US}$$

où RH correspond à la rémunération horaire, PT à la productivité du travail, e au taux de change et CUMO au coût unitaire de main-d'œuvre.

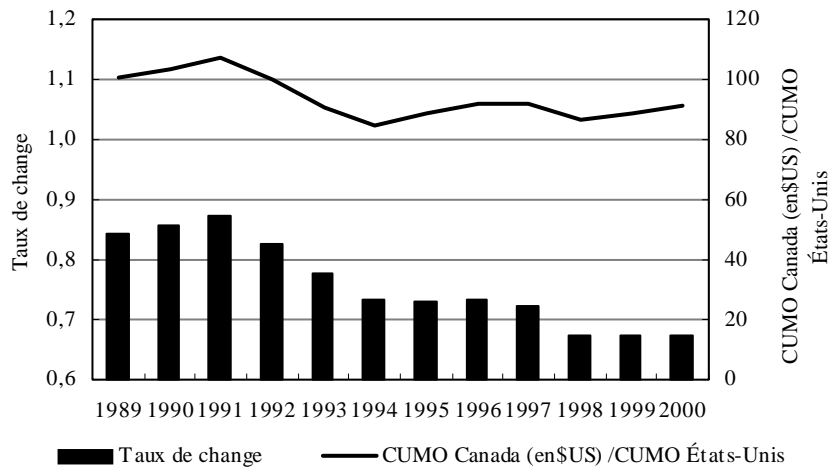
Le changement du coût relatif de main-d'œuvre exprimé dans une monnaie commune (dans ce cas, en dollar américain) fait donc intervenir trois composantes susceptibles d'avoir un impact sur la compétitivité entre deux pays :

- (1) l'évolution relative de la rémunération horaire;
- (2) la différence de gains de productivités entre les deux pays;
- (3) le taux de change, (la valeur du dollar canadien en dollar américain permet les comparaisons des coûts dans une monnaie commune).

L'amélioration de la position concurrentielle du Canada en regard de celle des États-Unis peut donc provenir de :

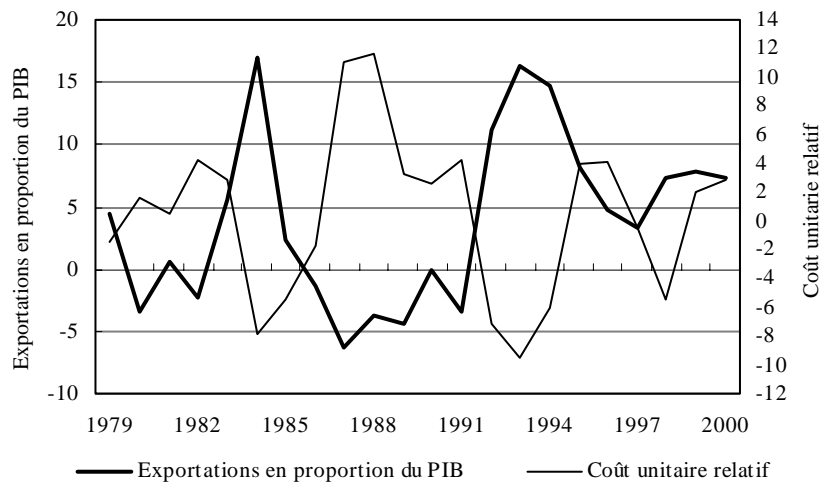
- une réduction des CUMO intérieurs (suite à une croissance plus rapide de la productivité ou à une croissance plus lente des salaires);
- une hausse des coûts de main-d'œuvre aux États-Unis;
- une dépréciation du dollar canadien relativement au dollar américain.

Figure 5.7 Taux de change et coûts relatifs de main-d'oeuvre dans les industries de fabrication, Canada-États-Unis, 1989 à 2000 (1992=100)



* Les données utilisées ici incorporent également le traitement des dépenses de logiciels dans le secteur de fabrication comme investissement dans la mesure de la production. Les données américaines proviennent du *Bureau of Labor Statistics* des États-Unis.

Figure 5.8 Exportations en proportion du PIB et le coût unitaire relatif, 1979 à 2000 (%)



* Le **coût unitaire relatif** est défini comme la différence entre le taux de croissance du coût unitaire de main-d'œuvre du Canada et des États-Unis, ces coûts étant exprimés en dollars américains pour fin de comparaison. Un taux négatif dans le coût unitaire relatif indique une amélioration de la compétitivité pour le secteur de fabrication canadien.

Tableau 5.6 Comparaison Canada – États-Unis de l'évolution du CUMO dans le secteur de la fabrication 1992 à 2000*

	Canada	États-Unis**	Gains ou pertes pour le Canada
	Variation sur l'ensemble de la période (en %)		
Productivité du travail	16,5	44,7	28,2 (perte)
Rémunération horaire	17,0	30,1	13,1 (gain)
CUMO en \$CAN	0,6	–	–
CUMO en \$US	-18,3	-10,1	8,2 (gain)
Dépréciation du dollar CAN	18,6	–	18,6 (gain)

* Exceptionnellement, les données utilisées ici incorporent le traitement des dépenses de logiciels dans le secteur de fabrication comme investissement dans la mesure de la production. En tenant compte de ce changement, le Canada s'aligne sur les États-Unis, ce qui améliore la comparabilité de la mesure de la productivité et du CUMO avec celle publiée par le *Bureau of Labor Statistics* des États-Unis.

** Source : *Bureau of Labor Statistics* des États-Unis.

Étant donné qu'en 2000 le marché américain représentait la destination de 85,1 % des exportations canadiennes de marchandises, il est donc pertinent de comparer la position concurrentielle du secteur de la fabrication des deux pays. Les données relatives aux coûts unitaires de main-d'œuvre dans ce secteur industriel permettent de mieux évaluer la compétitivité des biens échangeables produits au Canada puisque les services ne sont pas autant échangés sur les marchés internationaux.

Le tableau 5.6 présente l'évolution comparative des coûts unitaires en main-d'œuvre du Canada avec les États-Unis entre 1992 et 2000. Ce tableau révèle qu'il y a eu une amélioration de la capacité concurrentielle des industries manufacturières canadiennes par rapport à celle de leurs homologues américaines.

Le CUMO exprimé en dollars américains du secteur canadien de la fabrication a affiché une baisse de 18,3 % entre 1992 et 2000. Les CUMO américains, pour leur part, ont diminué de 10,1 % durant la même période. Le Canada a donc bénéficié d'une amélioration des coûts relatifs de main-d'œuvre dans le secteur de la fabrication.

Malgré cette amélioration de la compétitivité sur le plan des coûts, les fabricants canadiens ont moins bien fait en matière de productivité que leurs concurrents aux États-Unis au cours de la même période. Entre 1992 et 2000, la productivité dans le secteur de la fabrication au Canada (16,5 %) s'est accrue en moyenne plus faiblement que celle aux États-Unis (44,7 %).

Par ailleurs, la rémunération horaire versée aux travailleurs canadiens du secteur de la fabrication a augmenté moins vite qu'aux États-Unis. Sur l'ensemble de la période 1992 à 2000, la rémunération horaire dans la fabrication n'a progressé que de 17,0 % au Canada, pendant qu'elle augmentait de 30,1 % aux États-Unis. L'écart de 28 % en matière de croissance de la productivité en faveur des fabricants américains a donc été partiellement compensée par une croissance plus faible des salaires (-13 %) au Canada.

Entre 1992 à 2000, le dollar canadien s'est déprécié par rapport au dollar américain : il est passé de 0,82 \$US en 1992 à 0,67 \$US en 2000, soit une perte de 18,6 % de sa valeur (figure 5.7). C'est ce qui a finalement permis aux fabricants canadiens de préserver leur situation concurrentielle. En d'autres mots, l'amélioration de la performance du secteur de fabrication canadien sur le marché des États-Unis ne découle pas de gains de productivité plus élevés que nos partenaires américains, mais d'une croissance plus faible des salaires (-13 %) et de la dépréciation du dollar canadien par rapport au dollar américain (-19 %).

Tableau 5.7 Proportion de chaque industrie manufacturière dans les exportations totales*, 1981 et 1997

Industrie	1981	1997
		%
Matériel de transport	26,8	32,8
Produits électriques et électroniques	5,4	9,4
Papier et produits connexes	16,0	9,2
Première transformation des métaux	12,9	8,4
Bois	6,6	7,6
Produits chimiques	6,6	6,1
Aliments et boissons	6,8	5,1
Machinerie (sauf électrique)	5,9	4,9
Fabrication des produits métalliques	2,2	2,8
Produits raffinés du pétrole et du charbon	4,6	2,7
Produits en caoutchouc et en matière plastique	1,3	2,6
Autres industries manufacturières	1,6	2,5
Meuble et des articles d'ameublement	0,5	1,9
Habillement et des produits textiles	0,6	1,2
Produits minéraux non métalliques	1,0	1,1
Textiles de première transformation	0,5	0,8
Imprimerie, édition et industries connexes	0,4	0,6
Cuir et des produits connexes	0,2	0,1
Tabac	0,2	0,1

* Source de données : Division du commerce international de Statistique Canada

5.6.1 Les exportations sont sensibles aux variations des coûts unitaires

Ayant un marché intérieur limité, le Canada dépend fortement du commerce international. La plus grande partie de notre commerce de marchandises, importations et exportations, se fait avec les États-Unis. En 2000, 85,1 % de l'ensemble des exportations canadiennes de marchandises étaient destinées au marché américain.

L'évolution des CUMO est un des facteurs qui déterminent la compétitivité des produits manufacturés au Canada sur le marché international. Une stabilisation et même une diminution des coûts de main-d'œuvre permet aux entreprises de maintenir un prix compétitif au niveau international. Cela a favorisé une hausse des exportations.

L'amélioration de la position concurrentielle des industries manufacturières canadiennes sur le plan des coûts a sans doute contribué à soutenir les exportations depuis 1992 (figure 5.8). En effet, les exportations de marchandises destinées au marché américain se sont accrues vigoureusement au cours de cette période. Plus précisément, la croissance des exportations des entreprises manufacturières canadiennes s'est élevée en moyenne de 14,3 % par année durant la période 1992 à 2000. L'adoption graduelle de l'Accord de libre-échange nord-américain et la croissance vigoureuse et ininterrompue de l'économie américaine depuis 1992 ont aussi contribué à l'essor des exportations canadiennes vers les États-Unis. Alors que la tendance à long terme a été stimulée par la forte croissance de l'économie américaine, les fluctuations autour du sentier d'expansion sont beaucoup plus reliées à celles des coûts unitaires de main-d'œuvre comme on peut le constater à la figure 5.8.

5.7 La relation entre le coût unitaire relatif et la croissance des exportations par groupe d'industries manufacturières

Afin de mieux comprendre la relation entre le coût unitaire de main-d'œuvre et la capacité d'exporter, une analyse industrie par industrie du coût unitaire relatif dans le secteur de fabrication entre le Canada et les États-Unis et la part des exportations en proportion du PIB est fort pertinente.

Le coût unitaire relatif et les exportations canadiennes sont examinés pour 19 regroupements industriels de l'ensemble du secteur de fabrication au Canada et aux États-Unis. L'ensemble des industries manufacturières pour les deux pays inclut l'industrie forestière qui a été ajoutée à la mesure canadienne de l'industrie du bois pour fin de comparaison.

La part de chaque industrie manufacturière canadienne dans les exportations de ce secteur est reportée dans le tableau 5.7 pour les années 1981 et 1997. Les industries du matériel de transport représentent la plus forte proportion (environ un tiers pour l'année 1997) des exportations de l'ensemble des manufacturiers. En 1997, les industries des produits électriques et électroniques (9,4 %), suivies par celles du papier et produits connexes (9,2 %) et celles des premières transformations des métaux (8,4 %) ont également un poids important dans les exportations canadiennes de produits manufacturés.

Entre 1981 et 1997, l'importance des exportations de matériel de transport (22 %) ainsi que celle des produits électriques et électroniques (75 %) ont augmenté. En revanche, les exportations des industries du papier et produits connexes et celles des premières transformations des métaux ont diminué en importance; les proportions ayant baissé respectivement de 42,5 % et de 35,0 % au cours de cette période. Les parts des autres groupes de fabricants ont oscillé entre 0,1 % dans les industries du tabac et 7,6 % dans les industries du bois.

En règle générale, lorsqu'on compare par industrie, les CUMO relatifs avec les exportations on observe une relation inverse entre ces deux variables (voir les figures de l'Annexe 5.B). Plus le coût unitaire relatif Canada/ É.-U. diminue, et plus les exportations augmentent. Il y a bien sûr des exceptions pour certaines industries, mais dans l'ensemble, cette relation inverse semble vérifiée.

Comme on l'a vu précédemment, les changements dans le coût unitaire relatif résultent directement de trois facteurs : la croissance de la rémunération horaire relative (la différence de croissance de la rémunération entre le Canada et les États-Unis), la croissance de la productivité du travail relative (la différence de croissance de la productivité du travail entre le Canada et les États-Unis) et le taux de change du dollar canadien par rapport au dollar américain (permettant des comparaisons dans la même monnaie). Toutes choses étant égales, une baisse du coût unitaire relatif dans une industrie entraînera une diminution des prix relatifs des biens et services qu'elle produit, ce qui devrait entraîner une hausse de la demande de ces produits sur les marchés extérieurs.

Afin de mieux identifier le lien entre les CUMO relatifs et la croissance des exportations, le coefficient de corrélation entre ces deux variables a été calculé pour les dix-neuf groupes industriels. Pour 16 d'entre eux, on a enregistré des coefficients de corrélation négatifs (voir le Tableau 5.8). Les trois exceptions concernent les fabricants de produits métalliques, le raffinage du pétrole et du charbon et la première transformation des métaux, qui ont affiché des coefficients de corrélation respectifs de 0,0, 0,33 et 0,42.

Pour plusieurs industries, le coefficient de corrélation est négatif et très significatif. Ceci indique qu'il existe une relation négative entre les coûts unitaires relatifs de main-d'œuvre et les exportations, mais l'ampleur de cette relation diffère d'une industrie à l'autre. Le bois de sciage (-0,73), l'habillement et les produits textiles (-0,65), les produits du caoutchouc et du plastique (-0,65), papiers et produits connexes (-0,63), l'imprimerie et l'édition (-0,61) et les produits minéraux non-métalliques (-0,60) font

Tableau 5.8 Corrélation entre la croissance des exportations et le coût unitaire relatif par industrie manufacturière*, 1982 à 1997

Industrie	Coefficient de corrélation
Bois	-0,73 ***
Habillement et des produits textiles	-0,65 ***
Produits en caoutchouc et en matière plastique	-0,65 ***
Papier et produits connexes	-0,63 ***
Imprimerie, édition et industries connexes	-0,61 ***
Produits minéraux non métalliques	-0,60 ***
Machinerie (sauf électrique)	-0,52 ***
Aliments et boissons	-0,44 ***
Textiles de première transformation	-0,42 ***
Meuble et des articles d'ameublement	-0,40
Autres industries manufacturières**	-0,38
Cuir et des produits connexes	-0,38
Produits chimiques	-0,33
Tabac	-0,24
Matériel de transport	-0,21
Produits électriques et électroniques**	-0,15
Fabrication des produits métalliques	-0,02
Produits raffinés du pétrole et du charbon	0,33
Première transformation des métaux	0,42

* Source de données américaines *Bureau of Economic Analysis* et *Bureau of Labor Statistics*.

** Pour les industries des produits électriques et électroniques et des autres industries manufacturières, le calcul du coefficient de corrélation entre la croissance des variables est réalisé sur la période 1988 à 1997.

*** Significativement différent de zéro.

partie des industries canadiennes les plus sensibles aux changements des CUMO relatifs.

Les coefficients de corrélation des autres groupes d'industries varient entre -0,15 dans les industries produits électriques et électroniques et -0,52 pour les industries de la machinerie (sauf électrique). Les industries de matériel de transport qui représentent le tiers des exportations de l'ensemble des industries manufacturières semblent moins sensibles aux changements du CUMO relatif. Il en va de même pour les produits électriques et électroniques ainsi que les produits métalliques. Finalement, la relation positive observée entre le CUMO relatif et les changements dans les exportations pour les produits raffinés du pétrole et celles des métaux peu transformés semble indiquée que des facteurs autres que les différences de coûts de travail sont en jeu pour ces industries.

5.8 Résumé et conclusion

Dans ce chapitre, nous avons d'abord rappelé l'essentiel des concepts nécessaires à une bonne compréhension de la notion du coût unitaire de la main-d'œuvre. L'indicateur du CUMO a été comparé à une mesure plus large, le CVU, qui représente l'ensemble des coûts variables des intrants utilisés dans la production. Une très forte corrélation entre les deux mesures de coûts a été observée durant la période de 1961 à 1997, non seulement dans le secteur des entreprises, mais aussi dans celui de fabrication. Le CUMO constitue donc un indicateur actuel des pressions à court terme sur les coûts variables.

Nous avons ensuite précisé l'utilité du CUMO et les composantes qui peuvent intervenir dans son évolution. Par des comparaisons avec le CUMO des États-Unis, nous avons ensuite examiné le rôle du CUMO comme indicateur de la compétitivité et comme déterminant des tendances à la hausse observées dans les exportations canadiennes lors de la période de 1992 à 2000.

En mesurant la compétitivité du secteur de fabrication sur le plan des coûts par des coûts unitaires relatifs de main-d'œuvre, nous avons pu constater qu'un avantage s'est développé en faveur des fabricants canadiens. L'écart en matière de coûts unitaires entre les deux pays, exprimés en dollars américains, a en effet été favorable au Canada depuis 1992. Cependant, cet avantage concurrentiel par rapport aux États-Unis ne découle pas des gains de productivité; ceux-ci affichant du retard relativement à ceux enregistrés aux États-Unis, mais plus de la faiblesse du dollar canadien et de taux de salaires plus faibles.

Un examen plus détaillé du lien entre l'évolution du coût unitaire relatif et la croissance des exportations pour 19 groupes d'industries comparables a aussi été accompli. Les coefficients de corrélation entre le coût unitaire relatif et la croissance des exportations étaient négatifs pour 90 % des groupes d'industries. Il existe donc une relation inverse entre l'évolution des coûts relatifs et celles des exportations, mais l'ampleur de cette relation diffère d'une industrie à l'autre.

Bibliographie

Banque du Canada. 2000. « Rapport sur la politique monétaire », mai 2000.

Bart van Ark. 1995. « Manufacturing prices, productivity, and labor costs in five economies », *Monthly Labor Review*, V. 118, No 7, U.S. Bureau des statistiques du travail des États-Unis, juillet.

Dean E.R. et Mark K. Sherwood. 1994. « Manufacturing costs, productivity, and competitiveness : 1979-93 », *Monthly Labor Review*, V. 117, N° 10, Bureau des statistiques du travail des États-Unis, octobre.

Dion R. et C. Fairclough. 2000. « Mesures d'unité de coûts des exportations et importations » Document de travail (non publié), avril, Banque du Canada. Ottawa.

Pold H. et F. Wong. 1990. « Coût de la main-d'œuvre » L'emploi et le revenu en perspective, Automne 1990, Vol.2, n° 3, Statistique Canada, n° 75-001F au catalogue, pp. 45-51.

Shapiro M. 1987. « Are Cyclical Fluctuations in Productivity due More to Supply Shocks or Demand Shocks », *American Economic Review*, Mai 1987 (Documents et précédents), 77(2), pp.118-24.

Statistique Canada 2001. « Croissance de la productivité au Canada », N° 15-204-XPF au catalogue.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Annexe 5.A—Simple aperçu sur les notions de coûts dans une entreprise

Le coût total de production dans les entreprises

La notion de coût est au centre du calcul économique de l'entreprise. D'une façon générale, le coût désigne la dépense que l'entreprise supporte lors de sa production. C'est un concept important car cette information permet à l'entreprise de fixer les prix de vente des biens et services qu'elle produit afin de couvrir ses coûts. Sur le plan comptable, c'est la différence entre la recette des ventes (chiffres d'affaires) et le coût total (ensemble des dépenses encourues) qui permet entre autres, d'offrir une rémunération pour les services de consultants, un fond pour les nouveaux équipements productifs, des dividendes pour les réserves utilisées.

Le coût de production qui se compose de tous les coûts engendrés par la réalisation d'une production destinée à être vendue, correspond généralement au coût total de l'ensemble de l'activité de l'entreprise. Ainsi, le coût de production se définit comme la somme des dépenses relatives à la fabrication et à la vente du bien ou du service produit. Selon le point de vue de l'analyse, il arrive que l'on fasse une distinction entre le coût de production, incluant le coût d'acquisition des matières premières et des biens intermédiaires ainsi que le coût de fabrication (coûts salariaux et dépenses diverses) et le coût de distribution qui est constitué par les dépenses associées à la vente (réseau de distribution, publicité et autres).

Coûts fixes, coûts variables et coût variable unitaire de production

Deux composantes du coût total de production sont généralement distinguées. Le coût fixe (CF) qui est un coût de base, est indépendant du niveau de production à court terme. En général, il correspond aux frais d'entretien des équipements, qu'ils soient en opération ou non, à leur amortissement financier, aux divers types d'assurances, aux salaires du personnel de direction, d'administration, de bureau et de vente et à divers frais généraux. Dans certaines industries, comme par exemple, l'automobile et l'aéronautique, les coûts fixes sont très importants en raison de leurs activités nécessitant des dépenses préalables de recherche d'investissements en capital importants.

En revanche, l'autre composante, le coût variable (CV), comme son nom l'indique, varie à court terme en fonction du volume de l'activité. La main-d'œuvre, les matières premières, l'énergie et les services utilisés dans le processus de production sont des exemples des dépenses représentant les coûts variables. Certains des éléments du coût variable varient proportionnellement à la quantité produite, par exemple les matières premières, les biens intermédiaires; d'autres augmentent à un rythme différent, par exemple, le coût du travail en présence des heures supplémentaires qui sont généralement rémunérées à un taux supérieur.

Le coût total production (CT) peut ainsi s'écrire comme suit : $CT = CF + CV$

Connaissant le coût total de production et les unités produites (Q), on peut calculer le *coût unitaire de production*, soit :

$$CTU = \frac{CT}{Q} ;$$

On peut également calculer le *coût variable unitaire* (ou *coût variable moyen*) par le rapport entre le coût variable et les quantités produites, soit :

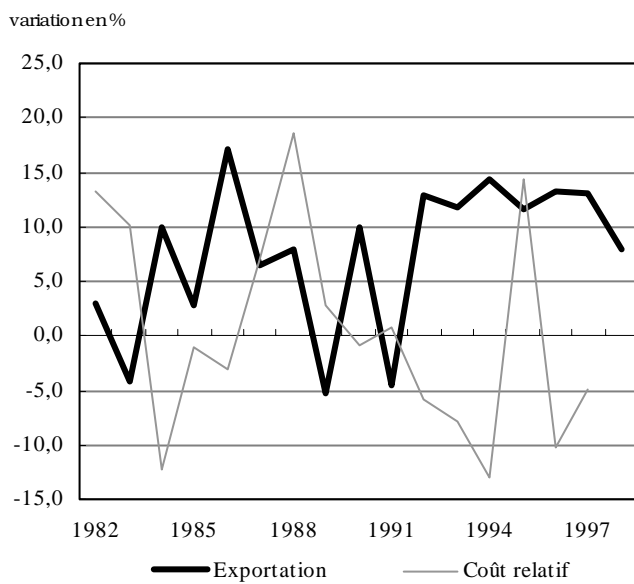
$$CVU = \frac{CV}{Q} .$$

Le coût de main d'œuvre

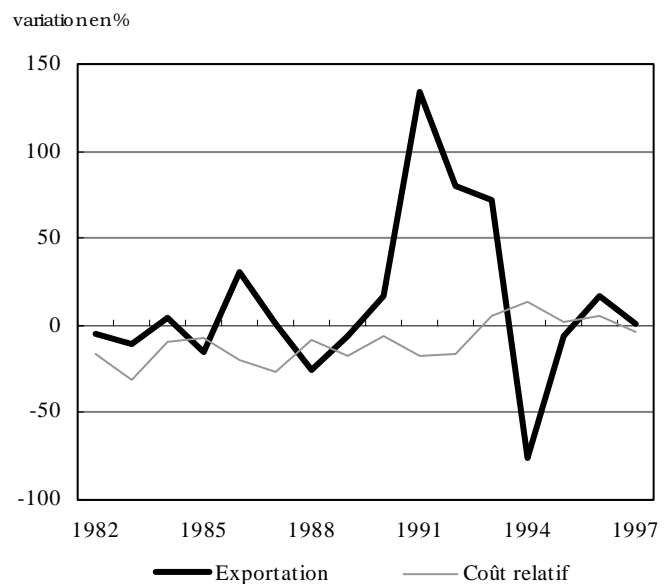
La notion de coût de la main-d'œuvre désigne ici l'ensemble des dépenses supportées par les employeurs pour l'utilisation de la main-d'œuvre. Les salaires sont versés par les entreprises sous forme de rémunération brute (salaire brut). La rémunération pour temps supplémentaire est prise en compte également. Cependant, le coût salarial ou la rémunération totale du travail n'est pas constituée uniquement de salaires mais aussi d'avantages sociaux. Ces derniers sont subdivisés en trois principales composantes, soit : le temps rémunéré mais non travaillé, les assurances privées ou publique et finalement les fonds de pension privés ou publics. Ces coûts des avantages sociaux supportés par les entreprises canadiennes peuvent représenter jusqu'à un tiers de la rémunération moyenne des salariés. Ainsi, le coût du travail est composé principalement des salaires bruts auxquels s'ajoutent les avantages sociaux. Pour les besoins des mesures de productivité, les coûts totaux de la main-d'œuvre devraient comprendre, en plus de la rémunération de travail des salariés, la rémunération de travail des travailleurs autonomes.

Annexe 5.B—Exportation et coût unitaire relatif par groupe d'industries manufacturières

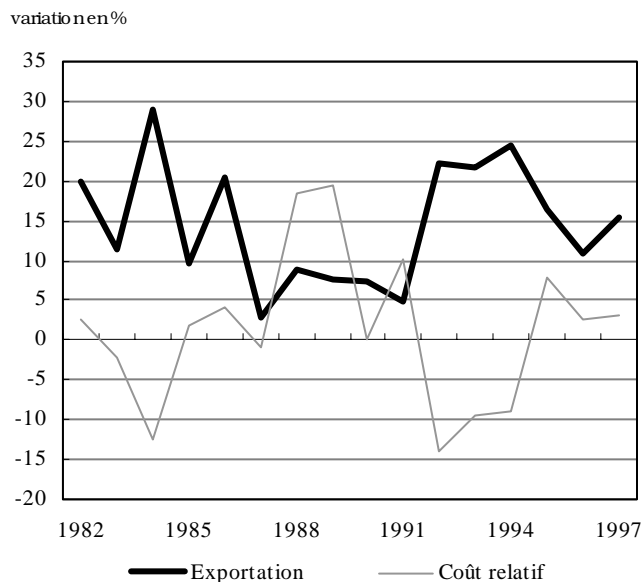
Industries des aliments et boissons, 1982 à 1997



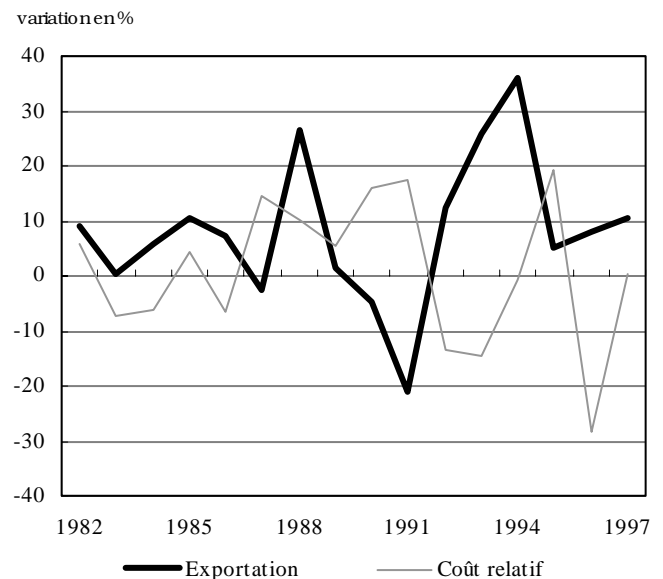
Industries du tabac, 1982 à 1997



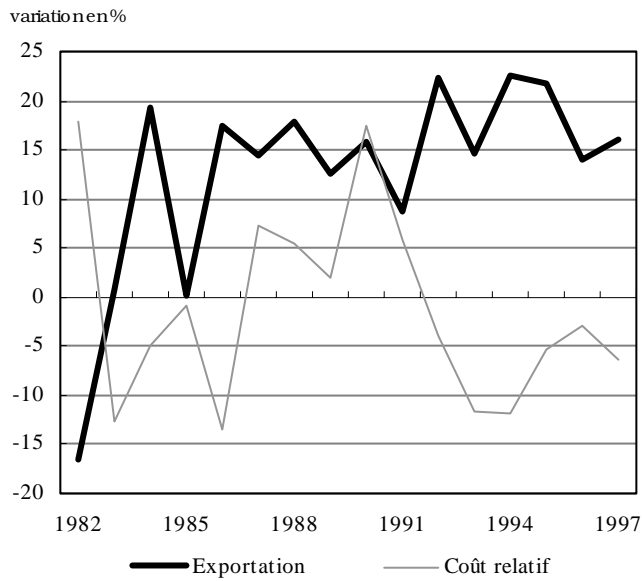
Produits en caoutchouc et en matière plastique, 1982 à 1997



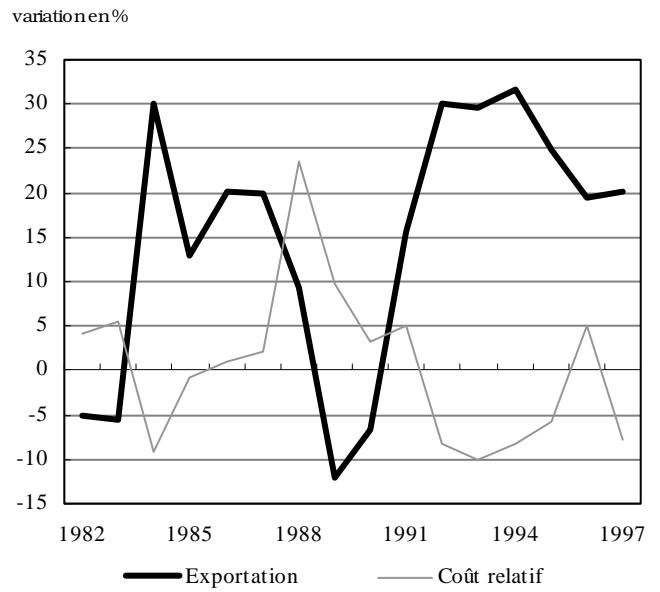
Industries du cuir et des produits connexes, 1982 à 1997



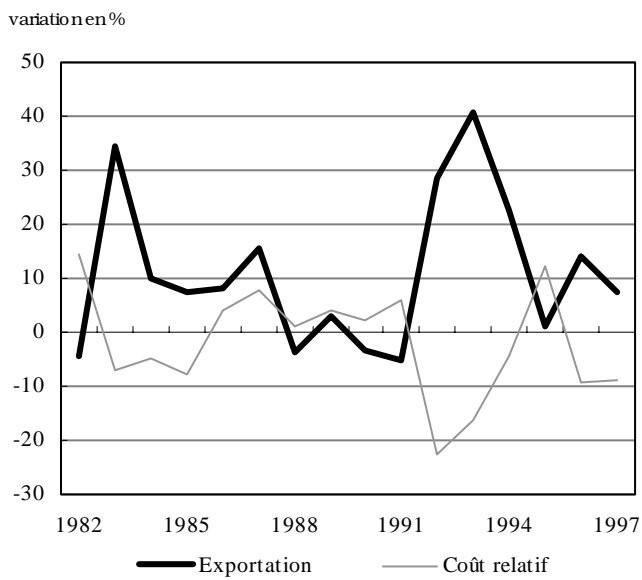
Industries des textiles de première transformation, 1982 à 1997



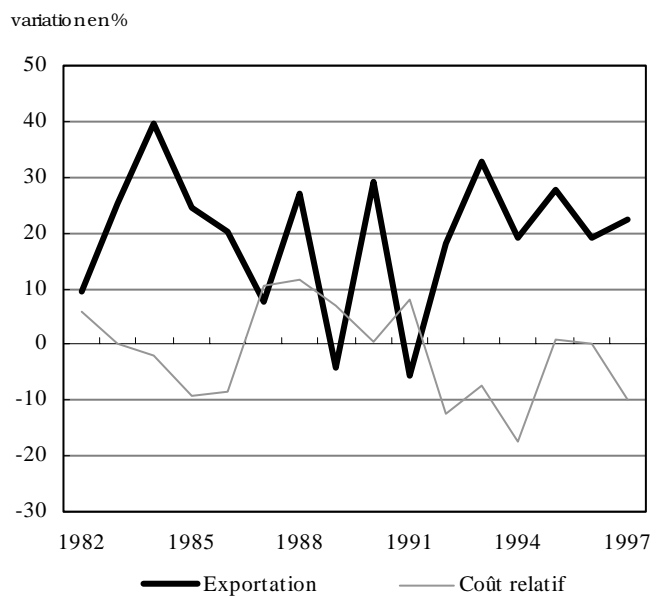
Habillement et produits textiles, 1982 à 1997



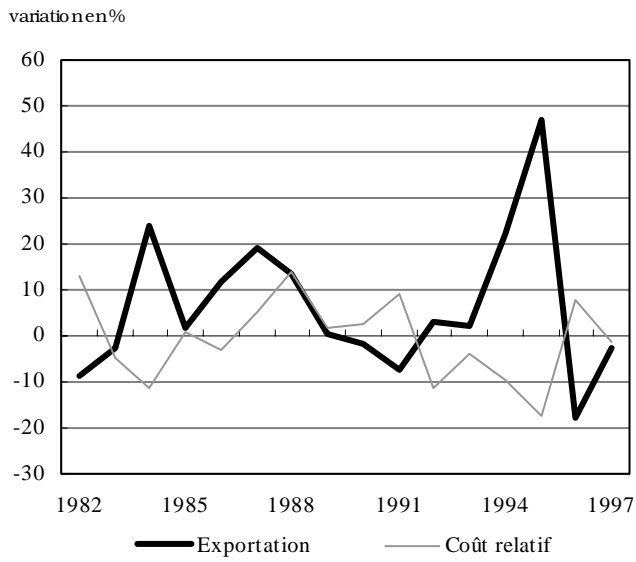
Industries de bois, 1982 à 1997



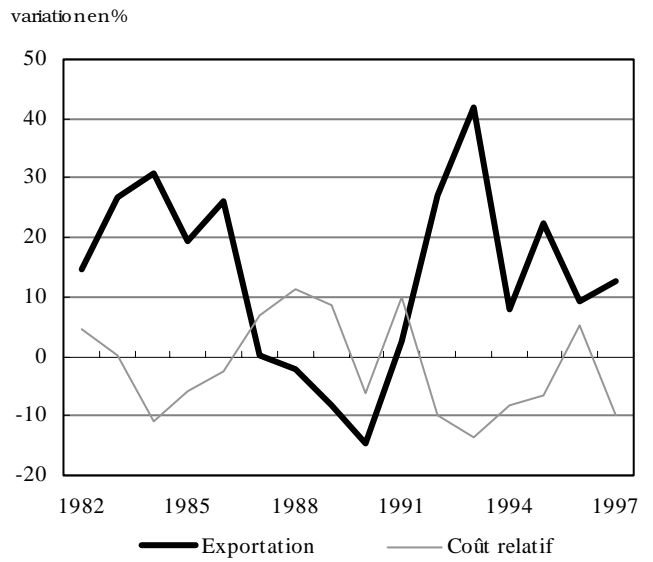
Industries du meuble et des articles d'ameublement, 1982 à 1997



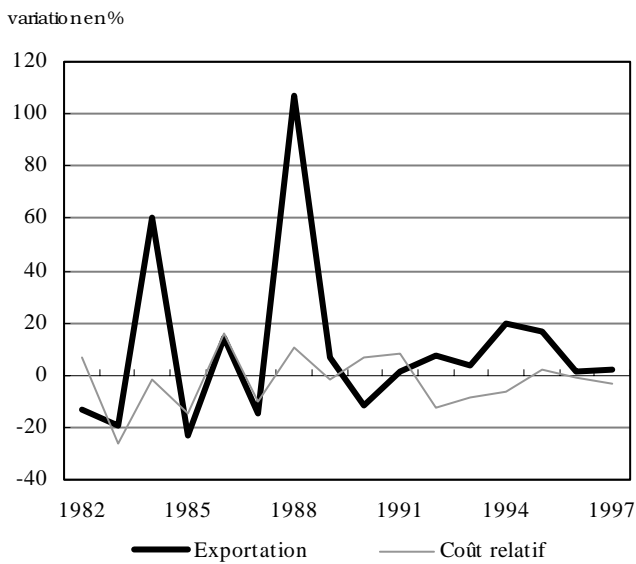
**Industries du papier et produits connexes,
1982 à 1997**



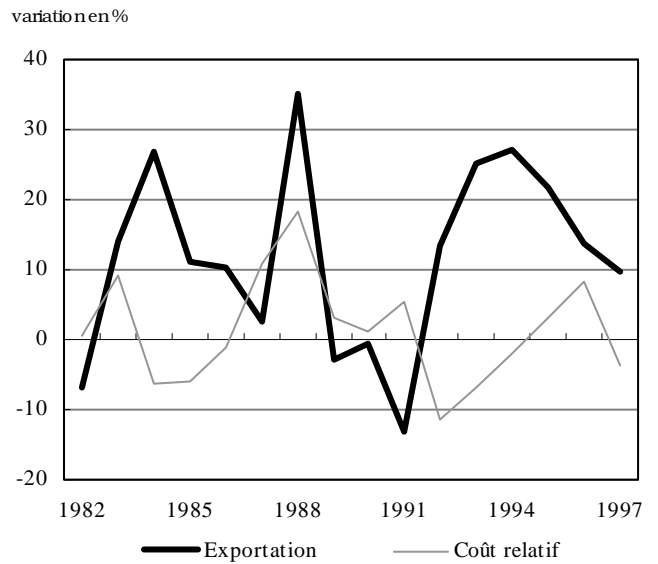
**Imprimerie, édition et industries connexes,
1982 à 1997**



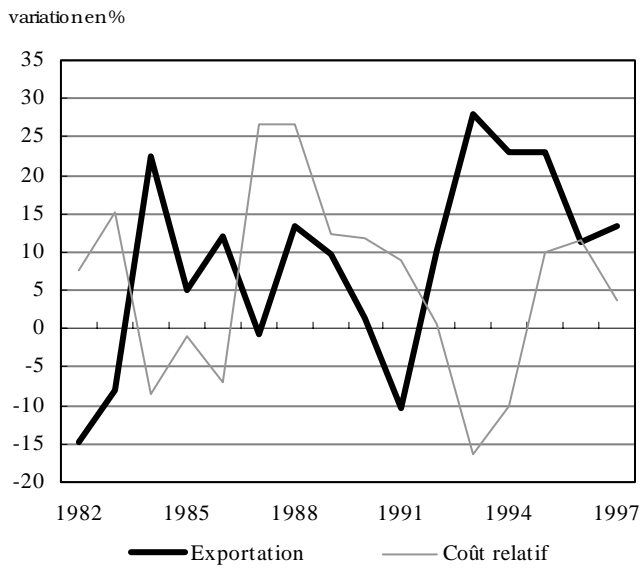
**Industries de première transformation des métaux,
1982 à 1997**



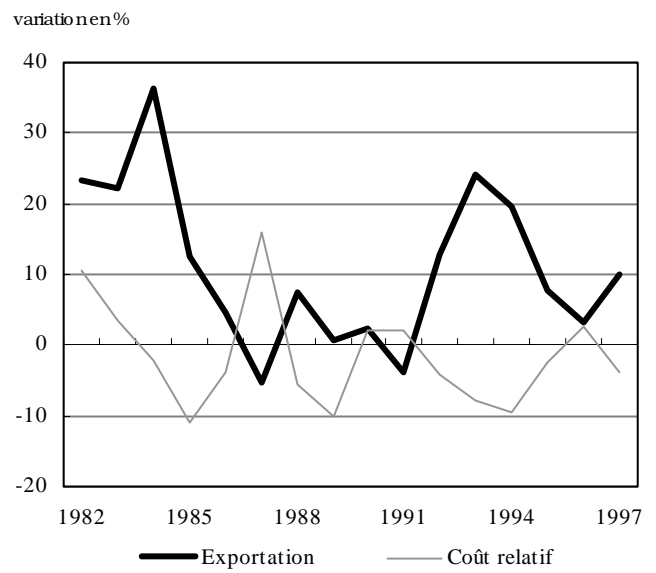
Fabrication des produits métalliques, 1982 à 1997



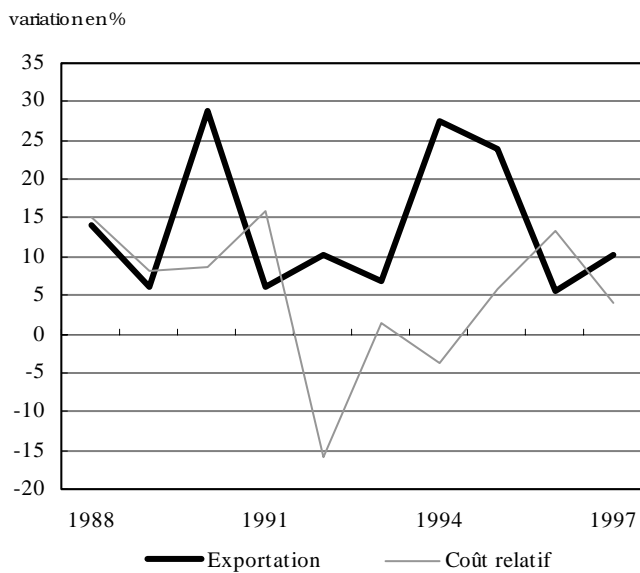
Industries de la machinerie (sauf machinerie électronique), 1982 à 1997



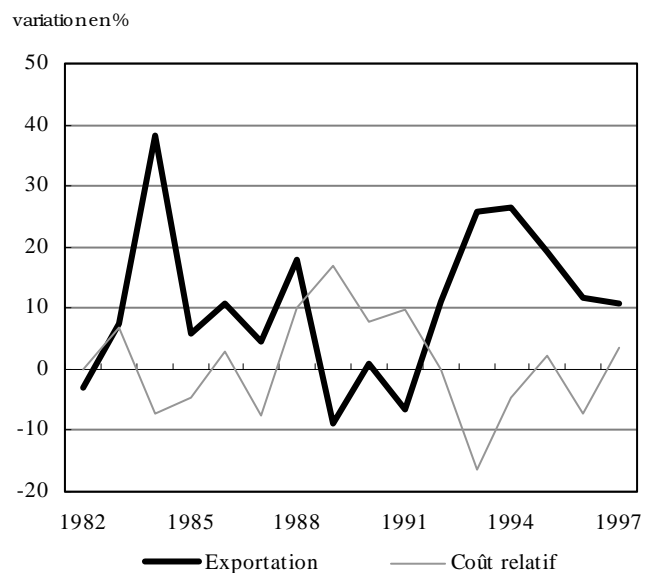
Matériel de transport, 1982 à 1997



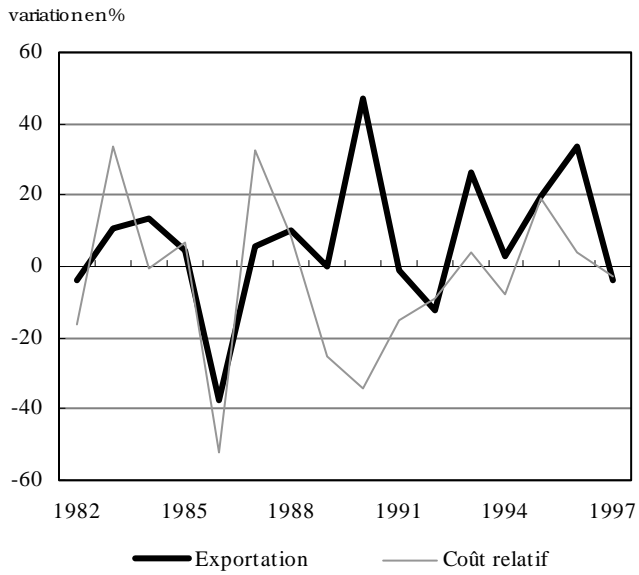
Produits électriques et électroniques, 1988 à 1997



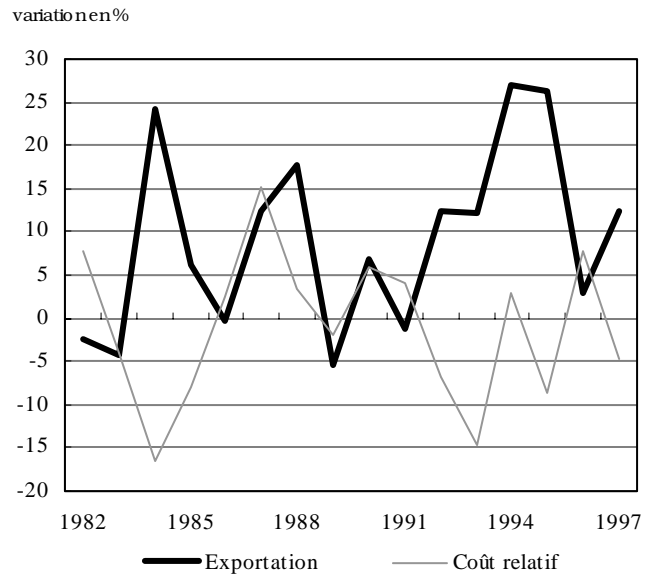
Produits minéraux non métalliques, 1982 à 1997



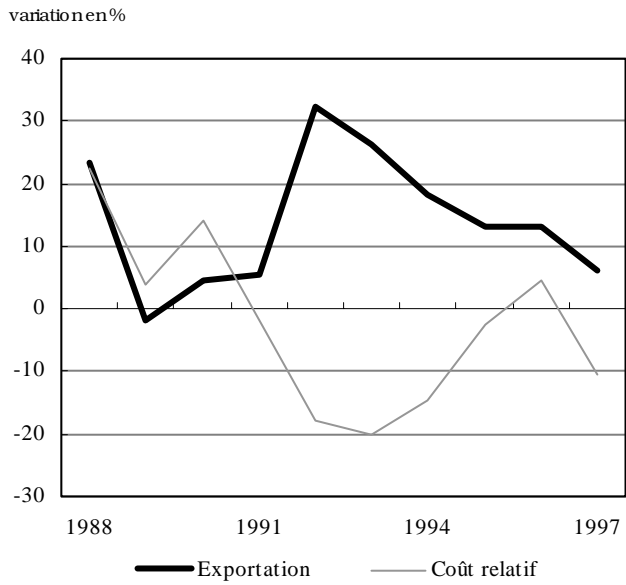
Produits raffinés du pétrole et du charbon, 1982 à 1997



Industries chimiques, 1982 à 1997



Autres industries manufacturières, 1988 à 1997



PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Annexe sur les données— Productivité et mesures connexes

Note méthodologique

Ces tableaux présentent des données qui concernent le secteur des entreprises et ses 16 principales branches d'activité fondées sur la classification type des industries des 1980. Le secteur des entreprises comprend l'ensemble du produit intérieur brut (PIB) exclusion faite de la production des administrations publiques et des institutions à but non lucratif ainsi que la valeur locative des biens immobiliers occupés par leur propriétaire.

Pour les mesures de la productivité du secteur des entreprises, la production est mesurée par le PIB réel, soit les livraisons en dollars constants en chaîne de biens et de services finaux faites par ce secteur aux ménages canadiens, aux investissements, aux administrations publiques et aux institutions à but non lucratif de même que les exportations nettes vers d'autres pays. Au niveau des industries, la production est définie en termes de valeur ajoutée réelle. Les séries sur la valeur ajoutée réelle reflètent la contribution réelle à la fois du capital et du travail à la conversion des intrants intermédiaires en produits finis par industrie. Les estimations de la production prennent en compte la capitalisation des dépenses en logiciels.

Les services de l'intrant capital mesurent les services découlant du stock de biens matériels et de logiciels. Il s'agit notamment du matériel fixe des entreprises, des bâtiments et des structures, des stocks et des terrains. L'édition 2001 de cette publication utilisait le stock de capital.

Les services de l'intrant travail sont obtenus en agrégeant le nombre d'heures travaillées par l'ensemble des employés classés selon leurs études et leur expérience de travail. L'agrégation est effectuée au moyen de poids basés sur les parts correspondantes de la rémunération du travail. L'édition 2001 de cette publication utilisait les heures travaillées.

Le rapport capital-travail est le rapport des services du capital au nombre d'heures travaillées.

La productivité multifactorielle est mesurée par le rapport de la production par unité d'intrants combinés (services du capital et services du travail). La productivité du travail est mesurée par la production par heure travaillée.

La productivité du capital est mesurée par la production par unité de services du capital.

Intrants combinés. Il s'agit de l'intrant travail combiné avec l'intrant capital, au moyen des parts des coûts du travail et du capital comme poids qui permettent d'établir un indice en chaîne de Fisher.

La rémunération totale par heure est mesurée par le rapport de la rémunération du travail pour tous les emplois au nombre d'heures au travail.

Le coût unitaire de la main-d'œuvre est égal au ratio de la rémunération du travail par unité du PIB.

Tableau 1a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Secteur des entreprises										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	66,1	80,7	98,7	81,5	70,3	61,2	66,7	76,3	108,2	52,1	63,6
1982	62,8	76,7	95,2	81,6	67,5	62,8	65,8	82,1	100,2	57,3	70,0
1983	64,8	76,7	96,9	84,1	68,1	64,1	66,6	83,8	101,1	59,8	70,8
1984	69,7	79,1	101,4	87,9	70,6	65,6	68,7	83,1	106,6	62,9	71,3
1985	73,3	82,4	102,2	88,6	73,9	68,0	71,6	82,6	108,1	65,8	74,0
1986	75,1	85,2	100,8	88,0	77,0	70,4	74,5	82,9	106,9	68,0	77,1
1987	79,0	88,7	101,0	88,8	80,7	73,7	78,0	83,3	107,4	71,6	80,3
1988	82,9	92,6	100,7	89,4	85,2	77,5	82,2	83,9	107,3	76,0	84,8
1989	84,8	94,7	99,1	89,4	87,8	81,5	85,4	86,3	104,2	80,0	89,4
1990	83,7	94,2	96,6	88,6	87,8	84,0	86,4	89,4	99,6	83,5	94,0
1991	79,9	90,2	93,4	88,5	85,2	85,7	85,4	95,1	93,1	88,0	99,3
1992	80,3	88,5	93,9	90,5	84,6	86,7	85,3	97,9	92,4	90,9	100,2
1993	82,7	89,8	94,6	91,8	87,1	87,5	87,2	97,3	94,4	91,5	99,4
1994	88,6	92,9	98,1	95,3	90,8	89,7	90,3	96,5	98,8	91,6	95,9
1995	92,1	94,4	99,4	97,6	92,9	92,3	92,7	97,8	99,8	94,0	96,3
1996	94,4	96,8	98,7	97,4	95,8	95,2	95,6	98,3	99,1	95,5	98,0
1997	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	104,5	102,8	101,0	101,7	102,7	104,7	103,5	102,0	99,8	103,9	102,2
1999 ^p	111,5	106,8	103,8	104,6	106,5	109,4	107,6	102,6	102,0	105,0	100,5
2000 ^p	117,5	110,0	105,1	107,0	110,8	113,9	112,0	103,7	103,3	111,4	104,3

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 1b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Secteur des entreprises										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	-4,9	-5,1	-3,5	0,1	-3,9	2,5	-1,4	7,6	-7,4	10,1	9,9
1983	3,1	0,0	1,8	3,1	0,8	2,2	1,3	2,1	0,9	4,3	1,2
1984	7,7	3,2	4,6	4,5	3,7	2,2	3,1	-0,9	5,4	5,1	0,7
1985	5,1	4,3	0,8	0,8	4,7	3,7	4,3	-0,6	1,4	4,6	3,8
1986	2,5	3,3	-1,4	-0,8	4,2	3,6	4,0	0,3	-1,1	3,4	4,2
1987	5,1	4,1	0,3	1,0	4,9	4,7	4,8	0,6	0,4	5,2	4,2
1988	5,0	4,4	-0,3	0,6	5,5	5,1	5,3	0,7	-0,1	6,2	5,6
1989	2,3	2,3	-1,6	-0,1	3,1	5,1	3,9	2,8	-2,8	5,3	5,4
1990	-1,4	-0,6	-2,5	-0,8	0,0	3,1	1,2	3,7	-4,5	4,3	5,2
1991	-4,4	-4,2	-3,3	-0,2	-3,0	2,1	-1,2	6,3	-6,5	5,4	5,6
1992	0,4	-1,8	0,5	2,3	-0,7	1,1	-0,1	3,0	-0,7	3,2	0,9
1993	3,0	1,5	0,8	1,5	3,0	0,9	2,2	-0,6	2,1	0,7	-0,8
1994	7,2	3,4	3,6	3,8	4,1	2,5	3,6	-0,9	4,7	0,0	-3,5
1995	3,9	1,6	1,4	2,3	2,3	2,9	2,6	1,3	1,0	2,7	0,4
1996	2,4	2,6	-0,7	-0,1	3,2	3,1	3,1	0,5	-0,7	1,6	1,7
1997	6,0	3,3	1,4	2,6	4,3	5,1	4,6	1,8	0,9	4,7	2,1
1998 ^p	4,5	2,8	1,0	1,7	2,7	4,7	3,5	2,0	-0,2	3,9	2,2
1999 ^p	6,7	3,9	2,7	2,8	3,6	4,5	4,0	0,6	2,2	1,0	-1,7
2000 ^p	5,3	3,0	1,3	2,3	4,1	4,1	4,1	1,1	1,3	6,2	3,8

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 2a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Agriculture et services connexes										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	70,2	108,1	65,9	65,5	90,4	129,2	107,6	120,4	55,4	49,4	76,0
1982	72,7	108,5	68,0	67,5	91,9	128,2	107,9	118,9	57,8	52,6	78,5
1983	69,5	106,1	66,0	66,0	90,2	126,4	106,2	119,9	56,0	56,2	85,8
1984	68,2	106,3	64,9	64,7	91,3	124,9	106,1	118,2	55,7	57,3	89,3
1985	71,2	110,5	67,1	64,9	95,9	121,8	107,2	110,6	59,5	59,9	93,0
1986	81,4	108,8	78,0	75,3	94,5	118,9	105,1	109,7	69,5	62,4	83,4
1987	76,8	106,8	75,1	72,4	93,7	115,3	103,0	108,4	67,6	65,8	91,5
1988	70,0	104,3	69,8	67,7	93,5	111,3	101,3	107,2	64,0	70,9	105,5
1989	81,3	103,2	82,1	79,3	93,8	107,1	99,7	104,2	76,7	75,3	95,6
1990	94,9	102,6	98,0	93,0	92,8	102,5	97,0	100,4	92,8	78,3	84,7
1991	96,0	95,9	103,3	100,2	87,9	99,5	93,0	104,0	96,7	81,5	81,4
1992	88,3	98,0	93,8	90,0	91,6	96,9	94,0	99,0	91,4	83,5	92,7
1993	95,0	99,9	99,0	95,0	95,3	96,6	95,9	96,7	98,6	85,9	90,4
1994	96,4	99,8	99,2	96,5	97,6	96,4	97,2	96,7	100,3	91,5	94,8
1995	99,3	98,4	102,7	100,8	96,8	96,3	96,7	97,9	103,4	92,4	91,6
1996	104,9	100,6	106,3	104,2	100,5	96,5	98,7	96,0	109,0	96,2	92,3
1997	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	106,2	96,3	105,0	110,0	98,8	104,7	101,2	108,4	101,6	112,0	101,5
1999 ^p	115,6	90,7	115,9	125,9	93,7	107,7	99,6	117,8	107,5	108,8	85,4
2000 ^p	113,0	87,4	119,3	127,9	83,2	110,9	94,5	125,6	102,0	106,8	82,6

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 2b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Agriculture et services connexes										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	3,5	0,4	3,2	3,0	1,7	-0,8	0,2	-1,3	4,3	6,3	3,3
1983	-4,4	-2,2	-2,9	-2,2	-1,8	-1,4	-1,6	0,9	-3,1	6,8	9,3
1984	-1,7	0,2	-1,7	-1,9	1,2	-1,2	-0,1	-1,4	-0,5	2,1	4,1
1985	4,3	3,9	3,3	0,3	5,0	-2,5	1,0	-6,4	6,7	4,5	4,1
1986	14,4	-1,6	16,3	16,0	-1,4	-2,4	-2,0	-0,8	16,8	4,3	-10,3
1987	-5,6	-1,8	-3,7	-3,8	-0,8	-3,0	-1,9	-1,1	-2,6	5,4	9,6
1988	-8,9	-2,3	-7,1	-6,5	-0,2	-3,5	-1,7	-1,2	-5,4	7,7	15,4
1989	16,1	-1,0	17,7	17,1	0,3	-3,8	-1,6	-2,7	19,8	6,2	-9,4
1990	16,7	-0,6	19,3	17,3	-1,1	-4,3	-2,6	-3,7	21,0	4,1	-11,4
1991	1,2	-6,5	5,4	7,8	-5,3	-3,0	-4,2	3,5	4,2	4,1	-3,9
1992	-8,1	2,2	-9,2	-10,3	4,3	-2,6	1,1	-4,7	-5,5	2,5	14,0
1993	7,6	2,0	5,5	5,6	4,0	-0,4	2,0	-2,3	7,9	2,8	-2,5
1994	1,5	-0,1	0,2	1,6	2,4	-0,2	1,3	-0,1	1,7	6,5	4,8
1995	3,0	-1,4	3,5	4,4	-0,8	-0,1	-0,5	1,3	3,1	1,0	-3,4
1996	5,7	2,2	3,5	3,4	3,8	0,3	2,1	-2,0	5,4	4,1	0,7
1997	-4,7	-0,6	-6,0	-4,1	-0,5	3,6	1,3	4,2	-8,2	4,0	8,4
1998 ^p	6,2	-3,7	5,0	10,0	-1,2	4,7	1,2	8,4	1,6	12,0	1,5
1999 ^p	8,8	-5,7	10,4	14,5	-5,1	2,9	-1,6	8,7	5,8	-2,9	-15,8
2000 ^p	-2,2	-3,7	2,9	1,5	-11,2	2,9	-5,1	6,6	-5,1	-1,8	-3,3

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 3a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

Pêche et piégeage											
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	117,5	90,0	x	167,2	80,6	127,8	112,7	186,6	93,9	33,8	25,9
1982	126,3	90,9	x	178,1	82,3	119,8	108,1	173,1	106,8	36,1	26,0
1983	122,0	94,1	x	165,7	85,6	110,0	102,8	152,7	112,0	36,1	27,9
1984	109,7	98,0	x	142,2	89,4	99,8	97,3	132,5	111,0	38,0	33,9
1985	128,6	95,9	x	169,7	88,1	94,3	93,1	127,9	136,3	53,1	39,6
1986	133,0	105,5	x	158,6	97,6	92,6	95,3	112,8	143,4	58,0	46,0
1987	114,2	111,0	x	127,9	103,1	93,4	97,6	108,0	121,8	63,6	61,8
1988	128,4	126,1	x	126,3	118,3	94,3	103,1	94,3	135,8	68,5	67,3
1989	140,9	137,6	x	127,2	129,3	99,7	110,5	91,1	141,3	70,6	68,9
1990	159,5	152,0	x	130,6	143,3	103,1	118,3	84,7	155,1	74,7	71,1
1991	139,6	197,9	x	74,8	188,6	103,4	140,8	59,3	135,3	70,3	99,7
1992	127,0	146,8	x	87,4	141,9	103,4	119,9	74,6	123,1	78,2	90,4
1993	131,5	129,1	x	101,1	126,5	103,4	113,1	83,7	127,4	85,8	84,2
1994	108,1	115,3	x	93,9	113,2	104,2	107,7	93,3	103,7	99,7	106,4
1995	89,9	95,8	x	94,0	95,0	103,3	99,1	108,2	87,2	133,4	142,2
1996	92,8	100,4	x	92,4	100,1	100,9	100,5	100,5	92,0	115,2	124,6
1997	100,0	100,0	x	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	98,8	95,7	x	103,1	95,6	100,3	98,0	104,6	98,5	131,3	127,1
1999 ^p	98,1	100,9	x	96,8	101,4	100,6	101,1	99,2	97,5	105,9	109,0
2000 ^p	96,7	102,1	x	94,2	102,4	101,8	102,2	99,2	95,0	95,9	101,2

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 3b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Pêche et piégeage										
	GProduit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	7,5	1,0	x	6,5	2,1	-6,2	-4,1	-7,2	13,7	7,0	0,5
1983	-3,4	3,6	x	-7,0	4,0	-8,2	-4,9	-11,8	4,8	0,0	7,2
1984	-10,1	4,1	x	-14,2	4,4	-9,2	-5,3	-13,3	-0,9	5,1	21,7
1985	17,2	-2,1	x	19,3	-1,5	-5,6	-4,3	-3,5	22,8	39,8	16,7
1986	3,4	10,0	x	-6,5	10,8	-1,8	2,3	-11,8	5,2	9,2	16,1
1987	-14,1	5,2	x	-19,4	5,7	0,9	2,4	-4,3	-15,0	9,7	34,4
1988	12,4	13,6	x	-1,2	14,7	0,9	5,6	-12,7	11,4	7,7	8,9
1989	9,8	9,1	x	0,7	9,3	5,7	7,2	-3,4	4,1	3,0	2,4
1990	13,2	10,5	x	2,7	10,8	3,5	7,1	-7,0	9,8	5,8	3,2
1991	-12,5	30,2	x	-42,7	31,6	0,2	19,0	-30,0	-12,8	-5,9	40,1
1992	-9,0	-25,8	x	16,8	-24,7	0,0	-14,8	25,8	-9,0	11,3	-9,3
1993	3,5	-12,1	x	15,6	-10,9	0,0	-5,7	12,1	3,5	9,6	-6,9
1994	-17,8	-10,7	x	-7,1	-10,5	0,8	-4,8	11,5	-18,6	16,3	26,4
1995	-16,8	-16,9	x	0,1	-16,0	-0,9	-8,0	16,0	-15,9	33,8	33,7
1996	3,2	4,8	x	-1,6	5,3	-2,3	1,4	-7,1	5,5	-13,7	-12,3
1997	7,8	-0,4	x	8,2	-0,1	-0,9	-0,5	-0,5	8,7	-13,2	-19,8
1998 ^p	-1,2	-4,3	x	3,1	-4,4	0,3	-2,0	4,6	-1,5	31,3	27,1
1999 ^p	-0,7	5,5	x	-6,2	6,0	0,3	3,1	-5,1	-1,0	-19,3	-14,3
2000 ^p	-1,4	1,2	x	-2,6	1,0	1,2	1,1	0,0	-2,6	-9,5	-7,1

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 4a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Exploitation forestière et services forestiers										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	86,5	106,4	x	81,2	96,9	131,2	103,6	129,9	66,9	49,8	61,2
1982	75,6	93,2	x	81,0	86,0	120,8	92,6	135,6	63,8	52,8	65,1
1983	95,5	97,0	x	98,9	90,3	112,2	94,6	120,4	85,0	55,4	56,3
1984	102,4	98,6	x	104,5	92,2	107,7	95,0	113,7	94,6	60,6	58,4
1985	100,0	96,4	x	104,4	90,5	103,8	92,9	112,0	95,8	61,1	58,9
1986	95,4	95,6	x	100,4	90,0	101,0	91,9	109,9	94,0	62,8	63,0
1987	114,7	104,8	x	111,1	99,1	100,0	98,3	98,2	114,0	64,8	59,2
1988	116,2	104,9	x	112,5	99,7	100,5	98,8	98,7	114,9	67,5	60,9
1989	112,3	105,4	x	108,2	100,5	100,0	99,1	97,7	111,6	70,6	66,2
1990	98,6	98,4	x	102,1	94,2	98,5	94,5	102,8	99,6	73,6	73,4
1991	86,1	99,2	x	88,3	95,0	91,3	93,4	94,4	94,3	73,2	84,3
1992	87,6	93,1	x	95,3	90,7	88,8	89,5	97,6	98,5	79,6	84,6
1993	93,4	96,3	x	98,3	94,8	90,8	92,9	96,5	102,7	82,7	85,3
1994	99,1	96,7	x	103,8	95,6	95,0	95,1	100,5	104,3	87,5	85,5
1995	103,2	109,8	x	94,2	108,9	96,3	103,6	88,3	107,2	91,8	97,6
1996	97,3	101,9	x	95,6	101,5	97,0	99,7	95,3	100,3	95,9	100,4
1997	100,0	100,0	x	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	98,2	95,3	x	102,9	94,9	102,3	97,8	107,0	95,9	101,9	98,9
1999 ^p	108,0	96,9	x	111,5	96,5	103,0	99,1	105,9	104,8	99,8	89,5
2000 ^p	110,4	105,1	x	104,5	105,3	104,2	105,0	98,3	105,8	107,6	102,5

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 4b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Exploitation forestière et services forestiers										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	-12,6	-12,4	x	-0,2	-11,3	-8,0	-10,6	4,4	-4,6	6,1	6,4
1983	26,2	4,1	x	22,2	5,0	-7,1	2,2	-11,2	33,3	5,0	-13,4
1984	7,2	1,6	x	5,6	2,1	-4,0	0,4	-5,6	11,2	9,4	3,7
1985	-2,3	-2,2	x	-0,1	-1,8	-3,7	-2,2	-1,4	1,3	0,8	0,9
1986	-4,6	-0,8	x	-3,8	-0,6	-2,7	-1,1	-1,9	-1,9	2,8	6,9
1987	20,3	9,6	x	10,7	10,1	-1,0	6,9	-10,6	21,3	3,1	-6,0
1988	1,3	0,1	x	1,3	0,6	0,6	0,6	0,5	0,8	4,3	3,0
1989	-3,4	0,5	x	-3,8	0,8	-0,6	0,3	-1,0	-2,8	4,5	8,6
1990	-12,2	-6,7	x	-5,6	-6,2	-1,5	-4,6	5,2	-10,8	4,3	10,9
1991	-12,7	0,8	x	-13,5	0,8	-7,4	-1,2	-8,2	-5,3	-0,5	14,9
1992	1,8	-6,1	x	7,8	-4,6	-2,7	-4,1	3,4	4,4	8,7	0,4
1993	6,6	3,4	x	3,2	4,6	2,3	3,8	-1,1	4,3	3,9	0,8
1994	6,1	0,4	x	5,7	0,8	4,6	2,3	4,2	1,5	5,8	0,2
1995	4,2	13,5	x	-9,3	14,0	1,4	9,0	-12,1	2,8	4,9	14,2
1996	-5,7	-7,2	x	1,5	-6,9	0,8	-3,8	7,9	-6,5	4,5	2,9
1997	2,7	-1,9	x	4,6	-1,4	3,0	0,3	5,0	-0,3	4,3	-0,4
1998 ^p	-1,8	-4,7	x	2,9	-5,1	2,3	-2,2	7,0	-4,1	1,9	-1,1
1999 ^p	10,0	1,6	x	8,3	1,7	0,6	1,3	-1,0	9,3	-2,1	-9,5
2000 ^p	2,2	8,5	x	-6,3	9,1	1,2	6,0	-7,2	1,0	7,9	14,5

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 5a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Mines, carrières et puits de pétrole										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	64,9	100,7	x	65,6	88,5	67,3	71,6	68,1	97,5	47,7	74,0
1982	63,6	97,0	x	66,7	86,5	72,8	76,0	76,2	87,7	55,1	84,0
1983	68,0	93,2	x	73,9	84,2	76,4	78,7	83,0	89,3	59,3	81,2
1984	74,7	98,3	x	77,2	89,6	79,4	82,0	81,6	94,7	62,3	82,0
1985	79,2	102,0	x	78,8	93,8	83,2	86,0	82,5	95,8	65,1	83,9
1986	75,2	97,9	x	78,1	90,8	83,7	85,7	86,2	90,4	66,4	86,5
1987	78,6	94,1	x	84,6	87,6	83,5	84,8	89,5	94,6	66,5	79,7
1988	85,5	97,2	x	89,3	91,3	84,0	86,1	87,0	102,5	71,6	81,3
1989	79,8	96,7	x	83,7	91,6	83,1	85,5	86,5	96,7	74,6	90,4
1990	79,6	94,4	x	85,6	90,5	82,5	84,8	88,0	97,1	78,4	92,9
1991	82,8	94,0	x	89,3	91,1	81,8	84,4	87,5	101,9	84,7	96,3
1992	84,1	87,9	x	96,5	86,2	79,8	81,5	91,1	106,0	86,3	90,2
1993	88,2	83,2	x	106,4	82,3	80,1	80,6	96,3	110,8	89,2	84,2
1994	92,1	90,3	x	102,0	89,5	84,2	85,6	93,0	110,0	90,5	88,8
1995	95,6	94,1	x	101,7	93,6	88,4	89,8	93,8	108,7	91,3	89,8
1996	96,2	96,0	x	100,2	95,5	92,9	93,6	96,6	103,9	96,4	96,2
1997	100,0	100,0	x	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	98,4	110,2	x	88,2	109,7	106,0	107,0	95,8	92,5	95,5	106,9
1999 ^p	95,5	102,2	x	91,9	101,8	111,0	108,6	107,2	85,3	99,1	106,1
2000 ^p	101,4	103,9	x	96,2	104,2	116,0	112,8	110,4	86,7	105,1	107,7

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 5b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Mines, carrières et puits de pétrole										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	-1,9	-3,7	x	1,7	-2,2	8,2	6,1	11,8	-10,1	15,6	13,6
1983	6,9	-3,9	x	10,8	-2,7	5,0	3,6	8,9	1,9	7,6	-3,3
1984	9,9	5,5	x	4,4	6,4	3,9	4,3	-1,6	6,0	5,1	0,9
1985	6,0	3,8	x	2,2	4,7	4,9	4,8	1,1	1,1	4,5	2,3
1986	-5,0	-4,0	x	-1,0	-3,2	0,6	-0,3	4,6	-5,5	2,0	3,1
1987	4,4	-4,0	x	8,4	-3,6	-0,2	-1,1	3,8	4,6	0,2	-7,9
1988	8,9	3,3	x	5,5	4,2	0,5	1,5	-2,8	8,3	7,6	2,1
1989	-6,7	-0,5	x	-6,2	0,4	-1,0	-0,6	-0,5	-5,7	4,2	11,2
1990	-0,2	-2,4	x	2,2	-1,3	-0,7	-0,8	1,7	0,4	5,1	2,8
1991	4,0	-0,3	x	4,3	0,7	-0,9	-0,5	-0,6	4,9	8,1	3,6
1992	1,6	-6,6	x	8,1	-5,3	-2,5	-3,4	4,1	4,1	1,9	-6,3
1993	4,9	-5,3	x	10,2	-4,5	0,4	-1,1	5,7	4,5	3,3	-6,7
1994	4,5	8,6	x	-4,1	8,7	5,2	6,2	-3,4	-0,7	1,5	5,4
1995	3,8	4,1	x	-0,3	4,6	4,9	4,8	0,8	-1,1	0,8	1,1
1996	0,7	2,1	x	-1,4	2,1	5,0	4,2	3,0	-4,4	5,6	7,1
1997	3,9	4,1	x	-0,2	4,7	7,7	6,9	3,6	-3,8	3,8	4,0
1998 ^p	-1,6	10,2	x	-11,8	9,7	6,0	7,0	-4,2	-7,5	-4,5	6,9
1999 ^p	-3,0	-7,2	x	4,2	-7,2	4,7	1,4	12,0	-7,8	3,8	-0,7
2000 ^p	6,2	1,6	x	4,6	2,4	4,5	3,9	2,9	1,7	6,1	1,5

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 6a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Industrie de la fabrication										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	67,8	100,7	81,7	67,4	89,0	73,0	82,6	74,0	93,4	49,6	73,7
1982	61,6	90,7	79,2	67,9	81,3	72,7	77,6	81,0	85,2	56,2	82,8
1983	64,6	89,5	84,2	72,1	80,8	70,4	76,5	79,5	92,1	60,2	83,4
1984	71,9	91,9	91,9	78,3	83,4	70,1	78,0	77,1	102,8	63,6	81,3
1985	75,9	94,6	93,9	80,4	86,4	72,5	80,8	77,4	105,1	66,3	82,6
1986	75,9	98,3	89,9	77,3	90,0	75,6	84,1	77,7	100,6	67,2	87,1
1987	78,9	102,0	89,6	77,4	93,9	78,6	87,7	77,9	100,6	68,8	89,0
1988	85,0	107,8	91,2	79,1	99,9	83,0	93,0	77,8	102,8	71,4	90,5
1989	87,2	106,9	91,5	81,6	99,9	87,5	95,0	82,7	99,7	76,1	93,3
1990	83,0	100,9	89,4	82,3	95,2	88,7	92,7	88,5	93,6	80,8	98,3
1991	77,6	92,4	88,1	83,9	88,1	88,4	88,0	95,7	87,8	86,8	103,4
1992	78,3	88,9	91,2	87,9	85,6	86,7	85,8	97,3	90,4	91,5	103,9
1993	82,9	89,0	96,2	93,0	86,7	85,3	86,0	95,7	97,2	93,3	100,1
1994	89,4	91,6	100,5	97,5	89,7	87,7	88,9	95,7	101,9	94,8	97,2
1995	93,7	94,6	101,5	99,0	93,3	91,2	92,4	96,2	102,9	97,0	97,9
1996	93,7	96,9	98,3	96,5	96,0	94,2	95,2	97,0	99,5	97,9	101,3
1997	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	104,1	104,5	99,2	99,6	104,7	105,1	104,9	100,7	98,9	100,7	101,1
1999 ^p	110,4	108,1	100,9	102,3	110,2	108,5	109,5	100,4	101,8	102,4	100,2
2000 ^p	116,5	111,7	102,8	104,5	115,0	111,6	113,5	99,9	104,5	103,8	99,5

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 6b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

Industrie de la fabrication											
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	-9,1	-9,9	-3,0	0,8	-8,6	-0,4	-6,1	9,5	-8,7	13,3	12,3
1983	4,9	-1,3	6,3	6,1	-0,6	-3,2	-1,4	-1,9	8,1	7,0	0,7
1984	11,2	2,7	9,2	8,6	3,2	-0,3	2,0	-3,0	11,6	5,7	-2,5
1985	5,6	2,9	2,1	2,7	3,6	3,4	3,5	0,4	2,2	4,2	1,5
1986	-0,1	3,8	-4,3	-3,9	4,1	4,2	4,2	0,4	-4,3	1,5	5,5
1987	4,0	3,8	-0,3	0,2	4,4	4,0	4,3	0,2	0,0	2,4	2,2
1988	7,8	5,7	1,7	2,2	6,4	5,6	6,1	-0,1	2,2	3,8	1,7
1989	2,5	-0,8	0,4	3,3	0,0	5,5	2,1	6,2	-3,0	6,5	3,1
1990	-4,8	-5,6	-2,3	0,9	-4,7	1,4	-2,4	7,0	-6,1	6,2	5,3
1991	-6,6	-8,5	-1,5	1,9	-7,5	-0,3	-5,0	8,1	-6,2	7,4	5,3
1992	1,0	-3,7	3,6	4,7	-2,9	-2,0	-2,6	1,8	3,0	5,4	0,4
1993	5,9	0,1	5,5	5,8	1,3	-1,6	0,3	-1,7	7,5	2,0	-3,6
1994	7,8	2,9	4,5	4,9	3,5	2,9	3,3	0,0	4,9	1,6	-3,0
1995	4,8	3,3	0,9	1,5	3,9	3,9	3,9	0,5	0,9	2,2	0,8
1996	0,0	2,4	-3,1	-2,4	2,9	3,3	3,1	0,9	-3,3	1,0	3,4
1997	6,7	3,1	1,7	3,6	4,2	6,2	5,0	3,0	0,5	2,2	-1,3
1998 ^p	4,1	4,5	-0,8	-0,4	4,7	5,1	4,9	0,7	-1,1	0,7	1,1
1999 ^p	6,1	3,4	1,7	2,7	5,3	3,2	4,4	-0,2	2,9	1,7	-0,9
2000 ^p	5,5	3,4	1,8	2,2	4,3	2,9	3,7	-0,5	2,7	1,3	-0,7

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 7a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Construction										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'œuvre
1981	93,8	90,8	x	106,3	84,8	81,4	83,7	94,1	115,2	60,9	59,0
1982	92,7	79,9	x	117,8	75,2	81,4	76,6	105,4	113,8	67,5	58,2
1983	91,2	78,1	x	118,4	73,8	80,4	75,2	106,4	113,3	68,2	58,4
1984	87,2	79,1	x	111,9	74,4	80,2	75,7	104,9	108,6	68,0	61,7
1985	92,1	82,3	x	113,6	77,5	80,0	78,0	100,3	115,1	71,9	64,2
1986	96,3	85,0	x	115,1	80,1	82,0	80,5	99,7	117,3	74,9	66,1
1987	101,6	95,4	x	107,3	90,0	85,2	89,0	91,2	119,3	77,8	73,1
1988	104,7	103,2	x	101,8	97,7	89,2	95,9	88,1	117,3	81,6	80,4
1989	110,5	110,4	x	100,4	104,8	93,4	102,4	86,1	118,3	84,9	84,8
1990	110,1	109,0	x	101,3	104,0	95,2	102,2	88,9	115,5	89,0	88,1
1991	100,8	96,7	x	104,2	93,1	94,9	93,4	98,6	106,2	94,2	90,4
1992	94,7	94,0	x	100,8	91,4	95,1	92,0	101,6	99,5	94,6	93,9
1993	91,6	93,1	x	98,4	91,4	95,9	92,2	103,3	95,5	93,5	95,0
1994	94,5	97,7	x	96,7	96,5	97,2	96,6	99,6	97,2	90,8	93,9
1995	91,6	94,5	x	96,9	93,7	96,9	94,2	102,6	94,5	92,4	95,3
1996	94,8	95,6	x	99,2	95,1	96,9	95,3	101,5	97,8	93,8	94,5
1997	100,0	100,0	x	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	100,0	101,3	x	98,7	101,0	103,4	101,4	102,1	96,6	105,0	106,3
1999 ^p	104,2	108,7	x	95,6	108,9	107,2	108,6	98,4	97,1	103,7	108,2
2000 ^p	107,6	114,9	x	93,3	114,1	110,9	113,6	96,2	96,9	108,2	115,5

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 7b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Construction										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	-1,2	-12,0	x	10,8	-11,3	0,0	-8,4	12,0	-1,2	10,7	-1,4
1983	-1,7	-2,2	x	0,5	-2,0	-1,2	-1,8	1,0	-0,5	1,0	0,5
1984	-4,3	1,2	x	-5,5	0,9	-0,2	0,6	-1,5	-4,1	-0,2	5,5
1985	5,6	4,1	x	1,5	4,1	-0,3	3,1	-4,4	6,0	5,7	4,1
1986	4,5	3,2	x	1,3	3,4	2,6	3,2	-0,6	1,9	4,2	2,9
1987	5,5	12,3	x	-6,8	12,4	3,8	10,5	-8,5	1,7	4,0	10,7
1988	3,0	8,1	x	-5,1	8,5	4,7	7,7	-3,4	-1,7	4,8	10,0
1989	5,6	7,0	x	-1,4	7,3	4,7	6,7	-2,3	0,8	4,1	5,5
1990	-0,4	-1,3	x	0,9	-0,7	2,0	-0,2	3,2	-2,3	4,8	3,8
1991	-8,4	-11,3	x	2,8	-10,5	-0,3	-8,6	10,9	-8,1	5,9	2,6
1992	-6,1	-2,8	x	-3,2	-1,9	0,2	-1,5	3,1	-6,3	0,4	3,9
1993	-3,3	-0,9	x	-2,3	0,1	0,8	0,2	1,7	-4,1	-1,2	1,2
1994	3,2	4,9	x	-1,8	5,5	1,3	4,8	-3,6	1,8	-2,9	-1,2
1995	-3,1	-3,3	x	0,3	-2,9	-0,3	-2,5	3,0	-2,8	1,8	1,5
1996	3,5	1,2	x	2,3	1,5	0,0	1,2	-1,1	3,4	1,5	-0,8
1997	5,5	4,7	x	0,8	5,2	3,2	4,9	-1,5	2,3	6,6	5,8
1998 ^p	0,0	1,3	x	-1,3	1,0	3,4	1,4	2,1	-3,4	5,0	6,3
1999 ^p	4,2	7,3	x	-3,1	7,7	3,7	7,1	-3,6	0,5	-1,2	1,8
2000 ^p	3,3	5,7	x	-2,4	4,9	3,5	4,6	-2,2	-0,2	4,3	6,7

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 8a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Transport et entreposage										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	57,3	85,2	77,6	67,2	76,1	66,9	73,2	80,9	86,0	59,7	87,8
1982	53,4	77,9	75,4	68,3	70,0	70,4	70,3	92,0	75,6	66,5	96,5
1983	56,7	74,7	81,2	75,4	67,7	72,0	69,3	97,9	78,7	70,8	92,9
1984	63,7	82,1	85,2	77,3	74,5	74,0	74,4	90,8	86,3	70,9	90,8
1985	67,0	85,5	86,6	78,0	78,0	74,6	76,9	87,9	89,9	73,2	92,9
1986	67,4	87,1	85,8	77,0	80,2	74,2	78,1	85,7	90,9	74,2	95,4
1987	71,8	86,7	91,9	82,5	80,2	73,2	77,7	85,0	98,1	76,8	92,3
1988	77,4	88,5	96,8	87,2	82,5	74,7	79,7	85,0	103,8	80,4	91,3
1989	77,4	92,9	92,5	82,9	87,1	76,6	83,3	82,9	101,2	80,7	96,5
1990	77,4	90,2	93,2	85,3	85,4	77,6	82,6	86,5	99,8	85,9	99,3
1991	70,0	86,3	85,5	80,7	82,3	80,2	81,5	93,0	86,9	90,8	111,2
1992	74,4	85,4	89,9	86,6	82,3	82,9	82,4	97,1	89,4	94,1	107,4
1993	78,8	89,8	90,2	87,4	87,6	86,2	87,0	96,0	91,2	91,9	103,9
1994	87,5	94,7	95,7	92,3	92,7	88,8	91,3	93,7	98,5	93,4	100,4
1995	91,1	96,6	96,6	94,2	95,7	91,4	94,2	94,5	99,6	97,6	103,1
1996	95,0	97,8	98,8	97,1	97,3	94,1	96,2	96,1	101,0	95,2	98,1
1997	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	103,2	103,9	98,8	99,3	103,7	105,5	104,4	101,6	97,7	100,6	101,4
1999 ^p	108,8	109,8	98,7	99,0	109,4	111,3	110,1	101,4	97,6	102,8	103,9
2000 ^p	114,6	112,3	100,2	102,1	113,2	116,7	114,5	104,0	98,1	106,7	104,7

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 8b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Transport et entreposage										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	-6,9	-8,6	-2,9	1,7	-8,0	5,2	-4,0	13,7	-12,0	11,5	9,9
1983	6,3	-4,1	7,7	10,4	-3,3	2,3	-1,5	6,4	4,0	6,4	-3,7
1984	12,4	9,9	4,9	2,5	10,1	2,7	7,5	-7,2	9,7	0,1	-2,3
1985	5,1	4,1	1,7	0,9	4,7	0,9	3,4	-3,2	4,1	3,3	2,3
1986	0,6	1,9	-1,0	-1,3	2,8	-0,6	1,6	-2,5	1,2	1,4	2,7
1987	6,5	-0,5	7,1	7,1	0,0	-1,4	-0,5	-0,8	7,9	3,5	-3,2
1988	7,9	2,1	5,3	5,8	2,8	2,0	2,5	0,0	5,8	4,6	-1,1
1989	0,0	5,0	-4,5	-5,0	5,6	2,5	4,5	-2,5	-2,5	0,5	5,7
1990	0,0	-3,0	0,8	3,0	-2,0	1,4	-0,8	4,4	-1,4	6,3	2,9
1991	-9,6	-4,2	-8,3	-5,4	-3,6	3,3	-1,3	7,6	-12,9	5,7	12,0
1992	6,3	-1,1	5,2	7,3	-0,1	3,4	1,0	4,4	2,9	3,7	-3,4
1993	5,9	5,1	0,3	0,8	6,4	4,0	5,6	-1,2	2,0	-2,4	-3,2
1994	11,1	5,4	6,1	5,7	5,9	3,0	4,9	-2,4	8,0	1,6	-3,3
1995	4,1	2,1	0,9	2,0	3,3	3,0	3,2	0,9	1,1	4,5	2,7
1996	4,3	1,2	2,2	3,1	1,7	2,9	2,1	1,7	1,4	-2,4	-4,8
1997	5,2	2,2	1,2	3,0	2,7	6,3	4,0	4,0	-1,0	5,0	1,9
1998 ^p	3,2	3,9	-1,2	-0,7	3,7	5,5	4,4	1,6	-2,3	0,6	1,4
1999 ^p	5,4	5,7	-0,1	-0,3	5,5	5,5	5,5	-0,2	-0,1	2,2	2,5
2000 ^p	5,4	2,3	1,4	3,1	3,5	4,8	4,0	2,5	0,6	3,8	0,8

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 9a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Communications et autres services publics										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	61,5	79,7	93,7	77,1	70,5	63,2	65,9	79,3	98,4	57,2	74,2
1982	61,4	81,3	88,9	75,4	72,9	66,9	69,1	82,5	92,3	64,2	85,1
1983	64,1	81,3	90,1	78,8	73,8	69,8	71,3	86,1	92,5	68,2	86,5
1984	67,9	81,8	94,5	83,0	74,6	70,5	72,0	86,4	97,0	70,4	84,8
1985	72,1	83,5	99,0	86,3	76,6	70,9	72,9	85,1	102,4	72,9	84,4
1986	74,6	86,1	101,2	86,7	79,2	71,0	73,9	82,6	105,9	74,6	86,0
1987	77,4	87,7	102,6	88,3	81,2	72,7	75,7	82,9	107,4	76,9	87,2
1988	82,3	91,1	104,7	90,4	84,9	75,7	78,9	83,1	109,7	79,6	88,1
1989	83,8	94,7	101,0	88,6	88,7	80,1	83,2	84,8	105,3	82,0	92,6
1990	85,6	96,7	97,5	88,5	91,4	85,8	87,7	88,9	100,1	85,6	96,7
1991	89,5	97,7	97,3	91,6	93,3	91,4	92,0	93,8	98,1	92,4	100,9
1992	89,5	94,8	95,2	94,4	91,8	95,5	94,0	100,8	93,7	97,8	103,6
1993	90,1	96,4	94,1	93,4	94,6	96,5	95,7	100,2	93,4	99,5	106,5
1994	93,0	98,7	96,0	94,2	97,7	96,4	96,8	97,7	96,5	95,4	101,2
1995	96,7	101,1	98,3	95,7	100,8	97,1	98,4	96,1	99,7	98,0	102,4
1996	99,0	100,4	100,3	98,5	100,3	97,7	98,6	97,3	101,3	98,6	100,1
1997	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	103,1	102,6	100,5	100,6	102,9	102,5	102,7	99,9	100,6	99,9	99,3
1999 ^p	111,8	100,5	107,9	111,0	100,2	105,6	103,7	104,9	106,1	100,0	89,9
2000 ^p	120,4	106,0	111,7	113,6	106,4	108,9	108,1	102,5	110,9	101,8	89,6

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 9b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage											
Communications et autres services publics											
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifac- torielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémuné- ration horaire	Coût unitaire de main- d'oeuvre
1982	-0,2	2,0	-5,1	-2,2	3,4	6,0	4,9	4,0	-6,2	12,3	14,7
1983	4,5	0,0	1,4	4,5	1,3	4,3	3,1	4,3	0,2	6,2	1,6
1984	5,9	0,6	4,9	5,3	1,1	1,0	1,0	0,4	4,9	3,3	-1,9
1985	6,1	2,0	4,8	4,1	2,7	0,5	1,3	-1,5	5,5	3,5	-0,5
1986	3,6	3,1	2,2	0,4	3,4	0,2	1,3	-3,0	3,4	2,3	1,9
1987	3,7	1,9	1,4	1,9	2,5	2,3	2,4	0,4	1,4	3,2	1,3
1988	6,3	3,9	2,0	2,4	4,6	4,1	4,3	0,2	2,2	3,4	1,1
1989	1,9	3,9	-3,5	-2,0	4,6	5,9	5,4	2,1	-4,0	3,0	5,0
1990	2,1	2,2	-3,4	-0,1	3,0	7,0	5,5	4,8	-4,9	4,4	4,5
1991	4,6	1,1	-0,3	3,5	2,1	6,5	4,8	5,5	-2,0	7,9	4,3
1992	0,0	-3,0	-2,2	3,0	-1,6	4,5	2,2	7,5	-4,5	5,9	2,7
1993	0,7	1,7	-1,1	-1,0	3,0	1,1	1,8	-0,6	-0,4	1,8	2,8
1994	3,2	2,4	2,1	0,9	3,3	-0,1	1,2	-2,5	3,3	-4,2	-5,0
1995	4,0	2,4	2,4	1,6	3,2	0,7	1,6	-1,7	3,3	2,7	1,1
1996	2,3	-0,6	2,0	2,9	-0,5	0,7	0,3	1,3	1,6	0,7	-2,2
1997	1,0	-0,4	-0,3	1,5	-0,3	2,3	1,4	2,7	-1,3	1,4	-0,1
1998 ^p	3,1	2,6	0,5	0,6	2,9	2,5	2,7	-0,1	0,6	-0,1	-0,7
1999 ^p	8,4	-2,0	7,4	10,4	-2,6	3,0	1,0	5,0	5,4	0,1	-9,5
2000 ^p	7,7	5,4	3,5	2,3	6,2	3,1	4,2	-2,3	4,6	1,8	-0,3

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 10a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Commerce de gros										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	46,9	72,7	74,0	64,2	64,2	60,2	63,0	83,0	77,6	47,6	73,8
1982	43,4	71,4	69,1	60,6	63,9	59,2	62,6	83,0	73,3	51,5	84,7
1983	47,5	70,9	75,5	66,7	64,0	58,8	62,5	83,1	80,6	56,0	83,6
1984	51,3	73,0	79,7	70,0	66,1	59,1	64,1	81,0	86,5	59,2	84,4
1985	57,0	74,7	86,3	76,2	67,9	61,1	65,9	81,8	93,4	63,1	82,7
1986	62,6	75,9	92,0	82,5	69,4	64,5	68,1	85,2	97,2	68,8	83,4
1987	67,8	79,5	94,4	85,3	73,3	68,1	71,9	85,9	99,8	75,2	88,2
1988	75,1	82,1	100,0	91,8	76,2	72,7	75,4	88,9	103,9	83,0	90,8
1989	79,8	86,5	100,1	92,7	80,8	77,7	80,1	90,2	103,3	86,0	93,2
1990	78,0	88,8	94,0	88,1	83,8	80,9	83,1	91,5	96,8	86,8	98,8
1991	77,9	85,4	95,3	91,4	81,5	82,4	81,8	96,8	94,7	89,6	98,2
1992	80,2	83,2	99,4	96,4	80,2	81,9	80,7	98,5	98,2	92,7	96,2
1993	82,0	82,5	100,4	99,3	80,5	85,3	81,8	103,5	96,2	93,9	94,6
1994	88,6	86,0	105,1	103,1	84,2	85,3	84,5	99,2	103,9	92,7	90,1
1995	89,8	90,2	100,9	99,5	89,0	88,9	89,0	98,5	101,0	95,5	96,0
1996	93,6	94,0	100,2	99,5	93,3	93,7	93,4	99,7	99,8	96,2	96,7
1997	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	107,5	102,4	104,3	105,1	102,5	105,3	103,2	103,0	102,2	103,4	98,5
1999 ^p	119,8	109,8	109,0	109,6	109,9	111,8	110,4	101,8	107,6	104,7	95,9
2000 ^p	125,6	113,9	109,3	110,7	114,9	116,4	115,4	102,2	108,3	108,3	98,2

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 10b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Commerce de gros										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	-7,4	-1,8	-6,7	-5,6	-0,4	-1,8	-0,7	0,0	-5,6	8,2	14,7
1983	9,3	-0,7	9,3	10,0	0,2	-0,7	0,0	0,0	10,0	8,7	-1,3
1984	8,0	3,0	5,5	4,9	3,2	0,6	2,5	-2,4	7,4	5,8	0,9
1985	11,2	2,3	8,3	8,9	2,7	3,3	2,9	1,0	7,9	6,5	-2,0
1986	9,8	1,6	6,6	8,2	2,2	5,7	3,3	4,1	4,1	9,0	0,9
1987	8,2	4,7	2,6	3,5	5,6	5,5	5,6	0,8	2,7	9,4	5,8
1988	10,8	3,3	6,0	7,5	4,1	6,8	4,8	3,5	4,0	10,5	2,9
1989	6,3	5,3	0,1	1,0	6,0	6,8	6,2	1,5	-0,6	3,5	2,6
1990	-2,2	2,7	-6,0	-4,9	3,7	4,1	3,8	1,4	-6,3	1,0	6,0
1991	-0,2	-3,9	1,4	3,7	-2,8	1,9	-1,6	5,8	-2,1	3,2	-0,6
1992	3,0	-2,5	4,3	5,5	-1,5	-0,7	-1,3	1,8	3,7	3,4	-2,1
1993	2,2	-0,8	0,9	3,0	0,4	4,2	1,3	5,0	-2,0	1,4	-1,6
1994	8,0	4,2	4,7	3,8	4,5	0,0	3,3	-4,1	8,0	-1,3	-4,8
1995	1,4	4,9	-4,0	-3,5	5,8	4,2	5,4	-0,7	-2,8	3,0	6,6
1996	4,3	4,2	-0,7	0,1	4,8	5,4	5,0	1,2	-1,1	0,7	0,7
1997	6,8	6,4	-0,2	0,5	7,2	6,7	7,0	0,3	0,2	3,9	3,5
1998 ^p	7,5	2,4	4,3	5,1	2,5	5,3	3,2	3,0	2,2	3,4	-1,5
1999 ^p	11,5	7,2	4,5	4,3	7,3	6,1	7,0	-1,1	5,3	1,3	-2,6
2000 ^p	4,8	3,8	0,3	1,0	4,6	4,1	4,5	0,4	0,7	3,4	2,4

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 11a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Commerce de détail										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	67,3	80,3	95,6	83,5	73,9	55,6	70,2	69,5	122,4	56,5	67,5
1982	65,6	77,4	95,8	84,6	71,9	54,3	68,4	70,4	122,3	61,0	71,9
1983	66,4	78,6	95,1	84,2	73,5	54,4	69,6	69,5	123,4	62,3	73,7
1984	72,8	82,8	100,4	87,9	77,3	55,0	72,6	66,5	134,1	67,1	76,3
1985	78,1	87,4	102,3	89,4	81,7	57,3	76,4	65,5	138,4	69,8	78,0
1986	81,3	92,3	100,0	88,0	86,8	60,9	81,2	65,9	135,2	72,8	82,7
1987	84,5	92,3	102,1	91,4	87,3	65,1	82,7	70,5	131,2	80,0	87,4
1988	85,7	95,0	99,4	90,2	90,4	69,2	86,1	72,9	124,9	84,1	93,2
1989	86,9	95,3	99,4	91,1	90,9	72,5	87,3	76,2	120,5	88,6	97,1
1990	82,5	96,9	92,1	85,0	92,8	74,8	89,3	77,3	110,7	90,0	105,7
1991	79,1	93,0	90,3	84,9	89,9	76,4	87,4	82,0	103,9	94,9	111,5
1992	80,6	93,5	90,0	86,0	91,3	80,2	89,3	85,6	100,6	94,7	109,9
1993	83,1	93,2	91,6	89,0	91,8	85,2	90,5	91,2	97,5	96,1	107,8
1994	87,8	96,6	92,8	90,8	95,5	89,8	94,4	92,9	97,7	92,9	102,2
1995	91,4	98,1	94,9	93,0	97,1	92,5	96,2	94,3	98,7	93,2	100,1
1996	92,8	97,7	95,7	94,9	97,2	95,6	96,8	97,8	97,0	95,7	100,8
1997	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	104,8	100,5	103,4	104,3	100,2	105,7	101,4	105,2	99,1	104,7	100,5
1999 ^p	110,1	101,7	106,3	108,3	101,2	112,9	103,6	111,1	97,3	104,3	96,4
2000 ^p	116,6	103,0	109,1	113,4	103,8	120,0	107,1	116,7	97,1	108,5	95,7

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 11b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Commerce de détail										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	-2,4	-3,7	0,3	1,3	-2,8	-2,4	-2,7	1,3	0,0	7,8	6,4
1983	1,1	1,6	-0,7	-0,4	2,3	0,2	1,8	-1,3	0,9	2,1	2,6
1984	9,7	5,4	5,5	4,4	5,1	1,1	4,2	-4,3	8,6	7,7	3,4
1985	7,3	5,6	2,0	1,7	5,7	4,1	5,3	-1,5	3,2	4,0	2,3
1986	4,0	5,6	-2,3	-1,6	6,3	6,3	6,3	0,7	-2,3	4,3	6,0
1987	3,9	0,0	2,1	3,9	0,5	6,9	1,8	6,9	-3,0	9,9	5,7
1988	1,5	2,9	-2,7	-1,4	3,6	6,3	4,2	3,4	-4,9	5,2	6,6
1989	1,4	0,3	0,0	1,1	0,5	4,8	1,4	4,6	-3,5	5,3	4,2
1990	-5,1	1,7	-7,3	-6,8	2,1	3,1	2,3	1,4	-8,2	1,6	8,8
1991	-4,1	-4,0	-1,9	-0,1	-3,1	2,1	-2,2	6,1	-6,2	5,4	5,5
1992	1,8	0,6	-0,4	1,2	1,6	5,0	2,2	4,4	-3,2	-0,2	-1,4
1993	3,1	-0,3	1,7	3,5	0,6	6,2	1,4	6,6	-3,1	1,5	-1,9
1994	5,7	3,7	1,4	2,0	4,0	5,5	4,3	1,8	0,2	-3,3	-5,1
1995	4,1	1,5	2,2	2,5	1,7	3,0	1,9	1,5	1,1	0,4	-2,1
1996	1,6	-0,4	0,9	2,0	0,1	3,3	0,7	3,7	-1,7	2,7	0,7
1997	7,7	2,4	4,5	5,4	2,9	4,7	3,3	2,3	3,1	4,4	-0,8
1998 ^p	4,8	0,5	3,4	4,3	0,2	5,7	1,4	5,2	-0,9	4,7	0,5
1999 ^p	5,1	1,2	2,9	3,9	1,0	6,8	2,2	5,6	-1,8	-0,4	-4,0
2000 ^p	6,0	1,2	2,6	4,7	2,6	6,2	3,4	5,0	-0,2	4,0	-0,7

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

Tableau 12a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Finance, assurance et services immobiliers										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	x	76,3	x	x	63,8	52,0	56,9	67,8	121,3	42,4	x
1982	x	77,0	x	x	65,5	52,7	58,0	68,1	118,3	44,8	x
1983	x	79,1	x	x	68,1	55,6	60,8	69,9	115,7	45,5	x
1984	x	79,8	x	x	69,2	58,2	62,8	72,7	107,6	49,6	x
1985	x	79,5	x	x	69,6	62,0	65,3	77,7	109,0	55,2	x
1986	x	81,7	x	x	72,0	66,1	68,6	80,6	107,5	58,0	x
1987	x	85,5	x	x	76,0	72,8	74,2	85,1	101,7	63,5	x
1988	x	89,4	x	x	80,1	77,8	78,8	87,0	92,5	68,0	x
1989	x	91,5	x	x	82,7	83,7	83,2	91,5	87,1	71,7	x
1990	x	92,5	x	x	84,8	88,2	86,6	95,4	84,8	74,1	x
1991	x	93,1	x	x	86,6	90,8	88,8	97,8	84,3	78,9	x
1992	x	92,3	x	x	87,5	91,9	89,8	99,8	85,7	82,1	x
1993	x	93,3	x	x	90,3	92,1	91,2	98,9	89,3	84,6	x
1994	x	95,3	x	x	93,4	92,4	92,8	97,1	96,3	83,7	x
1995	x	94,0	x	x	92,9	95,1	94,1	101,2	96,6	86,5	x
1996	x	97,4	x	x	96,7	97,1	96,9	99,7	96,9	90,6	x
1997	x	100,0	x	x	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	x
1998 ^p	x	97,7	x	x	97,3	103,2	100,5	105,5	99,8	109,3	x
1999 ^p	x	99,8	x	x	97,7	107,8	103,1	107,9	97,8	115,3	x
2000 ^p	x	103,2	x	x	102,5	112,0	107,6	108,4	99,7	128,7	x

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 12b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

Finance, assurance et services immobiliers											
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	x	0,9	x	x	2,7	1,4	2,0	0,4	-2,5	5,6	x
1983	x	2,7	x	x	3,9	5,4	4,8	2,7	-2,2	1,7	x
1984	x	0,8	x	x	1,6	4,8	3,4	3,9	-7,0	9,0	x
1985	x	-0,3	x	x	0,6	6,6	3,9	6,9	1,3	11,3	x
1986	x	2,7	x	x	3,4	6,5	5,1	3,8	-1,3	5,1	x
1987	x	4,7	x	x	5,5	10,2	8,1	5,5	-5,5	9,4	x
1988	x	4,6	x	x	5,4	6,8	6,2	2,3	-9,0	7,1	x
1989	x	2,3	x	x	3,2	7,5	5,5	5,1	-5,8	5,5	x
1990	x	1,1	x	x	2,5	5,4	4,1	4,3	-2,6	3,4	x
1991	x	0,6	x	x	2,1	3,0	2,6	2,4	-0,7	6,4	x
1992	x	-0,8	x	x	1,0	1,2	1,1	2,0	1,8	4,0	x
1993	x	1,0	x	x	3,2	0,2	1,6	-0,9	4,1	3,1	x
1994	x	2,1	x	x	3,5	0,3	1,8	-1,8	7,9	-1,1	x
1995	x	-1,3	x	x	-0,5	2,9	1,4	4,2	0,4	3,4	x
1996	x	3,6	x	x	4,0	2,1	3,0	-1,4	0,2	4,8	x
1997	x	2,7	x	x	3,4	3,0	3,2	0,3	3,2	10,3	x
1998 ^p	x	-2,3	x	x	-2,7	3,2	0,5	5,5	-0,2	9,3	x
1999 ^p	x	2,2	x	x	0,4	4,4	2,6	2,3	-2,0	5,5	x
2000 ^p	x	3,4	x	x	4,9	3,9	4,4	0,5	1,9	11,6	x

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 13a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Services aux entreprises										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	x	48,5	x	x	40,7	13,7	33,6	27,0	433,5	50,9	x
1982	x	47,8	x	x	41,2	13,8	34,0	27,6	447,6	57,9	x
1983	x	47,1	x	x	41,5	14,6	34,6	29,5	393,7	58,5	x
1984	x	50,8	x	x	45,1	16,4	37,8	30,9	380,8	61,0	x
1985	x	54,9	x	x	49,4	18,6	41,7	32,5	347,0	64,1	x
1986	x	60,2	x	x	54,5	21,1	46,2	33,8	332,3	65,1	x
1987	x	65,0	x	x	59,2	24,7	51,0	36,8	311,3	69,4	x
1988	x	70,0	x	x	64,3	29,1	56,3	40,5	289,2	76,2	x
1989	x	74,9	x	x	69,6	33,8	61,7	44,2	256,1	81,1	x
1990	x	75,3	x	x	70,8	37,1	63,6	48,3	235,5	87,3	x
1991	x	76,2	x	x	73,0	41,7	66,5	53,7	204,0	89,2	x
1992	x	73,6	x	x	71,6	49,1	67,1	65,0	159,6	92,5	x
1993	x	76,3	x	x	75,4	52,8	71,0	67,7	155,9	93,6	x
1994	x	79,8	x	x	79,5	64,3	76,7	79,2	131,0	95,1	x
1995	x	85,1	x	x	84,8	71,6	82,4	82,9	126,0	95,8	x
1996	x	92,0	x	x	91,5	84,9	90,4	91,7	107,0	95,9	x
1997	x	100,0	x	x	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	x
1998 ^p	x	109,8	x	x	109,8	121,0	111,5	111,2	87,4	105,3	x
1999 ^p	x	121,7	x	x	120,0	147,7	124,1	123,6	75,5	107,3	x
2000 ^p	x	127,4	x	x	128,8	177,9	135,8	143,2	67,5	124,4	x

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 13b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Services aux entreprises										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	x	-1,5	x	x	1,2	0,4	1,0	1,9	3,3	13,7	x
1983	x	-1,5	x	x	0,8	5,8	1,8	7,2	-12,0	1,1	x
1984	x	7,9	x	x	8,6	12,5	9,4	4,6	-3,3	4,2	x
1985	x	8,1	x	x	9,5	13,2	10,2	5,1	-8,9	5,1	x
1986	x	9,6	x	x	10,3	13,6	10,9	4,0	-4,2	1,6	x
1987	x	8,0	x	x	8,7	16,9	10,3	8,9	-6,3	6,6	x
1988	x	7,6	x	x	8,7	17,6	10,3	9,9	-7,1	9,7	x
1989	x	7,1	x	x	8,1	16,4	9,6	9,3	-11,5	6,4	x
1990	x	0,5	x	x	1,8	9,8	3,1	9,2	-8,0	7,6	x
1991	x	1,1	x	x	3,1	12,3	4,5	11,1	-13,4	2,3	x
1992	x	-3,4	x	x	-1,9	17,8	1,0	21,1	-21,7	3,6	x
1993	x	3,6	x	x	5,4	7,6	5,7	4,0	-2,3	1,2	x
1994	x	4,6	x	x	5,4	21,8	8,1	17,1	-16,0	1,6	x
1995	x	6,7	x	x	6,6	11,4	7,4	4,7	-3,8	0,7	x
1996	x	8,1	x	x	7,9	18,6	9,7	10,5	-15,1	0,1	x
1997	x	8,7	x	x	9,3	17,8	10,6	9,1	-6,5	4,3	x
1998 ^p	x	9,8	x	x	9,8	21,0	11,5	11,2	-12,6	5,3	x
1999 ^p	x	10,9	x	x	9,3	22,1	11,3	11,2	-13,6	1,9	x
2000 ^p	x	4,6	x	x	7,4	20,4	9,4	15,8	-10,6	15,9	x

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 14a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Services privés d'enseignement										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	x	22,0	x	x	17,7	22,3	17,7	153,7	120,7	59,2	x
1982	x	24,7	x	x	19,5	24,0	19,5	146,2	121,3	57,4	x
1983	x	29,2	x	x	23,0	27,1	22,9	138,4	110,9	53,0	x
1984	x	29,9	x	x	23,5	32,8	23,7	164,0	92,3	54,4	x
1985	x	32,0	x	x	25,3	39,3	25,8	185,1	73,7	55,0	x
1986	x	35,9	x	x	28,6	44,3	29,2	186,1	64,0	52,9	x
1987	x	40,9	x	x	31,4	50,7	32,2	187,3	53,2	47,0	x
1988	x	39,3	x	x	31,3	59,1	32,5	225,6	44,9	52,6	x
1989	x	37,5	x	x	30,7	63,8	32,1	254,1	41,6	59,0	x
1990	x	46,1	x	x	35,7	67,8	37,1	211,4	41,0	54,1	x
1991	x	43,9	x	x	34,4	74,7	36,2	243,0	34,0	60,8	x
1992	x	42,8	x	x	34,2	78,8	36,1	262,8	33,5	65,1	x
1993	x	53,3	x	x	42,4	82,3	44,3	209,9	32,2	55,9	x
1994	x	52,6	x	x	43,6	92,6	45,8	238,7	27,3	57,4	x
1995	x	55,2	x	x	45,2	94,0	47,5	230,8	27,0	54,7	x
1996	x	84,4	x	x	83,2	99,5	85,2	121,9	69,5	103,0	x
1997	x	100,0	x	x	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	x
1998 ^p	x	119,8	x	x	119,4	100,5	115,7	80,7	119,3	94,5	x
1999 ^p	x	116,5	x	x	116,4	102,7	113,6	84,7	144,9	83,4	x
2000 ^p	x	120,6	x	x	119,5	105,3	116,6	83,8	168,9	93,9	x

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 14b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Services privés d'enseignement										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	x	12,4	x	x	10,1	7,6	9,9	-4,9	0,5	-3,0	x
1983	x	18,2	x	x	17,8	12,9	17,4	-5,3	-8,5	-7,7	x
1984	x	2,4	x	x	2,2	20,9	3,8	18,5	-16,8	2,7	x
1985	x	7,0	x	x	7,7	19,9	8,7	12,9	-20,2	1,1	x
1986	x	12,3	x	x	13,2	12,8	13,2	0,6	-13,2	-3,8	x
1987	x	13,7	x	x	9,9	14,3	10,3	0,6	-16,8	-11,1	x
1988	x	-3,7	x	x	-0,3	16,7	1,1	20,5	-15,6	11,8	x
1989	x	-4,7	x	x	-2,1	7,9	-1,3	12,6	-7,2	12,1	x
1990	x	23,0	x	x	16,4	6,2	15,4	-16,8	-1,5	-8,2	x
1991	x	-4,8	x	x	-3,6	10,2	-2,4	14,9	-17,0	12,3	x
1992	x	-2,6	x	x	-0,7	5,6	-0,2	8,1	-1,5	7,1	x
1993	x	24,6	x	x	24,2	4,4	22,6	-20,1	-3,9	-14,0	x
1994	x	-1,3	x	x	2,6	12,5	3,4	13,7	-15,3	2,6	x
1995	x	4,9	x	x	3,8	1,6	3,6	-3,3	-0,8	-4,7	x
1996	x	53,0	x	x	84,1	5,9	79,6	-47,2	156,9	88,5	x
1997	x	18,4	x	x	20,2	0,5	17,4	-18,0	43,9	-2,9	x
1998 ^p	x	19,8	x	x	19,4	0,5	15,7	-19,3	19,3	-5,5	x
1999 ^p	x	-2,7	x	x	-2,5	2,2	-1,8	5,0	21,5	-11,8	x
2000 ^p	x	3,5	x	x	2,6	2,5	2,6	-1,0	16,6	12,6	x

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 15a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Services privés de soins de santé et des services sociaux										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	x	42,6	x	x	45,6	69,5	49,7	170,2	92,3	58,4	x
1982	x	45,6	x	x	49,1	70,2	52,7	160,2	93,4	64,1	x
1983	x	47,9	x	x	50,4	71,6	54,0	155,3	94,4	69,3	x
1984	x	51,6	x	x	55,7	73,0	58,6	146,4	96,0	73,2	x
1985	x	54,3	x	x	58,8	75,2	61,6	143,1	96,1	77,7	x
1986	x	56,8	x	x	59,2	77,7	62,4	141,2	97,8	78,8	x
1987	x	62,8	x	x	65,9	80,6	68,3	131,5	96,6	78,4	x
1988	x	69,6	x	x	72,7	83,1	74,3	121,3	97,9	78,3	x
1989	x	69,8	x	x	71,0	85,8	73,4	125,1	99,8	85,2	x
1990	x	73,5	x	x	75,4	88,3	77,5	121,9	100,6	90,3	x
1991	x	78,9	x	x	79,6	88,6	80,9	113,4	104,0	91,0	x
1992	x	82,2	x	x	82,1	89,7	83,2	110,1	105,6	94,2	x
1993	x	88,9	x	x	91,4	89,2	90,7	100,6	104,1	92,5	x
1994	x	90,2	x	x	90,8	92,1	90,7	102,2	102,3	94,3	x
1995	x	90,9	x	x	86,8	94,7	87,9	104,4	99,5	95,2	x
1996	x	93,4	x	x	90,3	96,2	91,1	103,2	97,8	97,7	x
1997	x	100,0	x	x	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	x
1998 ^p	x	96,9	x	x	101,8	102,2	101,8	105,3	100,0	109,8	x
1999 ^p	x	108,6	x	x	113,5	104,8	112,3	95,3	99,1	100,4	x
2000 ^p	x	112,8	x	x	116,9	107,4	115,5	93,9	98,7	108,9	x

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 15b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Services privés de soins de santé et des services sociaux										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	x	7,0	x	x	7,6	1,0	5,9	-5,9	1,1	9,7	x
1983	x	4,9	x	x	2,8	1,9	2,6	-3,0	1,1	8,2	x
1984	x	7,8	x	x	10,5	2,0	8,5	-5,8	1,7	5,6	x
1985	x	5,2	x	x	5,6	3,0	5,1	-2,2	0,1	6,3	x
1986	x	4,7	x	x	0,7	3,3	1,2	-1,3	1,7	1,4	x
1987	x	10,6	x	x	11,2	3,8	9,5	-6,9	-1,1	-0,5	x
1988	x	10,8	x	x	10,5	3,1	8,8	-7,7	1,3	-0,2	x
1989	x	0,2	x	x	-2,4	3,3	-1,2	3,1	1,9	8,8	x
1990	x	5,4	x	x	6,2	2,8	5,5	-2,5	0,8	6,0	x
1991	x	7,4	x	x	5,5	0,4	4,4	-7,0	3,4	0,8	x
1992	x	4,1	x	x	3,2	1,2	2,8	-2,9	1,6	3,5	x
1993	x	8,1	x	x	11,3	-0,6	9,0	-8,6	-1,4	-1,8	x
1994	x	1,5	x	x	-0,7	3,2	0,0	1,7	-1,7	1,9	x
1995	x	0,7	x	x	-4,3	2,8	-3,1	2,1	-2,7	1,0	x
1996	x	2,7	x	x	4,0	1,6	3,6	-1,1	-1,8	2,6	x
1997	x	7,1	x	x	10,7	3,9	9,8	-3,1	2,3	2,3	x
1998 ^p	x	-3,1	x	x	1,8	2,2	1,8	5,3	0,0	9,8	x
1999 ^p	x	12,1	x	x	11,6	2,5	10,3	-9,5	-0,9	-8,6	x
2000 ^p	x	3,9	x	x	3,0	2,4	2,9	-1,4	-0,4	8,4	x

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 16a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Hébergement et restauration										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	x	81,5	x	x	77,6	57,8	72,3	71,4	167,7	53,2	x
1982	x	77,2	x	x	73,8	57,9	69,7	75,3	153,7	58,8	x
1983	x	80,1	x	x	76,6	58,8	71,9	73,6	148,2	60,0	x
1984	x	79,7	x	x	76,4	61,5	72,5	77,4	145,0	64,4	x
1985	x	83,0	x	x	79,0	65,6	75,5	79,3	141,2	67,5	x
1986	x	86,4	x	x	83,3	70,4	79,9	82,0	130,9	68,7	x
1987	x	93,1	x	x	89,9	77,7	86,6	84,0	120,4	68,8	x
1988	x	93,4	x	x	90,6	86,1	89,2	92,9	111,3	75,0	x
1989	x	97,2	x	x	94,7	93,3	94,0	96,8	109,0	81,1	x
1990	x	97,5	x	x	93,9	97,5	94,3	100,9	104,9	84,2	x
1991	x	91,7	x	x	88,9	102,5	91,5	112,0	85,5	87,1	x
1992	x	91,0	x	x	89,0	102,4	91,6	112,8	86,2	91,6	x
1993	x	94,5	x	x	93,2	102,1	94,9	108,1	88,6	90,8	x
1994	x	97,3	x	x	95,3	102,7	96,8	105,6	91,3	92,1	x
1995	x	97,1	x	x	96,0	99,3	96,7	102,3	97,6	96,4	x
1996	x	98,5	x	x	97,7	98,1	97,8	99,6	99,1	96,2	x
1997	x	100,0	x	x	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	x
1998 ^p	x	107,0	x	x	105,9	101,4	105,0	94,4	105,5	100,2	x
1999 ^p	x	108,2	x	x	107,1	104,6	106,6	96,3	104,3	100,0	x
2000 ^p	x	113,1	x	x	110,6	107,5	110,0	94,6	105,1	103,5	x

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 16b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Hébergement et restauration										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	x	-5,3	x	x	-4,9	0,3	-3,7	5,6	-8,4	10,7	x
1983	x	3,8	x	x	3,8	1,6	3,3	-2,3	-3,6	2,1	x
1984	x	-0,6	x	x	-0,3	4,6	0,7	5,1	-2,2	7,3	x
1985	x	4,2	x	x	3,5	6,6	4,2	2,4	-2,6	4,8	x
1986	x	4,0	x	x	5,4	7,4	5,8	3,4	-7,3	1,7	x
1987	x	7,8	x	x	7,8	10,2	8,4	2,4	-8,1	0,2	x
1988	x	0,3	x	x	0,8	10,9	3,0	10,6	-7,5	9,0	x
1989	x	4,0	x	x	4,5	8,3	5,4	4,3	-2,1	8,0	x
1990	x	0,3	x	x	-0,9	4,5	0,3	4,2	-3,7	3,9	x
1991	x	-5,9	x	x	-5,3	5,2	-3,0	11,1	-18,5	3,5	x
1992	x	-0,8	x	x	0,2	-0,1	0,1	0,7	0,9	5,1	x
1993	x	3,9	x	x	4,7	-0,3	3,7	-4,2	2,7	-0,9	x
1994	x	2,9	x	x	2,3	0,6	1,9	-2,3	3,1	1,4	x
1995	x	-0,1	x	x	0,7	-3,3	-0,1	-3,1	6,9	4,7	x
1996	x	1,4	x	x	1,8	-1,2	1,1	-2,6	1,5	-0,2	x
1997	x	1,5	x	x	2,3	1,9	2,3	0,4	0,9	3,9	x
1998 ^p	x	7,0	x	x	5,9	1,4	5,0	-5,6	5,5	0,2	x
1999 ^p	x	1,2	x	x	1,1	3,1	1,5	2,0	-1,1	-0,2	x
2000 ^p	x	4,5	x	x	3,3	2,7	3,2	-1,7	0,8	3,5	x

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 17a. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, index 1997=100

	Autres industries de services										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1981	66,3	64,4	x	104,3	60,3	40,9	53,4	63,2	170,1	53,6	52,0
1982	64,8	62,8	x	104,6	59,1	40,6	52,6	64,2	167,6	58,8	56,9
1983	64,3	65,2	x	99,6	61,2	42,9	54,8	65,3	157,0	60,0	60,9
1984	67,2	66,3	x	102,5	62,5	46,3	56,9	69,5	151,4	64,2	63,4
1985	71,6	74,5	x	96,5	69,3	52,4	63,4	69,9	141,7	64,5	67,1
1986	75,2	74,5	x	101,4	71,0	58,7	66,9	78,4	131,6	70,0	69,3
1987	78,4	78,2	x	100,6	74,6	67,2	72,2	85,8	118,1	73,7	73,5
1988	86,7	83,4	x	104,6	80,3	75,2	78,7	90,3	116,5	79,4	76,4
1989	86,6	84,8	x	102,7	82,7	81,5	82,3	96,4	106,6	81,7	80,0
1990	86,6	86,6	x	100,5	83,6	84,8	83,9	98,3	102,2	85,9	85,9
1991	84,8	85,0	x	100,4	82,1	84,3	82,7	99,5	100,8	89,9	90,1
1992	85,4	83,6	x	102,7	81,3	86,0	82,6	103,1	99,5	93,6	91,7
1993	87,1	88,6	x	98,6	85,6	89,6	86,7	101,3	97,3	90,8	92,4
1994	90,1	92,9	x	97,2	90,8	94,2	91,7	101,6	95,6	90,9	93,8
1995	93,4	93,6	x	100,0	92,4	93,1	92,6	99,6	100,2	95,2	95,5
1996	93,7	98,9	x	94,7	97,8	95,3	97,1	96,3	98,2	94,9	100,2
1997	100,0	100,0	x	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
1998 ^p	102,9	102,5	x	100,3	103,0	104,7	103,5	102,1	98,2	107,9	107,5
1999 ^p	105,1	107,3	x	97,9	108,8	109,8	109,1	102,4	95,6	106,0	108,2
2000 ^p	107,7	107,4	x	100,1	108,6	113,9	110,2	106,1	94,3	113,9	113,6

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.

^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

Tableau 17b. Productivité et mesures connexes, 1981 à 2000, variations annuelles en pourcentage

	Autres industries de services										
	Produit intérieur brut	Heures	Productivité multifactorielle	Production par heure travaillée	Intrant travail	Intrant capital	Intrants combinés	Services du capital par heure travaillée	Production par unité du service du capital	Rémunération horaire	Coût unitaire de main-d'oeuvre
1982	-2,2	-2,5	x	0,3	-1,9	-0,7	-1,6	1,7	-1,5	9,7	9,4
1983	-0,8	3,9	x	-4,8	3,6	5,5	4,1	1,6	-6,3	2,1	7,0
1984	4,5	1,7	x	2,8	2,0	8,1	3,8	6,4	-3,6	7,0	4,1
1985	6,6	12,4	x	-5,8	11,0	13,0	11,6	0,6	-6,4	0,5	5,9
1986	5,0	-0,1	x	5,0	2,5	12,1	5,4	12,2	-7,1	8,5	3,3
1987	4,3	5,0	x	-0,8	5,1	14,5	8,0	9,5	-10,3	5,3	6,0
1988	10,6	6,7	x	3,9	7,6	11,9	8,9	5,3	-1,3	7,8	3,9
1989	-0,1	1,6	x	-1,8	3,0	8,4	4,6	6,8	-8,5	3,0	4,8
1990	-0,1	2,1	x	-2,2	1,1	4,0	2,0	1,9	-4,1	5,1	7,4
1991	-2,0	-1,9	x	-0,2	-1,7	-0,6	-1,4	1,2	-1,4	4,7	4,9
1992	0,8	-1,6	x	2,3	-1,1	2,0	-0,2	3,6	-1,3	4,1	1,7
1993	1,9	5,9	x	-4,0	5,4	4,2	5,0	-1,8	-2,2	-3,0	0,8
1994	3,4	4,8	x	-1,4	6,0	5,1	5,8	0,3	-1,7	0,1	1,5
1995	3,7	0,8	x	2,9	1,8	-1,1	0,9	-2,0	4,8	4,7	1,8
1996	0,3	5,6	x	-5,3	5,9	2,4	4,9	-3,3	-2,0	-0,3	4,9
1997	6,7	1,1	x	5,6	2,2	4,9	3,0	3,8	1,8	5,4	-0,2
1998 ^p	2,9	2,5	x	0,3	3,0	4,7	3,5	2,1	-1,8	7,9	7,5
1999 ^p	2,2	4,6	x	-2,4	5,6	4,9	5,4	0,2	-2,7	-1,7	0,6
2000 ^p	2,4	0,2	x	2,3	-0,1	3,8	1,1	3,6	-1,3	7,4	5,0

^p Le symbole p signifie que les séries sont préliminaires.^x Le symbole x signifie que les séries ont été supprimées pour des raisons de qualité.

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Glossaire

Le but de ce glossaire est de présenter l'essentiel des définitions des termes employés dans les mesures de productivité, et qui sont indispensables à la bonne compréhension de certains chapitres de cette publication. Le lecteur trouvera dans cette publication des explications supplémentaires pour bon nombre de ces termes.

Choix de la mesure de productivité. Dans le calcul de la productivité, différentes mesures de la production (et donc des facteurs de production) peuvent être utilisées : la valeur ajoutée, la production brute, la production brute diminuée des ventes intra-industrielles. Le choix de la mesure de productivité dépendra évidemment des besoins analytiques des usagers. Par exemple, la mesure fondée sur la valeur ajoutée est intéressante car, outre qu'elle permet d'établir des comparaisons internationales, elle évite, entre autres, toute double comptabilisation dans la mesure des activités des industries.

Coût unitaire de main-d'œuvre. Il représente le coût du travail par unité de production. Il est calculé comme étant le rapport de la rémunération du travail au PIB réel. Il correspond également au rapport de la rémunération par heure travaillée et de la productivité du travail. Le coût unitaire de main-d'œuvre augmente lorsque la rémunération horaire s'accroît plus rapidement que la productivité du travail. Il est fréquemment utilisé pour mesurer les pressions inflationnistes dues à la croissance des salaires.

Emplois équivalents à temps plein (EETP). Le nombre d'emplois équivalents à temps plein est le rapport du nombre d'heures travaillées pour tous les emplois à la moyenne annuelle d'heures travaillées dans les emplois à temps plein. L'utilisation de cette variable facilite surtout les comparaisons internationales avec des pays qui ne disposent pas d'un appareil statistique pour pouvoir estimer les heures travaillées pour tous les emplois.

Emplois salariés. Correspondent aux emplois occupés par des personnes dont la rémunération de base est calculée soit selon un taux horaire, soit selon un montant fixe versé pour au moins une semaine, soit sous forme de commissions, de salaire à la pièce, d'indemnités de millage, etc.

Entrées (intrants) combinées. C'est une moyenne pondérée des facteurs de production, notamment le travail et le capital. Les pondérations utilisées pour combiner le travail, le capital et parfois d'autres facteurs de production (comme l'énergie, les matières premières et les services) correspondent aux parts de coût de chacun des facteurs par rapport au revenu total du secteur.

Entreprises du secteur des biens. Elles comprennent l'agriculture, la pêche, l'industrie forestière, les activités minières, la fabrication, la construction et les services d'utilité publique.

Entreprises du secteur des services. Elles regroupent le transport et l'entreposage, les communications, le commerce de gros et le commerce de détail, la finance, les assurances et les affaires immobilières, et le groupe des services socio-culturels, commerciaux et personnels.

Facteurs de production. Ce sont des ressources économiques qui entrent dans le processus productif d'une entreprise. En général, on fait une distinction entre deux facteurs primaires (le capital et le travail) et les facteurs de production intermédiaires (énergie, matières premières). On utilise parfois l'expression « intrants » pour désigner les facteurs de production.

Heures travaillées pour tous les emplois salariés. Le nombre d'heures travaillées pour les emplois salariés est déterminé comme le produit des effectifs salariés en moyenne durant l'année par le nombre annuel moyen d'heures travaillées pour les emplois salariés.

Heures travaillées pour tous les emplois. Le nombre d'heures travaillées pour tous les emplois est obtenu en multipliant la moyenne annuelle de l'ensemble des emplois par celle des heures travaillées pour tous les emplois. Selon la définition retenue, les heures travaillées constituent le nombre total d'heures qu'une personne consacre au travail, peu importe que celles-ci soient rémunérées ou non. D'une façon générale, cela comprend les heures régulières et supplémentaires, y compris les temps de pause et de déplacement, le temps de formation sur le lieu de travail ainsi que le temps perdu en raison d'un arrêt momentané de la production lorsque les personnes impliquées demeurent en poste. En revanche, le temps perdu à cause d'une grève ou d'un lock-out, de congés annuels, de jours fériés, des congés de maladie, de maternité ou pour obligations personnelles sont des éléments qui sont exclus.

Indice-chaîne de Fisher. Il se définit comme la moyenne géométrique des indices-chaîne de Laspeyres et de Paasche. L'indice de Fisher traite de façon symétrique les deux périodes comparées. Les indices du PIB réel pour déterminer les variations de quantité aux fins de mesure de la productivité sont fondés sur des indices-chaîne de Fisher. Ces indices ont l'avantage de réduire la variation entre les valeurs enregistrées par les divers indices à base fixe.

Indice de productivité. C'est le rapport entre l'indice de la production et celui des entrées combinées; la production et les entrées combinées étant exprimés en prix constants. Le fait d'exprimer les niveaux de productivité en indices permet des comparaisons et des analyses à l'égard d'une année de base.

Indices-chaîne. Il s'agit d'indices calculés à partir de périodes consécutives pour déterminer les mouvements des prix ou de volume d'une période à l'autre. Les variations de prix et de volume entre périodes successives s'obtiennent en cumulant leurs variations à court terme, c'est-à-dire en enchaînant les indices de périodes consécutives de manière à former des indices-chaîne.

Investissement réalisé par une entreprise. C'est une dépense effectuée pour l'acquisition d'actifs dont la durée de vie est généralement supérieure à une année (par exemple, machinerie et outillage). Il s'agit d'une dépense visant à maintenir ou à améliorer son potentiel productif. Il ne faut pas confondre investissement et consommations intermédiaires qui sont transformées au cours d'un cycle de production relativement court.

Nombre annuel moyen d'heures travaillées pour tous les emplois. C'est la moyenne annuelle des heures travaillées pour toutes les catégories d'emplois.

Nombre total d'emplois. L'estimation du nombre total d'emplois distingue quatre principales catégories d'emploi, à savoir les emplois salariés, les emplois occupés auprès d'un employeur non-incorporé, les emplois à propre compte et les emplois familiaux non-rémunérés. Cette dernière catégorie se retrouve essentiellement dans les industries où l'entreprise familiale est importante (agriculture, commerce de détail notamment). Jusqu'à tout récemment, les emplois à propre compte et ceux occupés auprès d'un employeur non-incorporé étaient regroupés en une seule catégorie : emplois autonomes.

PIB au coût des facteurs. C'est une mesure du PIB qui correspond à la valeur combinée des entrées en travail et en capital que doit payer le producteur pour l'utilisation de ces facteurs de production. Cette mesure exclut les taxes indirectes et les subventions.

PIB au prix de base. C'est le PIB au coût des facteurs *plus* les taxes sur la production *moins* les subventions.

PIB réel par emploi. Une mesure alternative de la productivité du travail. On l'obtient en divisant le PIB mesuré en termes réels par le nombre total d'emplois. Comme cette définition de base de la productivité du travail ne tient pas compte de la durée du travail qui varie dans le temps et selon les individus, elle est moins précise que la mesure du PIB par heure travaillée. Cependant, cette mesure peut trouver son utilité lorsqu'on la met en relation avec le PIB réel par habitant et elle est parfois utilisée pour compléter l'analyse de la productivité.

PIB réel par habitant. Il est souvent utilisé comme mesure de l'évolution du niveau de vie d'une population. On l'obtient en divisant le PIB mesuré en dollars constants par la population totale.

Production, extrant. C'est le produit final de l'activité de production obtenu à partir de la combinaison de diverses ressources telles le travail, le capital, les matières premières, les services et l'énergie.

Productivité du travail (PIB par heure travaillée). Il s'agit du rapport de la production aux heures travaillées. La performance de l'économie mesurée par la productivité du travail doit être interprétée avec prudence, car elle reflète les variations des autres facteurs de production (le capital, par exemple) en plus de la croissance de l'efficacité des processus de production.

Productivité multifactorielle. Ce concept constitue une mesure de la croissance de la productivité qui prend en compte toutes les ressources utilisées dans l'activité de production. La croissance de la productivité multifactorielle est mesurée comme un résidu : différence entre le taux de croissance de la production et le taux de croissance des entrées combinées.

Produit intérieur brut (PIB). Il correspond à la valeur totale des biens et services produits au cours d'une période donnée à l'intérieur du pays, sans égard à la nationalité des facteurs de production.

Rapport emploi-population. Il désigne le rapport du nombre total d'emplois à l'ensemble de la population.

Rémunération totale par emploi. C'est le rapport de la rémunération totale versée pour tous les employés au nombre total d'emplois.

Rémunération totale par heure travaillée ou rémunération horaire. C'est le rapport de la rémunération totale versée pour tous les emplois au nombre d'heures travaillées.

Rémunération totale pour tous les emplois. Elle incorpore tous les paiements en espèces ou en nature versés par les producteurs canadiens aux travailleurs en compensation de services rendus. C'est l'ensemble de la masse salariale. Cela inclut les salaires, les traitements et le revenu supplémentaire des travailleurs rémunérés, ainsi qu'un revenu implicite du travail dans le cas des travailleurs autonomes.

Secteur d'activité. C'est l'ensemble des unités de production qui ont une même activité principale.

Secteur des entreprises. Les mesures de la productivité excluent toutes les activités de production non commerciales ainsi que la valeur de location des logements occupés par leur propriétaire. Des exclusions correspondantes sont également apportées à la rémunération et aux heures travaillées. En 1992, la production de ce secteur représentait environ 71 % de l'économie canadienne. Le secteur des entreprises est composé de deux grands secteurs : le secteur des biens et celui des services.

Stock de capital fixe. Il correspond au stock de machinerie, d'outillage, des structures (bâtiments et travaux d'ingénierie) ainsi que des édifices à logements locatifs.

Valeur ajoutée. C'est une mesure de la production au même titre que la production brute. Cependant, elle a l'avantage d'être une mesure de la production sans double compte. La valeur ajoutée d'une industrie est égale à sa production brute (principalement ses ventes) moins ses consommations intermédiaires en termes d'énergie, de matières premières et de services. La somme de la valeur ajoutée par toutes les industries est égale au PIB en prix courants de l'ensemble des industries. Pour établir des comparaisons de production pour différentes années, il faut éliminer l'effet de la variation des prix. Ainsi, la variation uniquement dans les quantités produites est estimée par la valeur ajoutée en termes réels, c'est-à-dire la valeur ajoutée de la période au prix d'une autre période, habituellement une année antérieure, appelée année de base, telle l'année 1992 (1992=100). On calcule la valeur ajoutée en termes réels selon une approche de double déflation, c'est-à-dire on soustrait les entrées intermédiaires réelles de la production brute réelle.

Le papier utilisé dans la présente publication répond aux exigences minimales de l'«American National Standard for Information Sciences» – «Permanence of Paper for Printed Library Materials», ANSI Z39.48 1984.

