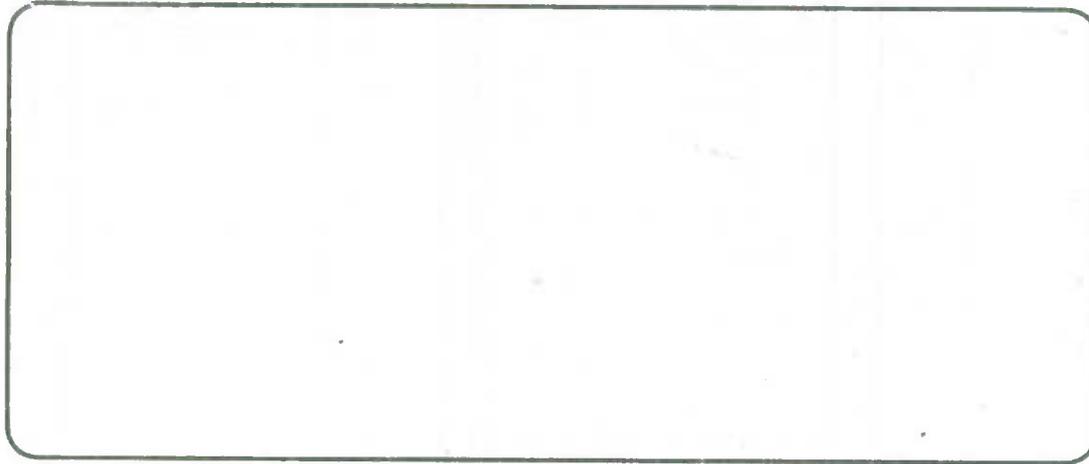


11F0019F
no 51
c.3

Direction des Méthodes analytiques



75
Ans Years of
d'excellence Excellence



**Documents
de recherche**



Statistique Canada
Statistics Canada

Canada

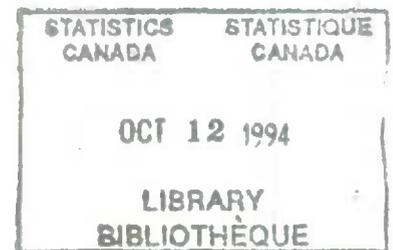
2.17023

MESURE DE LA ROBUSTESSE DES BARRIÈRES À L'ENTRÉE

par

J.R. Baldwin et M. Rafiquzzaman

N° 51



Division d'analyse des entreprises et du marché du travail
Direction des études analytiques
Statistique Canada
1993

L'analyse présentée dans cet article est la responsabilité des auteurs et ne reflète pas nécessairement la position de Statistique Canada.

Also available in English

UNIVERSITY OF TORONTO	UNIVERSITY OF TORONTO
LIBRARY	LIBRARY
100 ST. GEORGE ST.	
TORONTO, ONTARIO	
M5S 1A5	

MESURE DE LA ROBUSTESSE DES BARRIÈRES À L'ENTRÉE

par

J.R. Baldwin
M. Rafiquzzaman
Division d'analyse des entreprises et du marché du travail
Direction des études analytiques
Statistique Canada

Résumé : Des données longitudinales d'enquête par panel provenant du secteur manufacturier canadien sont utilisées pour modéliser le processus d'entrée et pour évaluer la présence de barrières à l'entrée. Dans cet article, nous examinons la robustesse de résultats antérieurs 1) en utilisant diverses méthodes d'estimation, 2) en testant différentes spécifications de modèle et 3) en faisant varier les mesures utilisées pour évaluer l'importance de l'entrée.

Mots-clés : modèles de l'entrée, populations d'entreprises, estimation binomiale négative, estimation de données de dénombrement

1. INTRODUCTION

La théorie classique des prix prévoit que dans une situation de concurrence parfaite, la rentabilité économique sera transitoire. La rentabilité économique suscite l'entrée de nouvelles entreprises. Ce processus d'entrée se poursuivra jusqu'à ce que chaque entreprise tombe à une rentabilité économique nulle. Selon ce cadre théorique, l'excédent de bénéfices est le facteur précis qui est à l'origine de l'entrée.

Les analystes de l'organisation industrielle ont modifié cette perception micro-économique classique en soulignant que l'adaptation à ce phénomène de déséquilibre n'est pas linéaire et que la voie suivie par cette adaptation influe à son tour sur le niveau de bénéfice d'industries différentes. Il a été suggéré que certains facteurs comme la publicité, la recherche et développement et la concentration font office de barrières à l'entrée et perpétuent les écarts de bénéfice entre les industries.

Depuis les travaux fructueux de Bain (1956) et de Modigliani (1958), une grande attention a été portée par les économistes à la question de l'existence de barrières à l'entrée. Les travaux empiriques portant sur l'entrée ont généralement adopté le concept du déséquilibre, c'est-à-dire que les bénéfices engendrent l'entrée de nouvelles entreprises. Les modèles les plus largement utilisés sont ceux fondés sur le "prix limite"; ces modèles supposent que les niveaux de bénéfices au-delà desquels l'entrée est favorisée varient d'une industrie à l'autre

et sont fonction des barrières à l'entrée. Les entreprises en place, dans des secteurs où les barrières sont élevées, peuvent hausser les prix sans favoriser l'entrée. Le niveau de prix au-dessus duquel il se produit une entrée est le prix limite. Les déterminants de l'entrée et leurs conséquences sur la structure et la performance du marché ont généralement été estimés, par le passé, au moyen de modèles du type de celui de Orr (Orr, 1974)¹. Le modèle du "prix limite" suppose implicitement que la présence d'un entrant (nouveau venu dans une industrie) entraîne une augmentation de la production existante. À l'opposé, la vision de l'entrée fondée sur un "remplacement stochastique" se fonde sur l'hypothèse que l'entrée est un processus dynamique qui comporte le remplacement partiel ou complet d'entreprises existantes par des entrants (Baldwin et Gorecki, 1983; Shapiro et Khemani, 1987). Cette perception axée sur le "remplacement" suppose qu'il peut se produire une entrée même lorsque le prix est égal au coût moyen à long terme et que les bénéfices de l'industrie sont nuls.

Il y a au moins deux raisons pour s'attendre à une entrée même quand les bénéfices de l'industrie sont nuls. En premier lieu, dans la mesure où il existe une hétérogénéité sur le plan des coûts à l'intérieur d'une industrie, les entreprises dont les coûts sont faibles peuvent s'attendre à faire leur entrée et à réaliser un bénéfice positif même si l'industrie affiche un bénéfice économique nul dans son ensemble. Autrement dit, certains candidats à l'entrée ayant un avantage sur le plan des coûts par rapport à des entreprises en place aux coûts élevés

accéderont à l'industrie et remplaceront les entreprises en place dont les coûts sont élevés. En deuxième lieu, un candidat à l'entrée peut accéder à l'industrie de façon rentable s'il s'attend à offrir un meilleur produit. Dans ce cas, les entrants ayant des produits de qualité élevée remplaceront les entreprises en place offrant des produits de faible qualité, même si les entrants et les entreprises en place ont des coûts identiques.

Les modèles du prix limite prétendent confirmer l'existence de barrières à l'entrée et, par conséquent, l'existence d'imperfections du marché². Dans les modèles qui combinent le phénomène du remplacement stochastique et celui du prix limite, toutefois, les barrières à l'entrée revêtent une importance beaucoup moins grande (Baldwin et Gorecki, 1987).

Comme c'est souvent le cas en économie appliquée, l'interprétation de l'importance de ces différences est rendue plus complexe par le fait que les études antérieures diffèrent non seulement dans le choix du modèle, mais aussi dans leurs méthodes de mesure de l'entrée -- unités d'observation, unités de mesure, type d'entrants et périodes.

Les études sur l'entrée diffèrent considérablement sur le plan des méthodes employées pour mesurer l'entrée. Certaines ont mesuré l'entrée en termes bruts; d'autres l'ont mesurée en valeur nette, c'est-à-dire en tenant compte de la sortie d'entreprises. Certaines ont mesuré l'entrée sous forme des nouvelles usines, tandis que d'autres prenaient comme mesure les nouvelles entreprises. Certaines ont utilisé le nombre d'entrants; d'autres ont utilisé les livraisons des entrants. Certaines ont

mesuré l'entrée sur de courtes périodes; d'autres ont mesuré l'effet cumulatif de l'entrée sur de longues périodes. Il est difficile de faire des généralisations quant aux facteurs déterminants du processus d'entrée lorsque les différentes études évaluent ce processus par des mesures si variées.

La présente communication cherche à déterminer dans quelle mesure l'importance observée des barrières à l'entrée dépend de la façon dont l'entrée est mesurée. À cette fin, on évalue jusqu'à quel point les techniques d'estimation, la spécification du modèle et les mesures modifient la conclusion selon laquelle l'entrée est entravée par certaines caractéristiques structurelles de l'industrie.

Le présent article se concentre sur une forme particulière d'entrée -- l'entrée entièrement nouvelle. Il s'agit de l'arrivée sur le marché d'une entreprise nouvelle s'accompagnant de la construction d'une usine. Afin d'évaluer la robustesse du modèle de l'entrée face à la variation des mesures, deux dimensions distinctes seront autorisées à varier -- la période visée et les unités servant à la mesure. D'une part, l'importance de l'entrée est mesurée tant à court terme qu'à long terme. D'autre part, l'entrée est mesurée selon le nombre d'entrants, les livraisons des entrants, la taille moyenne des entrants et le taux de survie des entrants.

L'article tente aussi de déterminer si l'effet estimatif des barrières à l'entrée est sensible à la méthode de régression utilisée. Les études empiriques antérieures portant sur l'entrée [sauf les cas notables des études de Chappell et coll. (1990),

Mayer et Chappell (1992) et Papke (1991)] ont employé des modèles de régression classiques de l'entrée, et le principe des moindres carrés ordinaires a constitué la méthode d'estimation des modèles. Toutefois, les données sur l'entrée sont des données de dénombrement aléatoires non négatives à valeur entière, qui ne correspondent pas aux hypothèses de régression classiques. Il est préférable d'utiliser, pour l'estimation statistique, une distribution de probabilité discrète. Par conséquent, les distributions de Poisson et binomiale négative ont été utilisées pour estimer l'entrée sous forme d'un dénombrement aléatoire non négatif. Les résultats des régressions de Poisson et binomiale négative sont comparés à ceux découlant du modèle de régression classique fondé sur les moindres carrés ordinaires.

L'article est structuré de la façon suivante. La section 2 présente une analyse des problèmes propres à la mesure de l'entrée. La section 3 décrit le modèle faisant l'objet d'une estimation et les variables explicatives utilisées. La section 4 présente à la fois des modèles traditionnels et des modèles de dénombrement relatifs à l'entrée, et examine leurs méthodes d'estimation. La section 5 présente une comparaison des résultats pour différentes périodes et différentes unités de mesure. Enfin, la section 6 énonce les conclusions de l'article.

2. MESURE DE L'ENTRÉE

L'entrée peut être définie comme la naissance d'une unité de production -- une nouvelle usine ou une nouvelle entreprise.

Dans le premier cas, une entrée est définie comme une nouvelle usine dans une industrie particulière. Dans le second cas, elle est définie comme une nouvelle entreprise avec une nouvelle unité de production -- une entrée entièrement nouvelle. L'entrée peut aussi être définie comme la naissance d'une nouvelle personne juridique. Il se peut que de nouvelles personnes juridiques soient associées à la naissance d'usines, mais il se peut aussi que des entreprises entrent dans une industrie en faisant l'acquisition d'entreprises existantes. L'entrée peut être définie par une valeur brute ou par une valeur nette. Dans le premier cas, il s'agit du nombre total d'usines (ou d'entreprises) qui entrent dans une industrie au cours d'une période donnée. Dans le second cas, c'est la variation du nombre d'usines (ou d'entreprises) observée entre deux périodes différentes.

Dans le présent article, nous utilisons une définition de l'entrée qui est implicite dans les travaux fondés sur le prix limite -- celle des entreprises entièrement nouvelles. Il s'agit d'une catégorie relativement homogène. La définition utilise les entreprises entièrement nouvelles plutôt que la somme des entreprises entièrement nouvelles et des entreprises résultant de fusions, car ces dernières n'engendrent pas, initialement du moins, d'augmentation de la production. Elle est axée sur les mesures brutes, plutôt que sur les mesures nettes qui tiennent compte non seulement de l'entrée, mais aussi de la sortie d'entreprises. Elle mesure l'entrée en termes de nouvelles entreprises qui construisent de nouvelles usines et non en termes

de nouvelles usines comme telles. Cette dernière catégorie englobe à la fois les entreprises entièrement nouvelles et les usines qui sont construites par des entreprises déjà en place. Si l'on omet de faire la distinction entre les nouvelles entreprises et l'établissement de nouvelles usines par les entreprises déjà en place, on confond l'entrée avec les décisions d'expansion des entreprises en place. Des résultats (Baldwin et Gorecki, 1983, 1987) révèlent d'importantes disparités entre les facteurs déterminants des entreprises entièrement nouvelles et de celles résultant de fusions, des entreprises entièrement nouvelles et du processus de création d'usines par les entreprises existantes, et des mesures brutes et des mesures nettes de l'entrée.

L'importance des entreprises entièrement nouvelles est mesurée dans le présent article aussi bien du point de vue de leur nombre que du point de vue de leur taille. L'intensité des forces concurrentielles liées à l'entrée dépend probablement à la fois du nombre d'entrants et de la part du marché saisie par les entrants. Si les deux mesures présentaient une colinéarité élevée, il y aurait peu de raisons de se demander si les barrières structurelles influent différemment sur l'une et l'autre.

Le pourcentage des livraisons d'un marché saisies par les entrants est égal au nombre de nouvelles entreprises multiplié par la taille moyenne des entrants, par rapport à l'ensemble des livraisons. Toutefois, des taux d'entrée élevés en termes de nombres peuvent être en corrélation négative avec la taille

moyenne relative des entrants et, par conséquent, il se peut que les taux fondés sur les dénombrements et les taux fondés sur les livraisons ne soient pas étroitement reliés. Dans ce cas, les industries comportant un nombre élevé d'entrants ne sont peut-être pas celles où les entrants se taillent une part importante des livraisons du marché. Afin de mettre à l'épreuve la robustesse des résultats, nous avons utilisé les trois mesures -- le nombre d'entrants, les livraisons des entrants et la taille moyenne des entrants -- comme variables dépendantes dans l'analyse de régression.

L'importance de l'entrée pour le processus concurrentiel et la performance du marché est également évaluée aussi bien avec des données à court terme qu'avec des données à long terme. Les estimations à court terme sont établies en fonction de deux points du temps voisins l'un de l'autre, tandis que les estimations à long terme se fondent sur deux points du temps éloignés l'un de l'autre. Généralement, les entrants sont de petite taille au moment de leur création et beaucoup d'entre eux ne survivent pas pendant de nombreuses années. De plus, le rythme auquel la performance à court terme se traduit en part de marché à long terme peut varier d'une industrie à l'autre. Par conséquent, les mesures de l'entrée en court et à long terme ont été étudiées séparément.

Les entrées à court terme et à long terme ont été estimées au niveau des codes de 4 chiffres de la Classification type des industries (CTI) pour le secteur manufacturier canadien, au moyen d'une base de données longitudinale reflétant l'évolution des

entreprises et des usines entre 1970 et 1979. Une description du fichier est donnée dans Baldwin et Gorecki (1990). L'entrée à court terme a été estimée pour chaque année entre 1970 et 1979, puis une moyenne a été calculée. L'entrée à long terme a été calculée sous forme du nombre d'entreprises existant en 1979 qui ont fait leur entrée dans l'industrie à compter de 1970. Il s'agit de la somme de toutes les entreprises ayant fait leur entrée chaque année à compter de 1970, moins les sorties d'entrants survenues au cours de cette période.

L'importance de l'entrée pour le processus concurrentiel et la performance du marché est également examinée dans cet article au moyen d'une quatrième mesure, qui évalue le degré de survie des entrants. Cette mesure est définie comme le nombre des entrées à long terme divisé par la somme du nombre d'entrées à court terme. Il s'agit de la proportion de toutes les nouvelles entreprises ayant fait leur entrée sur une période de dix ans qui existent toujours à la fin de la période; c'est une mesure directe de la survie de la population ou une mesure inverse de la disparition des entrants.

3. MODÈLES DE L'ENTRÉE

Les modèles de l'entrée les plus courants se fondent sur les travaux antérieurs de Orr (1974), qui supposent qu'une entrée se produira si les bénéfices sont supérieurs aux niveaux interdisant l'entrée. Sous l'angle adopté par Orr, le modèle s'exprime ainsi :

(1)

où E_{it} est l'entrée dans l'industrie i au temps t , P_{it} est le bénéfice que l'entrant croit pouvoir réaliser après son entrée et P^*_{it} est le niveau de bénéfice interdisant l'entrée dans l'industrie i au temps t .

Le niveau de bénéfice interdisant l'entrée, P^*_{it} , dépend d'un vecteur de barrières à l'entrée, B , et d'une variable de risque du marché, R . P^* (sans indices liés au temps et à l'industrie) peut être écrit sous la forme $P^* = h(B,R)$. Par conséquent, le modèle de l'entrée présenté en (1) peut être ainsi exprimé :

(2)

Il est supposé que E variera positivement en fonction du bénéfice attendu, P , et négativement par rapport à chaque composante de B et de R . Ce modèle fait donc l'hypothèse que le bénéfice favorise l'entrée, tandis que les barrières à l'entrée et le risque la réduisent.

Dans notre estimation, la rentabilité attendue (P_{it}) est représentée par deux variables. La première (PR) est la rentabilité moyenne que les petites entreprises peuvent

s'attendre à réaliser dans une industrie au cours de la période. Elle est représentée par la rentabilité moyenne de l'industrie mise en interaction avec l'écart entre cette moyenne et la rentabilité des petites entreprises, puisque les entrants sont généralement de petite taille et que les petites entreprises ont souvent un bénéfice moindre que celui des grandes entreprises. Puisque la moyenne n'indique rien quant à la tendance susceptible d'influer sur les attentes de bénéfices futurs, la croissance des bénéfices (GP) sur l'ensemble de la période est également incluse. L'on s'attend à ce que l'entrée soit supérieure sur les marchés dont les bénéfices sont en croissance.

Les variables représentant les barrières à l'entrée (B) sont les économies d'échelle (MES), la concentration (CON), le degré de publicité (AD) et l'ampleur de la recherche et du développement (RD). Le risque du marché (R) est représenté par la volatilité de la croissance du marché (VMG).

L'équation (2) offre une description incomplète de l'entrée, car elle ne tient pas compte des aspects stochastiques de l'entrée. Selon l'approche fondée sur le "remplacement stochastique", une part importante de l'entrée est simplement attribuable à un remplacement des entreprises existantes, et survient même si la rentabilité économique est nulle. On suppose, selon cette approche, que le degré d'entrée dû au remplacement est fonction de la taille du marché. Si l'entrée est mesurée en termes de nombre d'entreprises, la taille du marché (S) est considérée comme étant le nombre d'entreprises de l'industrie (N). Si les livraisons des entrants sont utilisées

comme variable dépendante, la taille du marché est mesurée en termes du total des livraisons de l'industrie (TVS). L'effet de la variable exprimant la taille du marché peut être mis en interaction avec les variables représentant les barrières à l'entrée, afin qu'on puisse déterminer si l'ampleur du remplacement stochastique est modifiée par les barrières à l'entrée.

L'importance de l'entrée devrait aussi dépendre de la facilité avec laquelle les entrants peuvent accéder à l'industrie et se tailler une part du marché. Cela revient à déterminer si, une fois l'entrée réalisée, les produits des nouvelles entreprises trouveront un accueil chez les consommateurs. Un marché en croissance rapide se caractérise par un élargissement de la clientèle, et donc par une plus grande probabilité que les nouvelles entreprises accroîtront leur part de marché. Une croissance positive de la demande rend l'entrée plus facile, car il est moins probable que les prix tombent après l'entrée. Les entreprises existantes ne réagiront peut-être pas négativement aux ventes additionnelles faites par les entrants si leurs propres ventes sont en croissance. Pour tenir compte de cette composante du processus stochastique, la croissance de l'industrie, G , est ajoutée à l'équation (2). Conformément à l'approche de Baldwin et Gorecki (1983, 1987), un modèle de l'entrée tenant compte à la fois de la vision du remplacement stochastique et de celle du prix limite peut être ainsi exprimé :

(3)

S, G et P sont des facteurs favorables à l'entrée, tandis que B et R tendent à l'entraver.

4. MÉTHODES D'ESTIMATION CONVENANT AUX DÉNOMBREMENTS

Beaucoup d'études empiriques de l'entrée réalisées antérieurement ont estimé une version linéaire ou log-linéaire de l'équation (3) ou une expression voisine, et se sont fondées principalement sur la méthode d'estimation des moindres carrés ordinaires (MCO). Puisque les données relatives à l'entrée sont des valeurs entières et s'écartent des hypothèses classiques de la régression, la spécification statistique de l'entrée exige le recours à une distribution de probabilité discrète. Pour répondre à cette exigence, nous définissons et estimons un modèle économétrique de l'entrée fondé d'abord sur l'hypothèse que chaque observation est tirée d'une distribution de Poisson, puis sur l'hypothèse d'un tirage d'une distribution binomiale négative. Notre méthode s'apparente à celles de Hausman, Hall et Griliches (1984), et de Cameron et Trivedi (1986), qui utilisent à la fois la régression de Poisson et la régression binomiale négative pour des dénombrements des demandes de brevets des entreprises et de la demande de soins de santé des consommateurs, respectivement. Elle est également conforme à la démarche de Chappell et coll. (1990), Mayer et Chappell (1992) et Papke (1991), qui utilisent des régressions de Poisson pour étudier le phénomène de l'entrée dans diverses industries aux États-Unis.

Le recours à la distribution discrète est préférable, a priori, aux méthodes classiques fondées sur les MCO; il en résulte également deux contributions additionnelles à l'analyse de l'entrée. En premier lieu, de nombreuses études antérieures ont employé des modèles du type de celui de Orr et ont utilisé l'entrée brute ou nette comme variable dépendante. Des versions log-linéaires de l'équation d'entrée ont été estimées. Le logarithme de l'entrée n'est toutefois défini que pour les industries qui connaissent une entrée positive; il est indéfini lorsqu'il y a absence d'entrée. Des informations pertinentes contenues dans l'ensemble de données sont perdues. L'emploi de la distribution discrète théorique pour les dénombrements entiers permet de surmonter cette difficulté.

Une autre limite de la formulation logarithmique de l'entrée vient du fait que l'estimation de paramètres selon le principe du maximum de vraisemblance, en supposant une distribution normale, est inadéquate. Quand l'entrée est une variable dépendante discrète, le terme d'erreur dans l'équation du logarithme de l'entrée ne peut suivre une distribution normale. Toutefois, lorsque l'entrée est formulée comme une distribution de Poisson ou binomiale négative, les estimations des paramètres selon le principe du maximum de vraisemblance sont directement disponibles.

Pour faciliter la notation, nous exprimons l'équation d'entrée (3) de la façon suivante :

(4)

où $X_i = (S_i, G_i, P_i, B_i, R_i)$. E_i dénote le nombre de nouveaux entrants dans l'industrie i et S_i, G_i, P_i, B_i et R_i sont les variables explicatives examinées à la section 4. Dans l'hypothèse où les données sur l'entrée sont tirées d'une distribution de Poisson, la probabilité d'obtenir un nombre d'entreprises, E_i , reflétant l'entrée dans l'industrie i est donnée par :

(5)

La moyenne et la variance de E_i sont égales à λ_i . Pour incorporer les variables exogènes X_i , qui influent sur l'entrée, y compris une constante, le paramètre λ_i est ainsi défini :

(6)

où β est un vecteur de paramètres devant être estimé. Le paramètre de Poisson λ_i est une fonction de X_i et d'un vecteur de paramètres inconnus β . Le modèle de Poisson est analogue au modèle de régression classique qui nous est familier, car en effet $E(E_i | X_i) = \Psi(X_i, \beta)$, où $\lambda_i = \Psi(X_i, \beta)$. Pour obtenir l'estimation du maximum de vraisemblance de β , β est choisi de façon à maximiser la vraisemblance logarithmique de l'échantillon de n industries :

(7)

Le modèle de régression de Poisson souffre toutefois d'une importante restriction qui en limite l'application. La moyenne et la variance conditionnelles de E_i , étant donné X_i , pour la loi de Poisson, sont égales. De nombreux ensembles de données entières ne répondent pas à cette condition. On dit qu'ils affichent une surdispersion lorsque la variance est plus élevée que la moyenne. Si les données montrent une surdispersion et que la restriction quant à l'égalité de la moyenne et de la variance est imposée, les estimations des erreurs-types de β seront exagérément faibles.

Comme le suggèrent Gourieroux, Montfort et Trognon (1984a, b), une façon d'incorporer la surdispersion dans le modèle de poisson consiste à remplacer (6) par l'équation stochastique

$$(8)$$

où ϵ_i est le terme d'erreur. Soit $z(\epsilon_i)$ la fonction de densité de probabilité de ϵ_i . La fonction de densité conjointe de E_i et de ϵ_i s'écrit alors

$$(9)$$

où $\lambda_i = \text{Exp}(x_i\beta + \epsilon_i)$. On obtient la densité marginale de E_i en intégrant (9) sur ϵ_i :

$$(10)$$

L'expression (10) définit une distribution de Poisson composite dont la forme précise dépend du choix particulier de $z(\epsilon_i)$. Si $z(\epsilon_i)$ suit une distribution gamma ou, de façon équivalente, si l'on suppose que λ_i suit une distribution gamma avec paramètres ϕ_i et v_i [$\phi_i > 0$, $v_i > 0$; ϕ_i est la moyenne et v_i est appelé indice ou paramètre de précision de la distribution gamma], il s'ensuit, comme le montrent Cameron et Trivedi (1986), que l'expression (10) se réduit à une famille de distributions binomiales négatives avec moyenne et variance

$$(11)$$

$$(12)$$

Puisque $\phi_i > 0$ et $v_i > 0$, il est clair que la variance dépasse la moyenne et qu'il y a surdispersion. En substituant $\phi_i = \text{Exp}(x_i\beta)$ et $v_i = 1/\alpha$, $\alpha > 0$ dans les expressions (11) et (12), on obtient une forme particulière de la distribution binomiale négative telle que

$$(13)$$

$$(14)$$

C'est la version que nous utiliserons dans cet article.

5. RÉSULTATS

Les résultats empiriques sont présentés en trois parties. Dans la première partie, nous utilisons une équation classique pour le nombre d'entrants, qui inclut à la fois le concept du prix limite et celui du remplacement stochastique. Les résultats de l'estimation par les MCO sont comparés à ceux des estimations

de Poisson et binomiale négative, pour montrer les améliorations que l'on obtient en utilisant la méthode d'estimation qui tient compte du fait que l'entrée est mesurée en nombres entiers. Dans la section suivante, nous examinons dans quelle mesure l'effet des barrières à l'entrée sur le nombre d'entrants est robuste selon que c'est le modèle du prix limite ou celui du remplacement stochastique qui est utilisé. La section finale présente une comparaison des effets des barrières à l'entrée sur diverses mesures de l'entrée; quatre variables dépendantes différentes sont utilisées : nombre d'entrants, livraisons des entrants, taille moyenne des entrants et taux de succès des entrants.

A) Effet de diverses méthodes d'estimation

À des fins de comparaison, la mesure de l'entrée sous forme de dénombrement a été effectuée en utilisant comme variable dépendante le nombre d'entrées entièrement nouvelles (E), selon une combinaison directe des modèles du prix limite et du remplacement stochastique. L'équation implicite sous forme linéaire tirée de l'équation de Poisson était :

La première estimation a été faite selon les MCO, tandis que la deuxième et la troisième se fondaient sur des modèles de dénombrement utilisant respectivement la régression de Poisson et la régression binomiale négative. Les deux dernières ont été établies selon les méthodes du maximum de vraisemblance. Des

données tant à long terme qu'à court terme ont été utilisées, pour voir si les résultats dépendaient de la période choisie de mesure de l'entrée.

Les trois modèles diffèrent selon les paramètres relatifs à la moyenne et à la variance conditionnelles. Dans le cas du modèle linéaire, la moyenne a comme paramètre $x\beta$ et la variance, α . Dans le cas du modèle de Poisson, la moyenne et la variance correspondent toutes deux à $\text{Exp}(x\beta)$. Pour ce qui est du modèle binomial négatif, la moyenne est égale à $\text{Exp}(x\beta)$, tandis que la variance correspond à $\text{Exp}(x\beta)[1 + \alpha \text{Exp}(x\beta)]$.

Les résultats sont présentés au tableau 1. Les niveaux de signification pour le rejet de l'hypothèse nulle selon laquelle le coefficient est zéro, et les erreurs-types des estimations, sont indiqués respectivement entre parenthèses et entre crochets. Les colonnes 1 à 3 présentent les résultats pour les données à long terme, tandis que les colonnes 4 à 6 présentent les résultats pour les données à court terme.

Tant à long terme qu'à court terme, les erreurs-types estimées en vertu des modèles de Poisson et binomial négatif sont sensiblement moins élevées que celles résultant de la méthode des MCO. Ces résultats sont conformes à ceux de Hausman, Hall et Griliches, ainsi que de Cameron et Trivedi.

Bien que les estimations ponctuelles selon le modèle de Poisson et le modèle binomial négatif soient de signes et de grandeurs analogues, les erreurs-types estimées en vertu du modèle de Poisson sont sensiblement plus faibles. Ce résultat est essentiellement la conséquence de la restriction imposée

quant à l'égalité de la moyenne et de la variance conditionnelles dans la distribution de Poisson.

Pour permettre de choisir entre la régression de Poisson et la régression binomiale négative, il faut effectuer un test de l'hypothèse nulle selon laquelle le modèle sous-jacent est un modèle de Poisson avec moyenne = variance = $\text{Exp}(x\beta)$ par opposition à l'alternative selon laquelle le modèle répond à une loi binomiale négative avec moyenne = $\text{Exp}(x\beta)$ et variance = $\text{Exp}(x\beta) [1 + \alpha \text{Exp}(X)]$. Le test de Wald et le test du rapport des vraisemblances permettent de le faire. La statistique du test de Wald confrontant la régression de Poisson à la régression binomiale négative s'établit à 8.65 et à 8.54 respectivement pour les données à long terme et les données à court terme. Les valeurs correspondantes de la statistique du test du rapport des vraisemblances se situent respectivement à 848.20 et à 15428.78. Les statistiques des deux tests sont hautement significatives. En outre, le paramètre de surdispersion, α , est significatif. Les données entraînent également le rejet de l'hypothèse d'égalité de la moyenne et de la variance, qui est la caractéristique fondamentale du modèle de Poisson. Le degré de signification du paramètre de surdispersion (α) et les résultats des deux tests incitent à rejeter fortement le modèle de Poisson en faveur du modèle binomial négatif. Nous utiliserons les résultats de la régression binomiale négative pour comparer les résultats du modèle de dénombrement aux estimations obtenues par les MCO.

La méthode des MCO produit trois variables significatives, tant à court terme qu'à long terme. Le processus d'entrée est relié positivement au nombre existant d'entreprises (N), à la croissance des livraisons (GS) et au risque, mesuré en termes de volatilité de la croissance (VMG) [tableau 1]. Les autres variables ne sont pas statistiquement significatives.

Chaque variable qui est significativement différente de zéro dans l'estimation des MCO est également significative, et de même signe, dans la régression binomiale négative. En outre, la régression binomiale négative comprend, parmi les barrières à l'entrée, deux variables ayant un coefficient significatif et négatif, tant à court terme qu'à long terme, lesquelles n'étaient pas significatives dans l'équation des MCO. Il s'agit des économies d'échelle (MES) et de la concentration (CON). La recherche et développement a un effet positif sur l'entrée tant à long terme qu'à court terme, mais cet effet n'est significatif qu'à court terme. La publicité n'est pas significative, aussi bien dans la régression des MCO que dans le modèle binomial négatif.

Les pouvoirs prédictifs du modèle des MCO et du modèle binomial négatif sont comparés aux tableaux 2 et 3. Le tableau 2 présente la valeur moyenne de l'entrée prévue et la valeur moyenne de l'entrée observée selon chacune de ces techniques d'estimation et selon le modèle utilisé pour les valeurs de l'entrée à long terme présentées au tableau 1. L'erreur-type des résidus est également présentée. Le modèle binomial négatif surestime l'entrée observée par rapport à celui des MCO, et

présente un écart-type plus élevé. Par contre, il n'offre pas de prédiction de l'entrée négative comme le fait la méthode des MCO. Le pouvoir prédictif relatif sur toute la gamme des observations est présenté au tableau 3. Pour les valeurs les plus faibles du nombre d'entrées, le modèle binomial négatif comporte un intervalle plus étroit de valeurs; pour les valeurs les plus élevées du nombre d'entrées, le modèle binomial négatif comporte un plus grand intervalle de valeurs. C'est dans la classe des nombres les plus faibles -- nombre d'entrées entre 0 et 5 -- que la méthode des MCO prévoit des valeurs négatives. Le modèle binomial négatif ne présente pas ce problème.

En conclusion, le choix de la régression binomiale négative plutôt que celle des MCO a permis de renverser des observations antérieures selon lesquelles les barrières à l'entrée sont des facteurs déterminants positifs, mais non significatifs, du processus d'entrée. Avec un tel modèle fondé sur des valeurs entières, l'effet des variables "concentration" et "économies d'échelle" présente un degré de signification sensiblement plus élevé.

B) Les modèles du prix limite et du remplacement stochastique pour des données de dénombrement

Nous avons analysé dans la section précédente l'effet de la méthode d'estimation en utilisant, comme représentation du processus d'entrée, un amalgame des modèles du prix limite et du remplacement stochastique. Dans la présente section, nous

adoptons la technique de régression binomiale négative et examinons la robustesse, face à une variation de la spécification du modèle de l'entrée, des conclusions que nous avons tirées quant à l'effet des barrières à l'entrée. Encore une fois, nous prenons comme mesure le nombre d'entrées entièrement nouvelles tant à court terme qu'à long terme.

Trois modèles différents ont été estimés pour les données de dénombrement à long terme et à court terme. La première équation n'utilise que les variables provenant d'un modèle simple du type de celui de Orr, c'est-à-dire : rentabilité (PR), croissance de la rentabilité (GP), croissance des ventes (GS), concentration (CON), économies d'échelle (MES), recherche et développement (RD), degré de publicité (AD) et variabilité de la demande (VMG). La deuxième formulation comporte en outre la taille de l'industrie, soit le nombre d'entreprises (N). Dans la troisième formulation, des termes d'interaction entre la taille de l'industrie et les barrières à l'entrée -- concentration (CON), degré de publicité (AD), ampleur de la recherche et développement (RD) et économies d'échelle (MES) -- sont ajoutés.

Les résultats sont présentés au tableau 4. Les colonnes 1 à 3 présentent les résultats à long terme, tandis que les colonnes 4 à 6 présentent les résultats à court terme. Les niveaux de signification d'un test bilatéral visant à rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle le coefficient est zéro sont donnés entre parenthèses. Les erreurs-types associées aux estimations sont indiquées entre crochets. Dans l'analyse qui suit, une variable

est considérée comme significative si le niveau de signification est de 5 % ou moins.

Les barrières à l'entrée dont l'effet est significatif dans le modèle simple du prix limite (colonnes 1 et 4) ont également un effet significatif dans les deux modèles incorporant le phénomène de remplacement stochastique (colonnes 2 et 3; colonnes 5 et 6). La concentration (CON) et les économies d'échelle (MES) ont un effet négatif sur l'entrée dans tous les modèles.

Toutefois, en ce qui a trait à la concentration, le coefficient diminue d'environ 50 % lorsque le modèle de remplacement stochastique (colonnes 2 et 4) est utilisé. De plus, dans la troisième variante (colonnes 3 et 5), le fait que les économies d'échelle aient un coefficient positif lorsqu'elles sont mises en interaction avec le nombre d'entreprises signifie que l'effet des économies d'échelle diminue à mesure qu'augmente le nombre d'entreprises de l'industrie. En fait, pour toutes les industries où le nombre d'entreprises (N) est supérieur à 30, les économies d'échelle n'ont pas de répercussions négatives sur l'entrée. Si l'on fait le même exercice pour la concentration, le point critique est d'environ 47 entreprises. Ces barrières jouent donc un rôle, mais pas quand le nombre d'entreprises est relativement élevé.

Il est intéressant de noter, par ailleurs, que la publicité est faiblement significative lorsqu'elle est mise en interaction avec la taille d'une industrie. Le taux de remplacement stochastique est moins élevé dans les industries ayant des ratios

publicité-ventes élevés. Ce résultat contraste sensiblement avec celui de la première colonne, où l'on n'observe aucun effet significatif de cette variable, incluse pour représenter une barrière à l'entrée influant sur le niveau limite des bénéfices des entrants.

En bref, le fait de modifier la spécification du modèle ne nous amène pas à rejeter l'observation selon laquelle il existe des barrières à l'entrée. Nous modifions toutefois notre perception de l'importance de ces barrières.

C) Autres mesures de l'importance de l'entrée

Dans chacune des deux sections précédentes, l'entrée est mesurée sous forme du nombre de nouvelles entreprises. Dans la présente section, nous nous demandons si les variables déterminantes de l'entrée demeurent les mêmes quand une autre unité de mesure est utilisée pour définir l'entrée. Quatre mesures différentes de l'entrée sont utilisées pour comparer la robustesse de nos conclusions sur l'importance des barrières à l'entrée. Dans chaque cas, on examine aussi bien l'entrée à long terme que l'entrée à court terme.

Ces mesures sont :

- (1) le nombre d'entrants entièrement nouveaux (E),
- (2) la quantité des livraisons des entrants (TVSE),
- (3) la taille moyenne des entrants (ASE), et
- (4) le ratio du nombre d'entrants à long terme sur le nombre d'entrants à court terme (RATIO).

Chaque variable dépendante est soumise à une régression par rapport au même ensemble de variables explicatives, à une exception près. La variable de normalisation pour le nombre d'entrants est le nombre d'entreprises de l'industrie (N); pour les livraisons des entrants (TVSE), c'est la valeur totale des livraisons de l'industrie (TVS); pour la taille moyenne des entrants (ASE), c'est la taille moyenne des entreprises existantes (ASF); pour le taux d'entreprises qui se maintiennent (RATIO), c'est la taille moyenne des entrants par rapport à la taille moyenne de l'industrie (RELSIZE).

Le tableau 5 présente les résultats relatifs à l'entrée à long terme, et le tableau 6, les résultats relatifs à l'entrée à court terme. Les niveaux de signification d'un test bilatéral visant à rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle le coefficient est zéro sont donnés entre parenthèses. Les erreurs-types associées aux estimations sont indiquées entre crochets. Encore ici, une variable est considérée comme significative si le niveau de signification est de 5 % ou moins.

L'estimation a été faite selon la loi binomiale négative dans le cas du nombre d'entrants, et selon les MCO dans le cas des autres variables³.

Une comparaison des équations relatives au nombre d'entrants et aux livraisons de l'industrie révèle que la première comporte un moindre pouvoir explicatif. Une régression simple des MCO visant le nombre d'entrants (non présentée ici) donne un R^2 ajusté beaucoup plus élevé que la régression des MCO visant les livraisons -- pour les résultats à long terme, .81 contre .41.

La raison est que les variables explicatives parviennent mal à décrire la taille moyenne des entrants. Le R^2 ajusté pour l'équation utilisant la taille moyenne des entrants à long terme comme variable dépendante n'était que de .32. Malgré cette différence, la plupart des coefficients significatifs des équations relatives au nombre d'entrants et aux livraisons révèlent des effets analogues. L'entrée est reliée positivement à la taille et à la croissance des livraisons, et négativement à la concentration.

Bien que ces variables aient essentiellement le même effet sur le nombre d'entrants et les livraisons, elles n'influent pas toujours de la même façon sur la taille moyenne des entrants (ASE). La croissance a un effet positif sur la taille moyenne des entrants (ASE) et le taux de succès (RATIO), mais dans aucun des deux cas la relation n'est très significative. La croissance, par conséquent, influe sur l'importance des entrants en raison de son effet sur le nombre d'entrants et non parce qu'elle facilite l'entrée d'entreprises de taille moyenne plus élevée. La croissance influe aussi positivement sur le taux de succès (RATIO), mais le coefficient n'est pas significatif.

La concentration a également un effet différent sur le nombre d'entrants et sur la taille moyenne. Une concentration plus forte se traduit par un nombre d'entrants moindre, mais elle a un effet positif, mais non significatif, sur la taille moyenne des entrants. Il y a donc moins d'entrants dans les industries concentrées, mais les entrants ont tendance à être de plus grande taille -- probablement parce que les inconvénients, sur le plan

des coûts, de l'entrée d'entreprises de petite taille sont supérieurs dans ces industries. La concentration est également associée à un effet positif significatif sur la variable *RATIO* -- le taux de succès des entrants.

Bien que les bénéfices -- qu'il s'agisse de *PR* ou de *GP* -- soient rarement significatifs, les coefficients de cette variable sont de signes différents dans l'équation visant le nombre d'entrants et dans celle visant les livraisons. Les bénéfices sont reliés positivement au nombre d'entrants, mais négativement aux livraisons. Cela s'explique par le fait que des bénéfices plus élevés permettent à un plus grand nombre d'entrants d'accéder à une industrie, mais que ces entrants sont de plus petite taille.

Enfin, il faut souligner que la variabilité d'une industrie a un effet positif significatif sur le nombre d'entrants, mais non sur la taille moyenne. Si la variabilité suscite une plus grande entrée, c'est peut-être parce que les industries fortement cycliques ont besoin d'un niveau d'entrée plus élevé à des fins d'équilibrage des bénéfices. Les industries davantage soumises à des mouvements de balancier cycliques ne connaissent pas des entrées de taille moyenne supérieure, mais elles affichent un taux de succès plus élevé, mesuré par la variable *RATIO*.

En bref, les barrières à l'entrée qui ont été si souvent mises en évidence dans la littérature se révèlent moins importantes quand l'impact sur l'entrée est mesuré autrement que par un simple compte des entrants. Il se peut qu'il y ait moins d'entrants dans les industries concentrées, mais que ces entrants

soient de taille plus grande, de sorte que la concentration n'a pas un effet aussi grand sur les livraisons des entrants que sur leur nombre. De plus, les entrants des industries concentrées ont une plus grande capacité de se maintenir en exploitation. Le nombre d'entrants qui survivent est supérieur dans les industries concentrées.

D) Autres mesures de la rentabilité et des variables représentant les barrières à l'entrée

Dans la présente section, nous examinons l'effet de l'utilisation d'autres mesures pour les variables explicatives de l'analyse de régression. Aussi bien la rentabilité que les variables représentant les barrières à l'entrée peuvent être mesurées de plus d'une façon.

Dans les trois premières sections, la rentabilité a été mesurée sous forme des livraisons moins les dépenses en matières premières et en énergie, moins les traitements et salaires, divisées par une mesure du stock de capital obtenue selon la méthode de l'inventaire permanent. Le numérateur vient du recensement des manufactures et le dénominateur, d'une enquête sur les investissements. La rentabilité d'une industrie peut aussi être déduite des états des résultats et des bilans des entreprises, sous forme du bénéfice divisé par le stock de capital. La concentration a été mesurée par la part du marché des quatre premières entreprises (CR4). La variable utilisée pour les économies d'échelle représentait l'usine de taille

minimum efficiente en termes de la part de la production attribuable aux usines situées dans la moitié supérieure de la distribution des tailles, ce qui, selon Davies (1980), est simplement une autre mesure de l'inégalité. Les caractéristiques structurelles qui sont associées aux barrières à l'entrée peuvent aussi être mesurées de diverses autres façons. Des mesures différentes de la concentration et des économies d'échelle ont été présentées dans Baldwin et Gorecki (1991).

Dans le cas des bénéfiques, aucune mesure particulière n'est intrinsèquement supérieure à une autre. D'une part, l'utilisation des marges prix-coût pour mesurer la rentabilité est imparfaite, car ces marges englobent une composante au titre du paiement des services et des impôts. D'autres inconvénients de l'utilisation des marges prix-coût ont été examinés dans Baldwin (1992). D'autre part, les taux de rendement tirés des bilans ne reflètent pas parfaitement la notion de taux de rendement interne.

La même imprécision caractérise la mesure des barrières à l'entrée attribuables à la concentration. Plusieurs mesures de la concentration ont été établies. Aucune d'elles n'est fondamentalement supérieure aux autres, car certaines dimensions de la structure du marché sont omises, quelle que soit la mesure.

Devant une telle abondance de mesures possibles, il est prématuré de tirer des conclusions sur l'importance des barrières à l'entrée avant d'avoir vérifié les résultats produits par d'autres mesures. Toutefois, il y a trop de possibilités pour qu'on puisse effectuer l'analyse en examinant une à une les

mesures disponibles. La solution adoptée ici consiste à réduire chaque groupe de variables à ses composantes principales et à utiliser ces composantes dans l'analyse de régression -- comme dans l'analyse de Baldwin et Gorecki (1991) qui s'intéressait au lien entre la mobilité et la concentration.

Les variables représentant la concentration sont celles utilisées dans Baldwin et Gorecki (1991) : herfindahl (HF), ratio de concentration des quatre premières entreprises (CR4), ratio de concentration marginal des entreprises se situant entre le cinquième et le huitième rang d'une industrie (MCR8), taille du groupe d'entreprises se situant entre le cinquième et le huitième rang divisée par la taille des quatre premières entreprises (REL84), variance de la taille des entreprises (VARSH), ratio de redondance relative (RELRED) et équivalent des nombres relatifs (RELNUM)⁴. Les composantes principales PCR1-PCR7 sont présentées au tableau 7.

Le même ensemble de variables relatives à l'échelle des activités que celles qui étaient utilisées dans Baldwin et Gorecki (1991) est employé ici. Ces variables sont les suivantes : estimation d'économie d'échelle tirée d'une fonction de production (SCALE), ratio coût-désavantage (CDR -- ratio de la productivité de la main-d'oeuvre des petites entreprises sur celle des grandes entreprises) et estimation de Lyons de l'échelle efficiente minimum (BMES -- taille à laquelle les entreprises commencent à construire deux usines plutôt qu'une seule).

Les variables mesurant la rentabilité comprennent aussi bien celles tirées des données des bilans que celles provenant des données sur les prix et les coûts du recensement des manufactures. Les mesures extraites des bilans comprennent le rendement de l'avoir des actionnaires et le rendement total du capital⁵. Plusieurs variantes de chacune ont été employées : taux de rendement moyen de l'avoir des actionnaires et du capital pour les années 1970 (PREQ7281 et PRCAP7281 respectivement), estimation du rendement de l'avoir des actionnaires et du capital d'équilibre à long terme (LPEQ et LPCAP respectivement) obtenu conformément à la démarche de Mueller (1986) d'après un processus autorégressif pour la période 1972 à 1986, et vitesse à laquelle les bénéfices, tant sous forme du rendement de l'avoir des actionnaires que sous forme du rendement du capital total, reviennent à l'équilibre (BETAEQ et BETACAP respectivement).

Trois mesures de rentabilité provenant de données du recensement relatives au bénéfice résiduel ont été utilisées. La première est la rentabilité moyenne des usines qui se maintiennent, utilisée dans la section précédente (PR). La deuxième est une mesure de la rentabilité attendue des petites usines (PRSMALL). Elle est définie comme PR fois la différence entre la rentabilité des entreprises les plus grandes et les entreprises les plus petites de l'industrie, et reflète ce à quoi les entrants peuvent s'attendre s'ils fondent leurs prévisions de bénéfices non sur l'expérience de l'entreprise existante moyenne, mais sur l'expérience des petites entreprises. La troisième

variable de rentabilité tirée du recensement est le taux de croissance de la rentabilité (PR) entre 1970 et 1979 (GP).

Les composantes principales des variables mesurant la concentration sont présentées au tableau 7 [voir aussi Baldwin et Gorecki (1991)]. Les deux premières composantes épuisent les trois quarts de la variance totale de l'échantillon.

Les composantes principales des variables mesurant la rentabilité sont présentées au tableau 8. Les différentes mesures du bénéfice ne présentent pas une colinéarité élevée. La première composante ne représente qu'environ 29 % de la variance totale de l'échantillon; la deuxième en représente 23 % et la troisième, 21 %. La première accorde un poids supérieur aux taux de rendement de l'avoir des actionnaires et du capital total pour la période 1972 à 1981 (PREQ7281 et PRCAP7281). La deuxième composante accorde un poids prépondérant aux variables du recensement mesurant le bénéfice. Elle confère un poids égal à la performance de l'entreprise moyenne (PR) et à la performance attendue des petites entreprises (PRSMALL). Elle varie à l'inverse de ces deux variables de rentabilité. Fait intéressant, la huitième composante accorde des poids prépondérants à ces deux mêmes variables, mais dans ce cas les signes sont opposés, la composante variant directement avec la rentabilité moyenne, mais à l'inverse de la rentabilité des petites entreprises. La troisième composante varie directement avec les taux de rendement moyens (PREQ7281 et PRCAP7281) et avec l'estimation du taux de rendement du capital total d'équilibre à long terme (LPCAP). La quatrième composante de la rentabilité

reflète la vitesse du processus d'adaptation, les poids les plus élevés allant à BETAEQ et à BETACAP. Elle varie à l'inverse du taux d'adaptation.

Afin de permettre l'utilisation des deux ensembles de variables mesurant le bénéfice, les données du recensement des manufactures et des Statistiques financières ont été appariées⁶. L'équation fondée sur des données de dénombrement relatives à l'entrée à long terme a alors été estimée, après remplacement de la variable "concentration" (CON) par les composantes reflétant la concentration (PCR1 à PCR7), de la variable "économies d'échelles" par les composantes reflétant l'échelle des activités (PS1 à PS3), et de la variable "bénéfice" (PR) par les composantes reflétant le bénéfice (PPROF1 à PPROF9). Comme dans les tests précédents, la technique des moindres carrés ordinaires et la régression binomiale négative ont été toutes deux utilisées.

Les composantes liées à l'échelle des activités, lorsqu'elles intervenaient seules, exerçaient un effet négatif sur l'entrée. Réunies aux composantes liées à la concentration, leur effet était toujours submergé par l'effet de ces dernières. Ce résultat n'est pas surprenant. Il a été démontré par Baldwin et Gorecki (1991) que l'échelle des activités est un important facteur déterminant de la concentration. Quand les divers aspects de la concentration sont tous introduits avec leurs composantes, il reste peu de rôle explicatif pour l'échelle des activités. Par conséquent, les variables reflétant l'échelle des

activités sont omises dans les résultats de régression présentés ici.

Les résultats sont présentés au tableau 9. La première colonne présente les variables PR et GP mesurant le bénéfice d'après le recensement, pour permettre la comparaison avec les résultats précédents. Ces estimations donnent les mêmes résultats qualitatifs que les données plus désagrégées utilisées dans les sections précédentes. Le bénéfice n'est significatif qu'au niveau de 14 %. Les barrières constituées par la concentration et l'échelle des activités sont fortement significatives dans la formulation binomiale négative.

Dans le deuxième ensemble d'estimations, à la colonne 2, les variables mesurant le bénéfice d'après le recensement (PR) sont remplacées par le rendement moyen du capital total (PRCAP7281). Le niveau de signification de la variable "bénéfice" demeure environ le même, tandis que les variables reflétant les barrières "concentration" et "échelle des activités" demeurent significatives. Par conséquent, la définition de rentabilité ne modifie pas sensiblement les résultats.

La troisième colonne présente les résultats de l'ajout de diverses composantes liées au bénéfice qui jouent un rôle dans le processus d'entrée. Les coefficients associés aux trois composantes de concentration (PCON1, PCON2, PCON3) indiquent que la concentration a des effets négatifs significatifs sur l'entrée. La première composante, qui accorde des poids négatifs élevés aux variables "quatre premières entreprises" et "herfindahl", a un coefficient positif dans la régression de

l'entrée. Ainsi, les industries où les variables "ratio de concentration des quatre premières entreprises" et "herfindahl" ont des valeurs élevées connaissent une entrée moindre. Les deux autres composantes de concentration ont un effet négatif sur l'entrée. La deuxième composante accorde un poids positif à la part des quatre premières entreprises (CR4) et à la part des entreprises se situant entre le cinquième et le huitième rang (MCR8); la cinquième composante montre des poids prépondérants pour les variables "herfindahl" et "ratio des nombres relatifs" (RELNUM). La deuxième et la cinquième composante mettent toutes deux en évidence l'importance du deuxième plus grand groupe d'entreprises -- mais de façon différente. Une présence importante de ce groupe contribue à limiter davantage l'entrée.

Bien que les variables mesurant le bénéfice qui ont été utilisées précédemment n'affichent pas un niveau élevé de signification, il y a quatre composantes -- PPROF2, PPROF3, PPROF4, PPROF8 -- qui sont en relation avec l'entrée. Les deux composantes liées au bénéfice qui se fondent sur les marges du recensement -- PPROF2 et PPROF8 -- et accordent des poids inverses à la rentabilité des petites entreprises sont de signe négatif. La deuxième est significative, tandis que la première ne l'est pas. Par conséquent, une rentabilité plus élevée des petites entreprises a un effet positif sur l'entrée. La composante de rentabilité qui varie directement avec la valeur comptable moyenne et la rentabilité à long terme estimative (PPROF3) a un effet positif sur l'entrée. La composante qui varie à l'inverse de la rapidité d'adaptation (PPROF4) a un

coefficient positif. Quand les bénéfiques reviennent à l'équilibre plus rapidement, l'entrée est moindre.

En résumé, il y a bel et bien un effet exercé par la rentabilité. Mais il semble que ce soit une combinaison de différentes dimensions qui influe le plus directement sur l'entrée. Plus précisément, c'est une combinaison de la rentabilité globale et de la perspective pour les petites entreprises de pouvoir atteindre ces bénéfiques qui contribue le plus à stimuler l'entrée.

6. CONCLUSIONS

Dans le présent article, nous avons vérifié la robustesse de l'hypothèse selon laquelle certaines caractéristiques structurelles constituent des barrières à l'entrée. Comme c'est souvent le cas dans les tests de robustesse, nous avons appris non seulement l'effet de telle ou telle variable et l'existence de tel ou tel phénomène, mais aussi les circonstances dans lesquelles l'effet s'exerce.

Lorsque nous avons utilisé une méthode d'estimation plus complexe -- régression pour des données de dénombrement -- l'effet des barrières à l'entrée était plus facilement isolé de celui d'autres variables. L'extension du modèle a permis de confirmer l'importance des barrières à l'entrée, mais a révélé que celles-ci entravaient l'entrée seulement dans les industries comptant relativement peu d'entreprises. Cet exercice a permis de confirmer que les barrières ont un effet non linéaire.

Nous avons constaté que les barrières n'exercent pas le même effet sur le nombre d'entrants que sur la taille moyenne des entrants et donc sur la part du marché qu'obtiennent les entrants. Les barrières structurelles réduisent le nombre d'entrants mais n'ont pas d'effet négatif sur la taille moyenne des entrants. Au contraire, elles seraient plutôt associées à un accroissement de la taille des entreprises au moment de l'entrée.

Enfin, ce n'est pas tant la rentabilité de l'industrie qui a un effet positif sur l'entrée. C'est le taux de rentabilité des petites entreprises qui est le facteur d'attraction. Les entreprises entièrement nouvelles, nous l'avons vu, sont généralement de petite taille. Les attentes de rentabilité s'appuient sur l'expérience de cette population de petites entreprises.

ANNEXE : Description des variables

PR	Taux de rendement brut du stock de capital, défini comme le total de la valeur ajoutée du secteur d'activité moins le total de la valeur des traitements et salaires du secteur d'activité, en 1970.
GP	Ratio (1979 par rapport à 1970) du taux pondéré des bénéfiques des plus grandes entreprises (moitié supérieure en termes d'emplois), le taux des bénéfiques étant défini comme le ratio pondéré marges/ventes.
GS	Taux de croissance entre 1970 et 1979 de la valeur totale réelle des livraisons du secteur d'activité.
CON	Indice de concentration - 4 premières entreprises
MES	Part de marché (en livraisons) de la plus petite entreprise nécessaire pour englober 50 % de l'emploi de l'industrie.
RD	Ratio entre le nombre de personnes travaillant en recherche et développement et l'ensemble des salariés.
AD	Ratio publicité-ventes.
VMG	Volatilité de la croissance du marché, définie comme l'erreur-type des résidus provenant d'une régression du logarithme des livraisons par rapport au temps.
N	Nombre existant d'entreprises dans une industrie.
TVS	Valeur de l'ensemble des livraisons de toutes les entreprises d'une industrie.
ASF	Taille moyenne de l'ensemble des entreprises d'une industrie, en livraisons.
RELSIZE	Taille moyenne des entrants par rapport à la taille moyenne de l'ensemble de l'industrie, en livraisons.

BIBLIOGRAPHIE

	LONG TERME			COURT TERME		
	MCO	POISSON	BINOMIALE NÉGATIVE	MCO	POISSON	BINOMIALE NÉGATIVE
Constante	- 4.995 (0.500) [7.380]	3.587 (0.000) [0.087]	2.848 (0.000) [0.327]	- 73.218 (0.338) [76.190]	6.508 (0.000) [0.022]	6.005 (0.000) [0.359]
N	0.294 (0.000) [0.015]	0.003 (0.000) [0.000]	0.005 (0.000) [0.043]	2.482 (0.000) [0.066]	0.001 (0.000) [0.000]	0.003 (0.000) [0.0002]
PR	1.479 (0.598) [2.795]	0.121 (0.000) [0.025]	0.094 (0.520) [0.146]	9.946 (0.744) [30.390]	0.108 (0.000) [0.008]	0.145 (0.510) [0.221]
GP	0.166 (0.911) [1.480]	-0.045 (0.023) [0.020]	-0.062 (0.372) [0.070]	- 2.598 (0.872) [16.030]	- 0.054 (0.000) [0.005]	- 0.080 (0.263) [0.072]
GS	0.883 (0.046) [0.439]	0.083 (0.000) [0.006]	0.090 (0.000) [0.022]	14.653 (0.002) [4.675]	0.081 (0.000) [0.002]	0.089 (0.000) [0.019]
CON	- 0.074 (0.427) [0.093]	-0.023 (0.000) [0.001]	-0.018 (0.000) [0.004]	- 1.280 (0.196) [0.986]	- 0.027 (0.000) [0.000]	- 0.030 (0.000) [0.004]
MES	1.466 (0.952) [24.060]	-2.971 (0.000) [0.490]	-2.038 (0.033) [0.955]	- 77.137 (0.768) [260.718]	- 5.684 (0.000) [0.174]	- 2.158 (0.014) [0.876]
RD	0.00004 (0.999) [0.074]	0.006 (0.000) [0.001]	0.005 (0.362) [0.006]	1.191 (0.141) [0.806]	0.011 (0.000) [0.000]	0.013 (0.005) [0.005]
AD	-77.680 (0.311) [76.360]	-9.904 (0.000) [1.357]	-3.080 (0.399) [3.649]	-515.700 (0.533) [824.740]	- 6.297 (0.000) [0.335]	- 0.408 (0.902) [3.298]
VMG	0.084 (0.018) [0.035]	0.003 (0.000) [0.001]	0.004 (0.012) [0.002]	1.247 (0.001) [0.382]	0.003 (0.000) [0.000]	0.003 (0.046) [0.002]
Paramètre de variance α			0.372 (0.000) [0.043]			0.487 (0.000) [0.057]
R ² ajusté	0.81			0.93		
- Log L		1016.099	591.998		8711.917	997.528

Tableau 2. STATISTIQUES DESCRIPTIVE POUR LES NOMBRES D'ENTRÉES, L'ENTRÉE PRÉVUE ET LES RÉSULTATS

	MCO				VINOMIALE NÉGATIVE			
	Moyenne	É.-t. ¹	Min ²	Max ³	Moyenne	É.-t.	Min	Max
Entrée Observée (E)	16.03	17.31	0.00	71.00	16.03	17.31	0.00	71.00
Entrée prévue (E')	16.03	15.80	-3.98	65.93	17.19	21.47	2.52	109.9
Résidus	0.00	7.07	-27.93	19.96	-1.16	10.66	-51.86	24.37

1. É.-t. = écart-type
2. Min = valeur minimum
3. Max = valeur maximum

Tableau 3. NOMBRES D'ENTRÉES OBSERVÉS ET PRÉVUS

Nombres d'entrées observés E	MCO				BINOMIALE NÉGATIVE		
	Entrée observée moyenne E'	Entrée prévue moyenne E''	Entrée prévue minimum E'' _{min}	Entrée prévue maximum E'' _{max}	Entrée prévue moyenne E'	Entrée prévue minimum E'' _{min}	Entrée prévue maximum E'' _{max}
0-5	2.26	3.26	-3.98	11.80	4.98	2.52	12.46
5-10	6.58	7.90	0.44	19.16	7.74	3.12	18.17
10-15	12.00	13.94	6.48	39.93	11.15	5.62	35.33
15-20	16.10	18.61	12.84	27.41	13.78	8.07	21.99
20-25	22.29	18.19	11.97	22.32	13.82	7.98	21.20
25-30	27.50	32.00	21.64	52.71	30.87	17.49	65.85
30-35	32.25	36.75	20.38	48.81	38.58	15.57	60.45
35-40	37.71	31.24	23.29	47.20	30.20	17.17	60.58
40+	55.87	48.16	29.35	65.93	64.05	22.58	109.90

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	4.561 (0.000) [0.292]	2.848 (0.000) [0.327]	2.498 (0.000) [0.257]	7.944 (0.000) [0.284]	6.005 (0.000) [0.359]	5.409 (0.000) [0.303]
PR	0.083 (0.534) [0.133]	0.094 (0.520) [0.146]	0.064 (0.626) [0.131]	0.031 (0.846) [0.160]	0.145 (0.510) [0.221]	0.162 (0.389) [0.188]
GP	-0.107 (0.195) [0.083]	-0.062 (0.372) [0.070]	-0.071 (0.256) [0.062]	-0.103 (0.220) [0.084]	-0.080 (0.263) [0.072]	-0.073 (0.257) [0.065]
GS	0.131 (0.000) [0.025]	0.090 (0.000) [0.022]	0.056 (0.001) [0.017]	0.108 (0.000) [0.022]	0.089 (0.000) [0.192]	0.052 (0.002) [0.016]
CON	-0.036 (0.000) [0.004]	-0.018 (0.000) [0.004]	-0.014 (0.002) [0.005]	-0.049 (0.000) [0.004]	-0.030 (0.000) [0.004]	-0.025 (0.000) [0.004]
MES	- 2.585 (0.032) [1.210]	-2.038 (0.033) [0.955]	-6.935 (0.000) [1.414]	-2.160 (0.039) [1.047]	-2.158 (0.014) [0.876]	-5.642 (0.000) [1.082]
RD	0.009 (0.185) [0.006]	0.005 (0.362) [0.006]	0.005 (0.411) [0.006]	0.016 (0.001) [0.005]	0.013 (0.005) [0.005]	0.005 (0.147) [0.004]
AD	- 6.206 (0.116) [3.952]	-3.080 (0.400) [3.649]	0.356 (0.941) [4.839]	-4.552 (0.231) [3.803]	-0.408 (0.902) [3.298]	-0.696 (0.882) [4.695]
VMG	0.002 (0.370) [0.002]	0.004 (0.012) [0.002]	0.004 (0.002) [0.001]	-0.001 (0.471) [0.002]	0.003 (0.046) [0.001]	0.004 (0.005) [0.001]
N		0.005 (0.000) [0.001]	0.004 (0.000) [0.001]		0.003 (0.000) [0.0002]	0.002 (0.002) [0.0005]
CON X N			0.00003 (0.487) [0.00005]			0.00002 (0.368) [0.00002]
AD X N			-0.076 (0.064) [0.041]			-0.015 (0.636) [0.031]
RD X N			-0.0007 (0.313) [0.0007]			0.00003 (0.967) [0.00008]
MES X N			0.231 (0.000) [0.042]			0.144 (0.000) [0.024]
Paramètre de variance α	0.565 (0.000) [0.065]	0.372 (0.000) [0.043]	0.201 (0.000) [0.026]	0.713 (0.000) [0.086]	0.487 (0.000) [0.057]	0.311 (0.000) [0.039]
- Log L	620.304	591.998	556.235	1033.470	997.528	958.751

Tableau 5.

COMPARAISON DE DIFFÉRENTES MESURES DE L'ENTRÉE : À LONG TERME

	E*	TVSE	ASE	RATIO
Constante	2.923 (0.000) [0.280]	19.207 (0.000) [4.529]	8.837 (0.132) [5.828]	0.051 (0.060) [0.027]
PR	0.125 (0.411) [0.152]	- 0.863 (0.680) [2.090]	- 2.514 (0.351) [2.686]	-0.010 (0.383) [0.012]
GP	-0.033 (0.602) [0.063]	- 2.348 (0.043) [1.152]	- 2.854 (0.057) [1.487]	-0.008 (0.246) [0.007]
GS	0.082 (0.000) [0.018]	1.024 (0.002) [0.327]	0.621 (0.138) [0.417]	0.003 (0.153) [0.002]
CON	- 0.018 (0.000) [0.004]	- 0.015 (0.015) [0.062]	0.095 (0.249) [0.082]	0.002 (0.000) [0.000]
MES	- 1.806 (0.038) [0.872]	-27.703 (0.127) [18.060]	-45.760 (0.051) [23.204]	-0.086 (0.406) [0.103]
RD	0.004 (0.377) [0.005]	0.094 (0.095) [0.056]	0.168 (0.020) [0.071]	-0.001 (0.032) [0.000]
AD	- 3.103 (0.312) [3.069]	-78.861 (0.166) [56.700]	-55.002 (0.450) [72.518]	-0.308 (0.335) [0.318]
VMG	0.003 (0.012) [0.001]	0.006 (0.828) [0.027]	0.007 (0.984) [0.034]	0.0003 (0.096) [0.000]
N	0.005 (0.000) [0.0004]			
TVS		0.000004 (0.000) [0.000]		
ASF			0.0001 (0.001) [0.000]	
RELSIZE				-0.00002 (0.195) [0.000]
R ² ajusté		0.41	0.32	0.25
F		13.35	9.32	6.92
Degrés de liberté		(9,148)	(9,148)	(9,148)

a Exclut toutes les valeurs nulles de la variable dépendante.

Tableau 6

COMPARAISON DE DIFFÉRENTES MESURES DE L'ENTRÉE : À COURT TERME

	E		TVSE		ASE
Constante (0.132)	6.005 [0.359]	(0.000)	44.698 [10.150]	(0.000)	3.818 [2.521]
PR (0.358)	0.145 [0.221]	(0.510)	-0.266 [4.661]	(0.954)	-1.078 [1.169]
GP (0.021)	-0.084 [0.072]	(0.263)	-3.687 [2.456]	(0.135)	-1.439 [0.618]
GS (0.090)	0.089 [0.019]	(0.000)	2.461 [0.719]	(0.001)	0.305 [0.179]
CON (0.278)	-0.030 [0.004]	(0.000)	-0.459 [0.014]	(0.001)	0.039 [0.036]
MES (0.030)	-2.158 [0.876]	(0.014)	-69.727 [40.150]	(0.084)	-22.089 [10.063]
RD (0.026)	0.013 [0.005]	(0.005)	0.168 [0.126]	(0.183)	0.070 [0.031]
AD (0.132)	-0.408 [3.298]	(0.902)	-256.150 [126.976]	(0.045)	-47.916 [31.675]
VMG (0.797)	0.003 [0.002]	(0.046)	0.036 [0.059]	(0.537)	0.004 [0.015]
N	0.0003 [0.0002]	(0.000)			
TVS			0.003 [0.0003]	(0.000)	
ASF (0.000)					0.151 [0.015]
R ² ajusté			0.52		0.45
F			20.98		15.70
Degrés de liberté			(9,156)		(9,156)

Tableau 7.

ANALYSE DE COMPOSANTES PRINCIPALES APPLIQUÉS
AUX VARIABLES MESURANT LA CONCENTRATION

	VECTEURS PROPRES						
	PCR1	PCR2	PCR3	PCR4	PCR5	PCR6	PCR7
CR4	-0.4304	0.4171	0.0307	-0.1200	-0.1697	0.6607	0.4001
HF	-0.4451	0.3158	-0.1259	-0.0562	0.6124	-0.4920	0.2570
MCR8	0.1521	0.4644	0.7794	-0.2081	-0.1779	-0.2723	-0.0683
REL84	0.4565	-0.0292	0.3042	0.2705	0.6542	0.3873	0.2172
RELNUM	0.1917	0.6723	-0.3570	0.2902	0.0560	0.1073	-0.5337
VARS	-0.3710	-0.0809	0.2770	0.8597	-0.1744	-0.0976	0.0091
RELRED	0.4591	0.2264	-0.2811	0.2066	-0.3210	-0.2760	0.6611
Proportion expliquée de la variabilité totale de l'échantillon	0.5426	0.2201	0.1291	0.0758	0.0267	0.0041	0.0016

Tableau 8.

ANALYSE DE COMPOSANTE PRINCIPALES APPLIQUÉE
AUX VARIABLES MESURANT LA RENTABILITÉ

	VECTEURS PROPRES								
	PPROF1	PPROF2	PPROF3	PPROF4	PPROF5	PPROF6	PPROF7	PPROF8	PPROF9
PREQ7281	0.3503	0.2270	0.4052	-0.3495	-0.1768	-0.5856	-0.0172	0.3574	-0.1929
PRCAP7281	0.4267	0.1884	0.4077	-0.1787	-0.0776	0.5197	-0.3046	-0.4459	-0.1287
LPCAP	-0.1449	0.3639	0.5005	0.3537	-0.1234	0.0595	0.2489	0.0727	0.6204
LPEQ	0.4756	-0.1157	-0.1296	0.4962	0.1618	-0.0701	-0.5660	0.3005	0.2319
BETACAP	0.4046	-0.2378	-0.2533	-0.5151	-0.0249	0.1082	0.2501	0.0448	0.6100
BETAEQ	0.5169	-0.0544	-0.0952	0.4437	-0.0768	-0.1251	0.6070	-0.2727	-0.2391
PR	0.0168	-0.5147	-0.4246	0.0291	0.1912	0.4005	0.2368	0.5072	-0.2082
PRSMALL	-0.0875	-0.5113	0.3836	-0.0078	0.3272	-0.4364	-0.1039	-0.4927	0.1808
GP	0.0854	0.4258	-0.0391	-0.1071	0.8782	0.0169	0.1564	0.0380	-0.0314
Proportion expliquée de la variabilité totale de l'échantillon	0.2876	0.2324	0.2152	0.1268	0.0840	0.0264	0.0128	0.0089	0.0060

Tableau 9. COMPARAISON DE DIFFÉRENTES MESURES DE RENTABILITÉ:
ESTIMATIONS DE LA RÉGRESSION BINOMIALE NÉGATIVE^{1,2}

	(1)	(2)	(3)
Constante	5.857 (0.000) [0.157]	5.682 (0.000) [0.197]	5.233 (0.000) [0.058]
N	0.0002 (0.000) [0.00002]	0.0002 (0.000) [0.00002]	0.0001 (0.000) [0.0002]
PR	0.157 (0.140) [0.107]		
GP	-0.002 (0.938) [0.030]	-0.087 (0.005) [0.031]	
GS	4.868 (0.000) [1.013]	5.241 (0.000) [1.127]	5.178 (0.000) [1.045]
CON	-1.612 (0.000) [0.236]	-1.201 (0.000) [0.239]	
MES	1.447 (0.070) [0.799]	1.049 (0.197) [0.814]	
RD	325.220 (0.127) [212.800]	307.400 (0.195) [237.000]	249.600 (0.313) [247.400]
AD	0.596 (0.000) [0.067]	0.753 (0.000) [0.074]	0.601 (0.000) [0.057]
VMG	-0.020 (0.983) [0.890]	-0.693 (0.440) [0.898]	
PRCAP7281		1.415 (0.171) [1.035]	
PCON1			0.167 (0.000) [0.152]
PCON2			-0.519 (0.000) [0.037]
PCON3			-0.156 (0.004) [0.054]
PPROF2			-0.026 (0.288) [0.025]
PPROF3			0.044 (0.068) [0.024]
PPROF4			0.085 (0.000) [0.021]
PPROF8			-0.176 (0.034) [0.083]
Paramètre de variance α	0.102 (0.000) [0.004]	0.112 (0.000) [0.004]	0.078 (0.000) [0.003]
-Log L	716.360	712.447	699.405

1. Les niveaux de signification d'un test bilatéral visant à rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients sont nuls sont donnés entre parenthèses.
2. Les erreurs-types associées aux estimations sont indiquées entre crochets.

NOTES

1. Voir Geroski et Schwalbach (1991) pour une revue des résultats de l'application de ce modèle à différents pays.
2. Voir Cable et Schwalbach (1991) pour une revue des résultats de modèles du type de celui de Orr.
3. La régression binomiale négative a également été utilisée pour les livraisons, et une transformation logistique de la taille relative et du taux de succès de la population a aussi été employée; dans tous les cas, les mêmes résultats qualitatifs ont été obtenus.
4. Ces variables sont définies dans Baldwin et Gorecki (1991a, b).
5. Voir Baldwin (1992) pour une définition de ces variables.
6. Voir Baldwin (1992) pour une analyse des définitions des taux de rendement tirés des bilans.

**DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE**

N°

1. *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique, Lars Osberg*
2. *Chômage et formation, Garnett Picot*
3. *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie, Michael Wolfson*
4. *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence, Garnett Picot*
5. *Perte d'un emploi et adaptation au marché du travail dans l'économie canadienne, Garnett Picot et Ted Wannell*
6. *Système de statistiques relatives à la santé: proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé, Michael C. Wolfson*
7. *Projet-pilote de raccordement micro-macro pour le secteur des ménages au Canada, Hans J. Adler et Michael C. Wolfson*
8. *Notes sur les groupements de société et l'impôt sur le revenu au Canada, Michael C. Wolfson*
9. *L'expansion de la classe moyenne: données canadiennes sur le débat sur la déqualification, John Myles*
10. *La montée des conglomérats, Jorge Niosi*
11. *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien: 1971 et 1976, K.E. Hamilton*
12. *Taux nets et bruts de concentration des terres, Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft*
13. *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981): une méthode d'analyse de la transition épidémiologique, Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski*
14. *Distribution de la fréquence d'occurrence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement, Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin*

15. *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Québec, Réjean Lachapelle*
16. *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménage agricoles, Ray D. Bollman et Pamela Smith*
17. *Les salaires et les emplois au cours des années 1980: éolutin des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne, J. Myles, G. Picot et T. Wannell*
18. *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur, Ray D. Bollman*
19. *Répartitions des risques de mortalité: une analyse de tables de mortalité, Geoff Rowe*
20. *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures: vérification automatisée à l'aide des données sur les produits, John S. Crysdale*
21. *Consommation, revenus et retraite, A.L. Robb et J.B. Burbridge*
22. *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*
23. *La Dynamique des marchés concurrentiels, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*
 - A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
 - B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
 - C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada: méthodologie*
 - D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité: rôle de la rotation des entreprises et des usines*
 - E. *Les fusions et le processur concurrentiel*
 - F. *À venir*
 - G. *Lews statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
 - H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*
24. *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données, Richard Johnson et Jane F. Gentleman*
25. *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada: mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*
26. *L'écart persistant: étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires, Ted Wannell*

27. *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées, Douglas F. Trant*
28. *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne: 1967-1986, Garnett Picot, John Myles, et Ted Wannell*
29. *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctionnaires, Garnett Picot et Ted Wannell*
30. *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans, Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak*
31. *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix: la stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada, Theodore M. Horbulyk*
32. *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées, Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak*
33. *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger, Paul K. Gorecki*
34. *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé, Michael C. Wolfson*
35. *Emploi et taille des entreprises au Canada: les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?, René Morissette*
36. *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien, John R. Baldwin et Paul K. Gorecki*
37. *Efficiencie des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication, John R. Baldwin*
38. *Le vieillissement de la génération du baby boom: effets sur le secteur public du Canada, Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson*
39. *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs: données canadiennes récentes, Ted Wannell*
40. *Les petites collectivités du Canada atlantique: structure industrielle et caractéristiques du marché du travail au début des années 80, Garnett Picot et John Heath*
41. *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural, Brian B. Murphy*
42. *Les multinationales étrangères et les fusions au Canada, John Baldwin et Richard Caves*



43. *Recours répétés à l'assurance-chômage, Miles Corak*
44. *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines, Michael C. Wolfson*
45. *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population: une approche fondée sur la microsimulation, Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton*
46. *Revenue de carrière et décès: une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada, Michael C. Wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak*
47. *La modélisation des profils d'emploi des canadiens au cours de leur existence, Miles Corak*
48. *La dynamique du mouvement des entreprises et le processus concurrentiel, John Baldwin*
49. *Élaboration de données-panel longitudinales à partir de registres des entreprises: Observations du Canada, John Baldwin, Richard Dupuy et William Penner*
50. *Le calcul de l'espérance de vie ajustée sur la santé pour une province canadienne à l'aide d'une fonction d'utilité multiattribut: Un premier essai, J.-M. Berthelot, R. Roberge et M. C. Wolfson*
51. *Mesure de la robustesse des barrières à l'entrée, J. R. Baldwin et M. Rafiquzzaman*
52. *Les multinationales au Canada : Caractéristiques et facteurs déterminants, Paul K. Gorecki*
53. *La persistance du chômage : Dans quelle mesure l'attribuer aux prestations d'assurance-chômage de prolongation fondée sur le taux de chômage régional, Miles Corak et Stephen Jones*
54. *Variations cycliques de la durée des périodes de chômage, Miles Corak*

Pour de plus amples renseignements, s'adresser au Président, Comité d'études des publications, Direction des études analytiques, Édifice, R.H. Coats, 24ième étage, Statistique Canada, Parc Tunney, Ottawa, Ontario, K1A 0T6, (613) 951-8213.