



Munich Personal RePEc Archive

Checking the conditions of efficient production in Bell Canada

Mirucki, Jean

UQAM

April 1980

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/30147/>

MPRA Paper No. 30147, posted 09 Apr 2011 13:26 UTC

**VERIFICATION DES CONDITIONS D'EFFICACITE
DANS LA PRODUCTION CHEZ BELL CANADA: 1952-76**

Jean MIRUCKI

Cahier 8201

UQAM Département des sciences économiques
Case Postale 8888, Succursale 'A' Montréal, Québec H3C 3P8

R E S U M E

VERIFICATION DES CONDITIONS D'EFFICACITE DANS LA PRODUCTION CHEZ BELL CANADA: 1952-76

Jean MIRUCKI

Depuis la parution de l'article de H. Averch et L. Johnson (American Economic Review, décembre 1962), de nombreux auteurs ont analysé l'efficacité de la réglementation du taux de profit. Des études théoriques et économétriques ont permis de réexaminer l'hypothèse de surcapitalisation sous diverses conditions: l'entreprise règlementée est-elle toujours amenée à favoriser l'utilisation du facteur capital au-delà du niveau de minimisation des coûts lorsque son taux de profit maximal est limité par un organisme de contrôle? En dépit d'un manque d'unanimité à ce sujet, surtout dans le cas des tests empiriques, la plupart des travaux tendent à confirmer l'existence d'un effet A-J.

Dans cette étude, la vérification de l'hypothèse Averch-Johnson chez Bell Canada est basée sur les données chronologiques de la période 1952-76. Les conditions de minimisation des coûts sont vérifiées à l'aide d'une fonction de production de type Cobb-Douglas en introduisant une nouvelle variable pour représenter l'influence de la technologie, au cours des années. Trois spécifications du modèle de production sont proposées: la première ne contient que les variables pour les facteurs travail (L) et capital (K), alors que les deux autres incluent un index de technologie; (T_1) est construit à partir des statistiques sur l'utilisation des différents systèmes de commutation dans le réseau et (T_2) représente la fréquence du nombre d'appels interurbains composés directement par l'utilisateur. Les régressions de chaque modèle sont effectuées à la fois par la méthode des moindres carrés (OLSQ) et par la technique itérative Cochrane-Orcutt (CORC). De plus, l'échantillon principal pour 1952-76 a été segmenté en 9 sous-périodes pour vérifier l'influence du caractère aléatoire des données disponibles. Finalement, trois formules différentes sont proposées pour déterminer le coût du capital: une version modifiée de la méthode de Jorgenson, la technique utilisée par Fuss et Waverman, ainsi que le taux de la dette moyenne à long terme.

Les principaux résultats de cette recherche se présentent comme suit:

a) La fonction de production Cobb-Douglas fournit une représentation statistiquement satisfaisante des décisions de production de Bell Canada. Sur un total de 54 tests, 36 régressions sont reconnues valides, la productivité marginale négative du facteur travail étant la cause principale des rejets. De plus, 83% des tests indiquent que l'entreprise admet des rendements d'échelle constants.

b) L'hypothèse de minimisation des coûts est rejetée dans 90% des cas, chacune des 36 régressions valides étant reprise avec les trois méthodes de calcul du coût du capital, ce qui donne un total de 108 tests. Dans tous les cas, les résultats indiquent que le biais est en faveur du facteur capital.

c) L'introduction de la variable technologie améliore légèrement les coefficients des régressions, avec T_2 donnant généralement de meilleurs résultats que T_1 .

d) Les variations des résultats les plus significatifs proviennent de la segmentation en sous-périodes. A titre d'exemple, l'échantillon de 1957 à 1976 supporte l'hypothèse de surcapitalisation alors que celui de 1963 à 1976 indique le contraire.

En résumé, en introduisant diverses options pour (1) la spécification du modèle, (2) le type de variable et (3) le choix des sous-périodes, durant l'ensemble de la période 1952-76, l'hypothèse de la présence d'un effet A-J dans les décisions de production de Bell Canada ne peut être rejetée, d'après les observations statistiques. Cette approche systémique a permis de réaliser qu'il était impérieux de reconnaître l'importance du caractère aléatoire des échantillons de données dans les résultats, lorsque l'on procède à des tests empiriques portant sur l'effet A-J et, plus généralement, dans d'autres études de vérification empirique.

INTRODUCTION

Le modèle Averch-Johnson est un exposé analytique sur le comportement de l'entreprise de services publics qui, à cause de l'imposition d'un taux de profit maximal, serait amenée à biaiser ses décisions de production en faveur du capital, lorsque le coût d'achat de celui-ci est inférieur au rendement permis. D'après cette hypothèse, la contrainte amènerait l'entreprise à favoriser l'utilisation du facteur capital au-delà du niveau de minimisation des coûts, pour autant que le coût privé de ce facteur soit inférieur à son coût social. En fin de compte, l'intervention gouvernementale, dans le cadre d'une procédure de réglementation, ne serait pas socialement souhaitable, étant donné qu'elle amène l'entreprise à biaiser ses décisions de production. Cette affectation sous-optimale des ressources implique qu'il y a perte de bien-être pour l'ensemble de l'économie.

L'objet de ce travail consistera donc à vérifier, dans le cas de la compagnie de télécommunication Bell Canada, la présence de l'effet Averch-Johnson en utilisant le plus de variantes légitimes possibles, afin d'apprécier la pertinence des méthodes empiriques appliquées jusqu'alors sur ce thème. Pour ce faire il s'agira de tester, à partir de séries chronologiques couvrant la période allant de 1952 à 1976, les conditions nécessaires de minimisation des coûts. En segmentant cet échantillon principal en 9 sous-périodes, et en ajoutant des variantes, soit deux indexes de technologie et trois mesures possibles du coût du capital, on pourra effectuer au total 54 régressions de la fonction de production de Bell Canada pour en extraire les coefficients estimés. Dans un deuxième

temps, après élimination des régressions statistiquement inacceptables, la présence de l'effet Averch-Johnson sera validée à partir de 108 tests de minimisation des coûts.

Il s'agira donc d'une étude empirique, appliquée de manière systémique, sur la présence éventuelle de distorsions, dans les décisions de production des monopoles, induites par la réglementation des taux de profit.

Présentation des tests

1 Aspects méthodologiques

a) Objectifs et type d'approche

Les travaux empiriques visant à vérifier la présence de l'effet Averch-Johnson sont assez récents et, de plus, tous les résultats n'ont pas été publiés¹. Cependant, le survol des principales études sur le sujet offre un choix entre deux alternatives. L'approche directe, ou méthode de Courville, qui est plutôt un test sur la minimisation des coûts, et une démarche plus technique que l'on appellera méthode de Spann, à cause de l'exposé précis et rigoureux qu'en a fait cet auteur, dans laquelle on estime la valeur du lagrangien λ . Si celle-ci se situe près de l'unité, dans l'intervalle $0 < \lambda < 1$, l'hypothèse de surcapitalisation ne peut pas être rejetée, sur la base des observations statistiques.

Après analyse, le choix s'est porté sur la méthode de Courville. La méthode de Spann n'a pas pu être retenue à cause du faible nombre d'observations disponibles pour certaines sous-périodes (seulement 7 pour l'échantillon allant

¹ Alors que de nombreuses études internes existent, il n'est pas surprenant de réaliser que les entreprises concernées se gardent de diffuser ces informations qu'elles considèrent comme «privilegiées».

de 1967 à 1973), ce qui rendrait les résultats peu convaincants², surtout lorsqu'une troisième variable, celle de la technologie, aurait été ajoutée au modèle³. L'approche particulière qui a été privilégiée, à savoir le découpage en sous-périodes de façon à obtenir des résultats avec plusieurs échantillons, n'aurait donc pas été possible avec seulement 7 observations dans certains cas. Par ailleurs, les nombreuses controverses sur la dérivation de λ et sur son traitement statistique abondent dans la littérature spécialisée, et le sujet ne semble pas être clos⁴.

La méthode de Courville, par contre, découle d'hypothèses plus robustes et possède l'avantage supplémentaire d'être compatible avec les données disponibles⁵ alors que, par ailleurs, la variable sur le taux de rendement autorisé n'est plus nécessaire⁶. Cette méthode consiste principalement à calculer les coefficients de productivité marginale des facteurs intrants, à l'aide d'une fonction de production. Dans un deuxième temps, ces coefficients sont utilisés dans un test statistique pour vérifier si l'hypothèse nulle de minimisation des coûts est valable. Cette opération se fait à l'aide d'une table de distribution des valeurs du t de Student, en vérifiant que les valeurs n'excèdent pas l'écart-type. Dans le cas contraire, l'hypothèse de minimisation des coûts n'est pas supportée par les tests ce qui pourrait indiquer, suivant le signe de la valeur calculée, un biais en faveur de l'un des facteurs intrants.

Alors que le modèle théorique basé sur l'analyse d'Averch-Johnson rencontre un certain consensus, les travaux empiriques ne font pas l'unanimité. Les tests portent, en général, sur un faible nombre d'échantillons de données et le modèle possède jusqu'à trois spécifications différentes ce qui donne, en somme, peu d'options pour effectuer une analyse plus complète. Cependant, c'est

² Il s'agit de la donnée sur le taux de profit réglementé, alors que les informations nécessaires à la méthode de Courville étaient disponibles pour la période 1952-1976.

³ Ce qui aurait donné un degré de liberté de trop faible valeur.

⁴ Thomas Cowing, "The Effectiveness of Rate-of-Return: An Empirical Test Using Profit Functions" in M. Fuss et D. McFadden (coordinateurs), Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications, Amsterdam: North-Holland, 1979, pp. 215-46.

⁵ Elles se retrouvent, au complet, dans les observations allant de 1952 à 1976 (Annual Charts, Bell Canada, 1978).

⁶ Cette donnée n'existe que depuis 1969, date de la première réglementation du taux de profit de Bell Canada.

sur une telle base que les conclusions sont établies et que l'on se permet de juger de la pertinence de l'hypothèse Averch-Johnson.

Bien que les données ne soient pas toujours disponibles aux chercheurs, il semblerait utile de tester l'effet A-J dans le plus grand nombre de cas possible et en introduisant le plus d'options possible, spécialement dans les situations prêtant à controverse⁷. Dans cette optique nous avons, tout d'abord, multiplié l'échantillon disponible (1952 à 1976) en découpant celui-ci en 9 sous-périodes. Le raisonnement qui a été appliqué découlait du fait que l'échantillon principal était aléatoire, et que si l'on n'avait disposé, par exemple, que de la période 1963-1976, on aurait pu aboutir à des conclusions tout à fait opposées de celles s'appliquant à toute la période disponible⁸. De plus, les décisions d'investissement, pour une industrie qui dépend fortement de l'innovation technologique, peuvent être irrégulières en certaines périodes, ce qui pourrait indiquer, à tort, une surcapitalisation. Les coupures de l'échantillon principal en sous-périodes, établies à partir de l'observation d'un graphique décrivant l'évolution de l'output pendant la période disponible, de 1952 à 1976, risquent donc de nuancer les conclusions initiales. On peut supposer, par exemple, que certaines décisions prises à moyen terme le sont en fonction du long terme.

Également, dans le but de s'assurer de la fiabilité des résultats, 3 spécifications différentes sont proposées. Le modèle de base est utilisé d'abord seul, pour être ensuite modifié par un index de technologie construit suivant 2 variantes.

Finalement, la disponibilité du réseau d'informatique de l'UQAM a incité à tirer partie des moyens disponibles. Comme le programme T.S.P. (Time-Series Processor) permettait de traiter les régressions par la méthode des moindres carrés (OLSQ) ou par la technique itérative de Cochrane-Orcutt (CORC), nous avons décidé d'appliquer les deux méthodes à tous les tests. Il est évident qu'il est

⁷ L'exemple le plus évident est la méthode de calcul du coût du capital.

⁸ C'est effectivement ce qu'indiquent les résultats obtenus.

recommandé d'employer l'option CORC uniquement lorsque la technique OLSQ indique la présence d'une forte autocorrélation entre les variables. Mais, là encore, il était intéressant de savoir si le choix de la technique de régression pouvait donner des résultats assez différents partir de cas identiques.

La combinaison de l'ensemble de ces options donne ainsi 54 régressions uniquement pour les tests de production⁹. Dans un deuxième temps, seules les régressions qui sont reconnues comme étant statistiquement valides sont utilisées pour vérifier la présence de l'effet Averch-Johnson. A partir des 36 régressions retenues, et en appliquant 3 méthodes différentes pour le calcul du coût du capital à chaque cas, on obtient un total de 108 tests.

b) Choix de la fonction de production

Le problème de la sélection du type de fonction de production s'est posé dès le début des tests. Rappelons que les fonctions CD (Cobb-Douglas), CES (Élasticité de Substitution Constante) et TL (Translog) ont été utilisées dans les autres études, à savoir:

CD	:	Courville Petersen Hayashi et Trapani Norland
CES	:	Hayashi et Trapani Boyes (version CES modifiée)
TL	:	Spann Petersen

Après plusieurs tests préliminaires, le choix s'est porté sur la fonction CD, ceci pour plusieurs raisons:

⁹ Soit: (9 périodes) x (3 spécifications) x (2 techniques) = 54 régressions.

- i) cette fonction se prête facilement à l'estimation des coefficients par régression lorsqu'elle est présentée sous forme log-linéaire.
- ii) plusieurs travaux empiriques portant sur l'industrie des télécommunications au Canada, et sur la compagnie Bell Canada en particulier, ont été basés sur une spécification de type CD¹⁰ ce qui permettra de comparer les résultats obtenus.
- iii) le découpage de l'échantillon en sous-périodes, dont certaines sont de durée assez courte (7 années)¹¹, et la présence de 3 variables (travail, capital et technologie), favorisent l'utilisation d'une fonction simplifiée de type CD par rapport à une autre, comme la fonction TL, où les degrés de liberté du test d'estimation seraient fortement réduits.

La fonction CD se présente sous la forme suivante: $Q = A L^\alpha K^\beta$ où α et β sont des coefficients positifs. Lorsque $\{(\alpha + \beta) = 1\}$, les rendements des facteurs de production sont constants, et cette hypothèse est associée implicitement à la définition de la fonction CD. En fait, les valeurs $\{(\alpha + \beta) > 1\}$ impliquant des rendements croissants, devraient représenter les fonctions de production des monopoles naturels¹².

c) Méthode de vérification statistique de la minimisation des coûts

Lorsque les résultats des tests de la fonction de production semblent satisfaisants, autant par le signe des coefficients que par leur signification statistique, la deuxième partie du travail peut être abordée.

Il s'agit de poser, comme hypothèse nulle, les conditions nécessaires à une minimisation des coûts. Ces conditions sont satisfaites lorsque le rapport des prix des facteurs est égal au taux marginal de substitution technique:

$$TMST_{KL} = \alpha L_i / \beta K_i = r_i / w_i \quad \text{pour } i = 1952, \dots, 1976$$

¹⁰ Vittorio Corbo et Jean-Marie Dufour, "Fonctions de production dans l'économie du Québec" in *L'Actualité Économique*, avril-juin 1978, pp. 176-206.

A.R. Dobell, *et al.*, "Telephone Communications in Canada: Demand, Production and Investment Decisions" in *Bell Journal of Economics*, printemps 1972, pp. 175-219.

Melvyn Fuss et Leonard Waverman, "Multi-Product, Multi-Input Cost Functions for a Regulated Utility: The Case of Telecommunications in Canada", N°7810, document de travail, University of Toronto, Institute for Policy Analysis, juin 1978.

¹¹ Ce faible nombre d'observations est statistiquement très discutable, mais il permet d'expérimenter sur des périodes très changeantes... avec le risque de surprendre.

et en reformulant on obtient:

$$\alpha L_i / r_i = \beta K_i / w_i$$

Pour vérifier la présence de l'effet Averch-Johnson, on teste l'hypothèse nulle H_0 en soustrayant les 2 termes de part et d'autre de l'égalité, soit:

$$H_0 : \alpha L_i / r_i - \beta K_i / w_i = 0$$

$$\text{contre } H_1 : \alpha L_i / r_i - \beta K_i / w_i \neq 0 \quad ^{13}$$

Puisque l'on ne connaît pas la variance des estimateurs $\hat{\alpha}$ et $\hat{\beta}$ il faut trouver l'indicateur t par la méthode du test du t de Student:

$$t = (\hat{a}_i - a_i) / \sigma_{\hat{a}_i} \quad \text{avec } H_0 : a_i = 0 \text{ tel que } i = 1, 2, \dots, n$$

La méthode couramment employée consiste à trouver l'écart-type estimé, c'est à dire le dénominateur, en utilisant les valeurs trouvées dans la matrice des variances et covariances (v_i): $\sigma_{\hat{a}_i} = \sigma \sqrt{v_i}$

D'après une table de distribution du t de Student on peut comparer les valeurs trouvées avec celles d'une classe de probabilité, et on accepte l'hypothèse H_0 si la valeur calculée n'excède pas celle de la table.

2 Présentation des modèles empiriques

a) Spécification du modèle de production

Le modèle général de type Cobb-Douglas se présente sous la forme suivante:

$$Q = A.L^\alpha.K^\beta$$

avec L nombre d'heures/homme

K stock physique de capital

Normalement, la compagnie Bell Canada est appartient à un type d'industrie dit à forte intensité capitalistique. De ce fait, il faudrait introduire une variable explicative supplémentaire pour tenir compte de la contribution de la technologie à la production totale. Évidemment, la difficulté principale

¹² David Heathfield, *Production Functions*, London: MacMillan Press Ltd., 1971, pp. 37-40.

¹³ Si $H_1 < 0$, l'utilisation des facteurs serait normalement biaisée en faveur du capital.

réside dans le choix des données qui pourraient représenter le facteur technologique dans la fonction de production.

Après investigation des données disponibles, les options suivantes ont été identifiées:

- i) la moyenne d'appels par téléphone. Il ne s'agirait, en fait, que d'une mesure de la capacité du réseau
- ii) le temps moyen nécessaire pour établir une conversation interurbaine. Cette information, bien que pertinente, n'est disponible que pour les années les plus récentes
- iii) le pourcentage d'appels interurbains composés directement par l'utilisateur
- iv) un index composite, représentant les diverses techniques de commutation des appels. Chacune d'elles ayant été introduite graduellement, par l'entreprise, au fur et à mesure des demandes des usagers, l'index doit tenir compte du degré de sophistication technique de réseau.

Le choix s'est porté en premier lieu sur l'option (iii), bien que les données ne soient disponibles qu'à partir de 1956 et cet indicateur sera dénommé T_2 . Il serait bon de rappeler que cette option avait déjà été utilisée dans l'étude de Dobell *et al.*

Un deuxième indicateur était souhaitable, tant pour améliorer les résultats que pour expérimenter avec une autre alternative, sachant que le choix d'un index représentant la technologie demeurerait un choix arbitraire, donc discutable. A cet égard, l'option (iv) a été retenue. Cet index aurait pu être construit de bien des façons, mais nous allons expliquer la méthode que nous avons adoptée.

L'observation du graphique 4.5 permet de constater que chaque nouvelle technique de commutation atteint un sommet d'utilisation avant de décliner, avec l'implantation de systèmes plus modernes. Éventuellement, on observe différents taux de progression ou de déclin, suivant la période. De ce fait, l'index doit

tenir compte de chaque nouvelle technique, mais en donnant un poids plus fort à chaque phase subséquente, un peu à la manière d'une progression géométrique.

Le principe de construction de l'index a donc été le suivant: chaque nouveau type de commutation serait exprimé en pourcentage du nombre total de téléphones, modifié par un facteur de pondération:

$$T_1 = \frac{TSS + 2(TNB5) + 4(TESS) + 8(TSP1)}{TEL}$$

TSS (Step-by-step) Commutateur pas à pas¹⁴.

TNB5 (Number 5 Crossbar) Commutateur à barres transversales de type N°5. Il est introduit en 1956 et devient le deuxième en importance (40%) en 1976.

TESS (Electric Switching System) Système à commutation électronique. Introduit en 1967, il plafonne depuis 1974 autour de 2% d'utilisation.

TSP1 Modèle SRI. Adopté en 1970, son utilisation tend à remplacer les autres systèmes en déclin, principalement TSS et TESS.

TEL Représente le nombre total de téléphones en fonctionnement.

A partir de la fonction de type Cobb-Douglas, les 3 variantes vont maintenant permettre d'estimer la fonction de production de Bell Canada:

- Modèle de base:

$$Q_i = A.L_i^{\alpha} . K_i^{\beta}$$

avec $i = 1952, \dots, 1976$

Ce modèle sera testé sous sa forme logarithmique:

$$\log(Q_i) = \log A + \alpha \log(L_i) + \beta \log(K_i)$$

avec $\alpha, \beta > 0$

- Modèle de base modifié par l'index de technologie T_h

¹⁴ Au début de la période des observations (1952), 3 systèmes étaient disponibles :

-batterie centrale: il est en déclin, avec 15% d'utilisation, en 1952, pour disparaître en 1974

-bureau central à appel magnétique: ce système atteint son apogée pendant les années cinquante, bien qu'il soit d'importance secondaire (5%), mais il n'existera plus en 1972

-commutateur pas à pas: il est le plus populaire de tous les systèmes en vigueur pendant toute la période considérée, malgré son déclin (de 80% en 1952 à 48% en 1976).

[12]

$$Q_i = A.L_i^\alpha .K_i^\beta .e^{\psi T_h_i} \quad \text{avec } h = 1,2$$

avec $\alpha, \beta, \psi > 0$

Avec T_1 il représente le pourcentage pondéré des améliorations technologiques des systèmes de commutation.

Ce modèle sera testé sous sa forme logarithmique:

$$\log(Q_i) = \log A + \alpha \log(L_i) + \beta \log(K_i) + \psi T_1_i$$

avec $\alpha, \beta, \psi > 0$

Avec T_2 il correspond au pourcentage d'appels interurbains automatiques.

Ce modèle sera testé sous sa forme logarithmique:

$$\log(Q_i) = \log A + \alpha \log(L_i) + \beta \log(K_i) + \psi T_2_i$$

avec $\alpha, \beta, \psi > 0$

Dans chacun de ces 3 modèles, la valeur du degré d'homogénéité θ ne sera pas restreinte à l'unité, ce qui donne:

$$[\theta = (\alpha + \beta) \neq 1 \text{ ou } \theta = (\alpha + \beta) = 1]$$

Cependant, un test supplémentaire sera effectué pour vérifier si les rendements d'échelle sont constants: $\theta = 1$. Ce test est identique à celui appliqué à l'hypothèse sur la présence de l'effet A-J.

La formulation de l'hypothèse nulle est la suivante:

$$H_0 : \alpha + \beta - 1 = 0$$

contre $H_1 : \alpha + \beta - 1 \neq 0$

b) Identification des données de production

Output (OTC)

La plupart des tests A-J ont été appliqués à l'industrie de la production électrique, ce qui permet d'identifier directement un produit homogène, le KWH, comme unité d'output.

Dans le cas de Bell Canada, avec plus de 11 000 produits et services, il aurait fallu trouver un indicateur acceptable pour mesurer et évaluer, entre différentes périodes, les variations de la production totale de l'entreprise. A cause des problèmes de spécification des unités de mesure et des difficultés d'agrégation de la valeur des services, les revenus nets de l'entreprise seront considérés comme des substituts à la représentation de l'output (QTC).

Nous avons donc:

$$QTC = (REV - (MATR + INDTX)) / (CPI/86,5)$$

REV Revenu total de l'entreprise

MATR Dépenses pour locations et matériaux

INDTX Paiement de taxes indirectes

CPI Indice des prix à la consommation
(\$ constant sur la base de 1971).

La valeur de la constante (86,5), qui représente à l'indice des prix en 1967, permet de convertir les valeurs de l'indice de 1971 sur la base de 1967.

La mesure de l'output (QTC) représente donc les revenus nets en dollars constants de 1967.

Capital (KPSNC)

La valeur moyenne du stock total net du capital physique, exprimée en dollars de 1967, est retenue. Le stock net est ajusté pour la distribution, par ancienneté, de l'équipement.

Le dégonflement en dollars de 1967 est réalisé à partir d'un indice des prix de l'équipement téléphonique, calculé par l'entreprise. Bien que les détails sur la détermination de cet indice ne soient pas disponibles, les données sont celles qui sont officiellement utilisés par l'agence de réglementation, le C.R.T.C.

Travail (LB)

Cette variable est exprimée en millions d'heures/hommes. Pour tenir compte des variations de la productivité, les chiffres ont été ajustés d'après les catégories de revenus de 1967. Le détail sur le calcul de la pondération appliquée aux chiffres bruts n'étant pas officiellement disponible, il est cependant possible de noter que les nouvelles données tendent à gonfler légèrement (67,3 au lieu de 64,3 millions d'heures en 1976) le facteur travail à partir de 1967.

Salaire (MANQC/LB)

Le salaire moyen est déterminé à partir du salaire annuel global payé par la compagnie (MANQC) et du nombre d'heures/hommes (LB).

Coût du capital (CC_j.)

Différentes méthodes ont été choisies pour déterminer le coût du capital, ceci pour varier les options des tests.

Le point de départ des variations est basé, directement, sur la formule de Jorgenson¹⁵:

$$c = q[\{(1 - uv) / (1 - u)\}\delta + \{(1 - uz) / (1 - u)\}\rho]$$

avec:

- q Prix des biens durables
- c Coût d'utilisation du capital (coût de location)
- u Taux d'imposition sur le profit des sociétés
- v Pourcentage de dépréciation applicable à la taxation
- δ Taux de dépréciation
- z Pourcentage des frais d'intérêt imposables
- ρ Taux d'emprunt

¹⁵ Dale Jorgenson, "Investment Behavior and the Production Function" in Bell Journal of Economics, printemps 1972, pp. 220-51.

Averch et Johnson avaient choisi d'omettre les taxes dans leur modèle, ce qui donne une formule simplifiée: $c = q (\delta + \rho)$

A cause des nombreuses controverses sur les méthodes de calcul du coût du capital et des risques de biais pouvant affecter nos résultats, 3 variantes ont été retenues:

i) Méthode de Fuss et Waverman¹⁶

Les auteurs emploient une formule assez proche de celle de la forme réduite de Jorgenson, mais en remplaçant le taux d'emprunt (ρ) par un taux de rendement escompté à long terme (ρ^*), estimé à 6%.

La valeur des biens durables (q) est ajustée par l'indice du prix de l'équipement exprimé en dollars de 1967, permettant de tenir compte de l'impact de l'inflation, et représentée par (q^*). Pour Fuss et Waverman, le coût du capital devient:

$$c^* = q^*(\delta + \rho^*) = q^*(\delta + 0,06)$$

ii) Méthode du coût moyen pondéré

Elle est utilisée par l'entreprise pour les besoins de la réglementation. On additionne le coût des emprunts avec le coût d'opportunité des capitaux investis.

Les coûts d'emprunts sont des coûts historiques, alors que le rendement escompté par les investisseurs s'applique au capital-actions. La structure des taux de capitalisation est calculée à partir d'une année standard.

Par exemple:

45% Dette à long terme à 10%	4,5%
55% Actions ordinaires de 13% à 15%	<u>6.9% à 8,0%</u>
Le taux moyen pondéré sera donc basé sur 12%	soit de 11,4% à 12,5%

¹⁶ Melvyn Fuss et Leonard Waverman, *op. cit.*, p.25.

iii) Méthode du taux d'emprunt à long terme

La troisième méthode considérée pour varier les tests est celle du taux d'emprunt à long terme. Il s'agit d'une grosse simplification du problème de financement de l'entreprise, puisqu'elle ne tient pas compte des autres composantes du capital, ni de sa structure, mais elle permettra de contraster les résultats avec les autres méthodes.

Pour comparer les valeurs calculées par chacune de ces méthodes, des graphiques de correspondance ont été produits par ordinateur. Ils ne semblent pas indiquer, à première vue, de comportement imprévu entre les variables, ni de tendance marquée dans les écarts (voir graphiques 4.9 et 4.10).

c) Test statistique sur la présence de l'effet A-J

D'après la formule générale de la distribution du t de Student pour l'hypothèse de minimisation des coûts nous avons¹⁷:

$$T_{n-k-1}^* = \frac{\frac{\hat{\alpha} L_i}{K_i} - \frac{\hat{\beta} r_i}{w_i}}{\sqrt{\hat{V}\left(\frac{\hat{\alpha} L_i}{K_i} - \frac{\hat{\beta} r_i}{w_i}\right)}}$$

$$\text{avec } \hat{V}\left(\frac{\hat{\alpha} L_i}{K_i} - \frac{\hat{\beta} r_i}{w_i}\right) = \hat{\sigma}_{\hat{\alpha}}^2 \left(\frac{L_i}{K_i}\right)^2 + \hat{\sigma}_{\hat{\beta}}^2 \left(\frac{r_i}{w_i}\right)^2 - 2 \frac{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}\hat{\beta}}}{\hat{\alpha}\hat{\beta}} \frac{L_i}{K_i} \frac{r_i}{w_i}$$

La variance est de la forme générale suivante:

$$V(ax - by) = a^2 V(x) + b^2 V(y) - 2ab \text{COV}(x, y)$$

Chaque terme de la variance décomposée est connu, grâce aux tests précédents. Les valeurs estimées sont entrées à partir de chaque fonction de production, comme suit:

<u>Coefficient estimé</u>	<u>Symbole</u>	<u>Représentation estimée</u>
$\hat{\alpha}$	A	Productivité marginale de (L)
$\hat{\beta}$	B	Productivité marginale de (K)
$\hat{\delta}_{\alpha}^2$	AA	Variance du coefficient α
$\hat{\delta}_{\beta}^2$	BB	Variance du coefficient β
$\hat{\delta}_{\alpha\beta}$	AB	Covariance des coefficients α et β

ce qui donne, en utilisant les symboles des données:

$$TSTAT_{ij} = \{ (LB/KPSNC) \cdot A - (CC_j \cdot LB / MANQC) \cdot B \}_i / \{ (LB/KPSNC)^2 \cdot AA + (CC_j \cdot LB / MANQC)^2 \cdot BB - 2(LB/KPSNC) \cdot (CC_j \cdot LB / MANQC) \cdot AB \}^{1/2}_i$$

où les valeurs de CC_j sont telles que $j = 1, 2, 3$ et correspondent à:

$$CC_1 = FW$$

$$CC_2 = HACC$$

$$CC_3 = INTDV$$

Calcul de FW (Méthode de Fuss et Waverman)

$$CC_1 = TELNPPI \cdot \{ (DEPC / KGSC) + 0,06 \}$$

TELPPI Indice des prix de construction de l'équipement téléphonique (\$ 1967)

DEPC Dépenses totales

KGSC Valeur totale du stock physique de capital brut (\$ 1967)

Constante Rendement moyen à long terme de 0,06

Calcul de WACC (Méthode du coût moyen pondéré)

$$CC_2 = [(EQKPT \cdot RREQ) \cdot \{ (100 - EQKPT) \cdot INTDB \}] / 100$$

EQKPT Pourcentage du capital-actions

RREQ Taux de rendement du capital-actions

$(100 - EQKPT) = DBKPT$ Pourcentage de la dette

INTDB Coût total, en pourcentage, de la dette moyenne

¹⁷ Le numérateur représente H_0 et le dénominateur l'écart-type estimé.

Calcul de INTDV (taux d'emprunt à long terme)

$$CC_3 = INTDB$$

Enfin, $TSTAT_{ij}$ représente la valeur calculée du t de Student.

La liste détaillée des données est fournie en annexe, avec la référence à chaque document source.

.3 Résultats des tests: évaluation et interprétation**a) Tests de production**

Au total, 54 tests ont été effectués à partir des données de production de Bell Canada¹⁸.

Étant donné que les paramètres de chaque régression considérée comme valide sont utilisés pour la deuxième série de tests, le contrôle des rejets a été fait à deux niveaux. D'une part, l'application de règles assez souples a évité l'élimination d'un certain nombre de régressions, ce qui permettait de garder un échantillon suffisamment large pour passer à l'épreuve suivante. D'autre part, les régressions qui auraient satisfait aux règles les plus strictes sont comparées aux autres régressions dans l'analyse finale, pour observer les différences possibles causées par chacun de ces groupes sur le résultat final.

Trois critères de rejet ont été appliqués¹⁹:

- 1 - signe du coefficient inacceptable (négatif)
- 2 - valeur du test Durbin-Watson hors de la zone de validité
(autocorrélation entre les variables)
- 3- variable statistiquement non significative
(probabilité de valeur nulle)

¹⁸ Un exemple de résultat de régression est donné en annexe avec le graphique correspondant. Les tableaux sommaires permettent de vérifier rapidement le type de rejet ou le code utilisé pour les tests A-J (tableaux 4.7.a-i).

¹⁹ Le signe et la signification statistique de la constante (C) n'ont pas été considérés dans le rejet de l'équation. La même exception s'applique à l'index de technologie (T), bien que l'analyse subséquente tient compte des cas où l'équation aurait pu être éliminée, dans le cas d'un code de rejet de type (1) pour T_i , par l'emploi d'un double astérisque (**).

Tout comme dans l'étude de Courville, la variable travail donnait un signe négatif ou était statistiquement non significative. De ce fait, la troisième règle de rejet a été assouplie pour varier les résultats du test de minimisation des coûts en retenant ces équations. Celles-ci sont identifiées par un astérisque (*) soit 12 fois pour la variable travail et 2, seulement, pour la variable capital, lorsque celle-ci n'est pas statistiquement significative. En appliquant le même principe, lorsque la variable technologie avait un signe négatif (2 fois), le code d'acceptation a été identifié par deux astérisques (**) et la régression n'a pas été éliminée.

Sur 54 tests, 36 ont été acceptés avec les règles de contrôle assouplies et 20, seulement, en appliquant les règles les plus strictes sur chacune des variables. Dans l'ensemble, les résultats obtenus semblent très satisfaisants. Les problèmes d'autocorrélation, qui étaient présents au cours des tests préliminaires, ont été évités en tenant compte, dans l'output, des dépenses de location et des taxes indirectes²⁰.

La variable capital est toujours fortement significative (99%), sauf pour les régressions C12 et C13 qui correspondent à l'échantillon le plus court (période de 1967-1973, équations 5 et 6). La valeur du coefficient varie généralement entre 0,60 et 0,90 ce qui est normal pour une industrie à forte intensité capitaliste.

Le facteur travail reste assez problématique et cause le rejet de 28 régressions²¹. De plus, la signification statistique est plus faible, de l'ordre de 95%, et la valeur du coefficient travail se situe entre 0,05 et 0,30 pour les régressions acceptées. A première vue, il semble que les rendements d'échelle sont décroissants, puisque les régressions donnent souvent des valeurs assez faibles $\{(\alpha+\beta)<1\}$. Cependant, le test de l'hypothèse nulle des rendements

²⁰ Cette technique a été inspirée par l'article de Dobell *et al.*

²¹ Sur les 28 rejets, 12 cas ont été conservés pour la deuxième série de tests, il s'agit des codes avec astérisque.

constants a été confirmé à 86% pour l'ensemble des régressions acceptées²². Le tableau 4.6 donne le sommaire des résultats des tests sur les rendements constants, avec les codes des régressions non éliminées.

Dans le cas des indexes de technologie, T_2 a donné de meilleurs résultats que T_1 , ce qui indique le besoin de modifier la construction de l'index composite. Notons que la valeur de ce coefficient est très faible, de 0,001 à 0,014, et de manière consistante dans tous les tests. D'ailleurs, de très bons résultats ont été obtenus sans l'emploi de T_1 ou de T_2 , ce qui peut mettre en doute, soit le choix des données pour cette variable, soit encore l'utilité même de sa présence dans le modèle. Mentionnons la présence d'un signe négatif, dans certains résultats, ce qui confirme la nécessité de réexaminer le problème de la construction de cet index.

Dans l'ensemble, la troisième variante du modèle (spécification avec l'option T_2) a donné les meilleurs résultats, soit un seul rejet sur 18 régressions. D'autre part, le modèle avec option T_1 n'a donné que 6 bons résultats, et uniquement 2 qui le soient strictement. Il est intéressant de noter que le modèle CD de base, avec 11 régressions retenues, donne 8 régressions strictement valides, ce qui est proche des 10 cas obtenus par le modèle avec l'option T_2 .

Finalement, la technique de régression Cochrane-Orcutt n'a donné que 6 rejets sur 27, au lieu de 12 dans l'autre cas. Elle donne également 13 cas strictement valides, alors que la méthode des moindres carrés en compte 10.

²² Si l'on n'examine que les 20 régressions strictement valables, 17 tests supportent l'hypothèse de rendements constants, soit une moyenne de 85%.

TYPE DE REGRESSION	MOINDRES CARRES		COCHRANE-ORCUTT		TOTAL
	L, K	L, K, T ₁	L, K, T ₂	L, K, T ₁	
Variables indépendantes					
<u>RESULTATS</u>					
1. Pas de rendement constant : ($\alpha + \beta$) \neq 1	C5	C2 *		D1* C4	B2* C4
2. Rendements constants: ($\alpha + \beta$) = 1	A10 B6 C9 *	A6	A8 A12 B9 C7* C12 *	A1* A5 A11* B7 C1* C6 C10*	A9 A13 B5** B10 C8* C13*
a) Degré d'acceptation : 99%					
b) Degré d'acceptation : 90%	A4		A2 C1		A3
Nombre de tests de production valides	5	2	7	5	9
Pourcentage de régressions avec rendements constants : ($\alpha + \beta$) = 1	80%	50%	100%	80%	78%
					20 + 16* = 36
					83%

Tableau 4,6 Sommaire des résultats des tests sur les rendements constants

13 + 13* = 26

Tableau 4.7.a.

FONCTIONS DE PRODUCTION DE TYPE COBB-DOUGLAS

SOMMAIRE DES RESULTATS DE REGRESSION

Remarque: Les tests acceptés avec astérisque (*) indiquent la présence du code de rejet 3.

PERIODE	EQUATION		VALEURS ESTIMÉES (Valeurs du t de Student entre parenthèses)				\bar{R}^2	D.W.	CODE de REJET	TEST ACCEPTE
	NO.	TYPE	C	α	β	T_{β}				
1952-1976	1	OLSQ	-0,195 (-0,462)	0,092 (0,695)	0,787 (35,573)	-	0,994	0,465	2,3	
	2	CORC	-0,385 (-0,590)	0,043 (0,265)	0,837 (15,766)	-	0,997	2,204		A1*
	3	OLSQ	0,990 (2,783)	-0,121 (-1,233)	0,710 (34,768)	0,002 (5,396)	0,997	1,084	1	
	4	CORC	1,173 (1,844)	-0,166 (-1,084)	0,711 (20,929)	0,002 (3,293)	0,997	1,907	1	
	5	OLSQ	0,569 (2,454)	0,224 (3,188)	0,599 (23,371)	0,003 (8,139)	0,998	1,898		A2
	6	CORC	0,826 (3,336)	0,197 (3,001)	0,577 (22,497)	0,004 (8,903)	0,998	1,941		A3

Tableau 4.7.b
 FONCTIONS DE PRODUCTION DE TYPE COBB-DOUGLAS
 SOMMAIRE DES RESULTATS DE REGRESSION

Remarque: Les tests acceptés avec astérisque (*) indiquent la présence du code de rejet 3.

PERIODE	EQUATION		VALEURS ESTIMEES (Valeurs du t de Student entre parenthèses)					\bar{R}^2	D.W.	CODE de REJET	TEST ACCEPTÉ
	NO.	TYPE	C	α	β	T_f					
1957-1976	1	OLSQ	-1,360 (-4,896)	0,283 (3,469)	0,836 (59,201)	-	0,997	2,012	A4		
	2	CORC	-1,247 (-4,611)	0,224 (2,633)	0,852 (51,706)	-	0,997	1,581	A5		
	3	OLSQ	-0,843 (-1,165)	0,184 (1,219)	0,813 (24,374)	0,001 (0,777)	0,997	1,990	A6		
	4	CORC	-0,618 (-0,892)	0,101 (0,669)	0,826 (25,609)	0,001 (0,981)	0,997	1,630	A7 *		
	5	OLSQ	-0,127 (-0,140)	0,230 (2,647)	0,691 (6,779)	0,002 (1,426)	0,997	2,144	A8		
	6	CORC	-0,586 (-0,588)	0,217 (2,561)	0,763 (6,144)	0,001 (0,704)	0,997	1,559	A9		

Tableau 4.7.c
 FONCTIONS DE PRODUCTION DE TYPE COBB-DOUGLAS
 SOMMAIRE DES RESULTATS DE REGRESSION

Remarque: Les tests acceptés avec astérisque (*) indiquent la présence du code de rejet 3.

PERIODE	EQUATION		VALEURS ESTIMÉES (Valeurs du t de Student entre parenthèses)					\bar{R}^2	D.W.	CODE de REJET	TEST ACCEPTÉ
	NO.	TYPE	C	α	β	T_f					
1963-1976	1	OLSQ	-1,277 (-4,220)	0,118 (0,888)	0,909 (22,264)	-	-	0,994	1,661		A10
	2	CORC	-1,286 (-3,662)	0,087 (0,569)	0,926 (17,630)	-	-	0,992	2,004		A11*
	3	OLSQ	-0,524 (-0,543)	-0,056 (-0,223)	0,893 (19,605)	0,001 (0,824)		0,992	1,621	1	
	4	CORC	-0,523 (-0,453)	-0,072 (-0,264)	0,901 (13,641)	0,001 (0,694)		0,993	1,970	1	
	5	OLSQ	0,108 (0,066)	0,260 (1,214)	0,640 (2,015)	0,003 (0,851)		0,994	1,930		A12
	6	CORC	0,177 (0,103)	0,260 (1,172)	0,630 (1,916)	0,003 (0,880)		0,992	2,009		A13

Tableau 4.7.d.
 FONCTIONS DE PRODUCTION DE TYPE COBB-DOUGLAS
 SOMMAIRE DES RESULTATS DE REGRESSION

Remarque: Les tests acceptés avec astérisque (*) indiquent la présence du code de rejet 3.

PERIODE	EQUATION		VALEURS ESTIMEES (Valeurs du t de Student entre parenthèses)				\bar{R}^2	D.W.	CODE de REJET	TEST ACCEPTÉ
	NO.	TYPE	C	α	β	T_i				
1952-1966	1	OLSQ	0,854 (2,770)	-0,112 (-1,186)	0,752 (45,148)	-	0,996	1,522	1	
	2	CORC	1,107 (2,696)	-0,170 (-1,456)	0,749 (39,823)	-	0,995	1,793	1	
	3	OLSQ	1,003 (3,234)	-0,015 (-0,135)	0,627 (7,386)	0,004 (1,492)	0,996	1,874	1	
	4	CORC	1,415 (4,390)	-0,054 (-0,563)	0,571 (7,450)	0,005 (2,372)	0,997	2,279	1	
	5	OLSQ	0,782 (2,852)	0,068 (0,568)	0,658 (13,823)	0,002 (2,091)	0,997	2,170		B1*
	6	CORC	1,037 (4,678)	0,045 (0,509)	0,634 (17,878)	0,003 (3,415)	0,997	2,433		B2*

Tableau 4.7.e.
 FONCTIONS DE PRODUCTION DE TYPE COBB-DOUGLAS
 SOMMAIRE DES RESULTATS DE REGRESSION

Remarque: Les tests acceptés avec le double astérisque (**) indiquent la présence du code de rejet 1 avec T_i .

PERIODE	EQUATION:		VALEURS ESTIMÉES (Valeurs du t de Student entre parenthèses)						\bar{R}^2	D.M.	CODE de REJET	TEST ACCEPTÉ
	NO.	TYPE	C	a	B	T_i						
1957-1966	1	OLSQ	-0,382 (-0,532)	0,096 (0,606)	0,805 (33,790)	-	-	0,993	3,127	2,3		
	2	CORC	-0,426 (-1,436)	0,081 (1,248)	0,819 (81,520)	-	-	0,997	1,834		B3	
	3	OLSQ	1,022 (0,449)	-0,042 (-0,156)	0,630 (2,354)	0,004 (0,653)		0,992	3,084	1		
	4	CORC	-3,096 (-2,915)	0,324 (2,998)	1,159 (8,806)	-0,008 (-2,588)		0,998	3,100		B4**	
	5	OLSQ	0,575 (0,253)	0,032 (0,143)	0,706 (3,182)	0,002 (0,447)		0,992	3,157	2,3		
	6	CORC	-2,499 (-2,144)	0,207 (2,244)	1,039 (8,675)	-0,003 (-1,840)		0,997	2,214		B5**	

Tableau 4.7.f.
 FONCTIONS DE PRODUCTION DE TYPE COBB-DOUGLAS
 SOMMAIRE DES RESULTATS DE REGRESSION

Remarque: Les tests acceptés avec astérisque (*) indiquent la présence du code de rejet 3.

PERIODE	EQUATION		VALEURS ESTIMÉES (Valeurs du t de Student entre parenthèses)				R ²	U.W.	CODE de REJET	TEST ACCEPTÉ
	NO.	TYPE	C	a	β	T _f				
1952-1957 §	1	OLSQ	0,001 (0,020)	0,575 (3,451)	0,479 (4,921)	-	1,000	1,506		B6
	2	CORC	0,001 (0,022)	1,139 (10,049)	0,151 (2,288)	-	1,000	2,415		B7
1967-1976	3	OLSQ	0,001 (0,023)	-0,243 (-1,362)	1,139 (8,473)	-0,014 (-5,381)	1,000	2,002	1	
	4	CORC	0,001 (0,022)	0,493 (2,279)	0,623 (3,985)	-0,008 (-2,979)	1,000	2,125		B8
	5	OLSQ	0,004 (0,184)	0,570 (3,244)	0,481 (4,716)	-0,001 (-0,183)	1,000	1,503		B9
	6	CORC	0,003 (0,201)	1,135 (9,416)	0,153 (2,188)	-0,001 (-0,200)	1,000	2,407		B10

Tableau 4.7.g.
 FONCTIONS DE PRODUCTION DE TYPE COBB-DOUGLAS
 SOMMAIRE DES RESULTATS DE REGRESSION

Remarque: Les tests acceptés avec astérisque (*) indiquent la présence du code de rejet 3.

PERIODE	EQUATION		VALEURS ESTIMEES (Valeurs du t de Student entre parenthèses)					\bar{R}^2	D.W.	CODE de REJET	TEST ACCEPTÉ
	NO.	TYPE	C	a	B	T_i					
1952-1973	1	OLSQ	0,581 (1,299)	-0,119 (-0,826)	0,795 (39,284)	-	0,994	0,582	1,2		
	2	CORC	-0,149 (-0,173)	0,019 (0,095)	0,818 (15,220)	-	0,996	2,171		C1 *	
	3	OLSQ	1,059 (4,030)	0,038 (0,473)	0,565 (16,178)	0,001 (6,929)	0,998	1,955		C2 *	
	4	CORC	1,438 (5,522)	-0,026 (-0,359)	0,539 (17,641)	0,006 (8,749)	0,998	2,265	1		
	5	OLSQ	0,667 (2,509)	0,182 (1,951)	0,608 (19,658)	0,003 (6,494)	0,998	1,830		C3	
	6	CORC	0,999 (3,538)	0,134 (1,530)	0,589 (20,071)	0,003 (7,515)	0,998	2,026		C4	

Tableau 4.7.h.
 FONCTIONS DE PRODUCTION DE TYPE COBB-DOUGLAS
 SOMMAIRE DES RESULTATS DE REGRESSION

Remarque: Les tests acceptés avec astérisque (*) indiquent la présence du code de rejet 3.

PERIODE	EQUATION		VALEURS ESTIMEES (Valeurs du t. de Student entre parenthèses)					\bar{R}^2	D.W.	CODE de REJET	TEST ACCEPTÉ
	NO.	TYPE	C	α	β	T_i					
1957-1973	1	OLSQ	-1,568 (-3,002)	0,333 (2,439)	0,837 (55,419)	-	-	0,995	1,816		C5
	2	CORC	-1,285 (-2,311)	0,227 (1,477)	0,855 (43,506)	-	-	0,995	1,497		C6
	3	OLSQ	1,631 (1,575)	-0,092 (-0,562)	0,549 (6,316)	0,006 (3,346)		0,998	2,777	1	
	4	CORC	1,530 (1,976)	-0,091 (-0,761)	0,565 (8,181)	0,006 (4,084)		0,997	1,680	1	
	5	OLSQ	1,156 (0,705)	0,093 (0,497)	0,589 (4,116)	0,003 (1,740)		0,996	2,067		C7 *
	6	CORC	0,756 (0,398)	0,098 (0,521)	0,642 (3,485)	0,003 (1,139)		0,996	1,489		C8 *

Tableau 4.7.f.
 FONCTIONS DE PRODUCTION DE TYPE COBB-DOUGLAS
 SOMMAIRE DES RESULTATS DE REGRESSION

Remarque: Les tests acceptés avec astérisque (*) indiquent la présence du code de rejet 3.

PERIODE	EQUATION		VALEURS ESTIMÉES (Valeurs du t de Student entre parenthèses)					\bar{R}^2	D.M.	CODE de REJET	TEST ACCEPTE
	NO.	TYPE	C	α	β	T_i					
1967-1973	1	OLSQ	-1,828 (-2,023)	0,293 (0,953)	0,890 (16,327)	-	-	0,992	1,375		C9*
	2	CORC	-1,969 (-1,985)	0,271 (0,870)	0,919 (13,902)	-	-	0,991	2,255		C10*
	3	OLSQ	0,915 (0,796)	0,085 (0,363)	0,555 (4,540)	0,006 (2,897)		0,995	2,523	3	
	4	CORC	0,965 (0,941)	0,151 (0,703)	0,504 (5,025)	0,006 (3,943)		0,996	2,065		C11*
	5	OLSQ	2,867 (1,006)	0,396 (1,404)	0,186 (0,452)	0,007 (1,718)		0,992	1,885		C12*
	6	CORC	2,401 (0,783)	0,441 (1,453)	0,225 (0,517)	0,007 (1,549)		0,990	2,071		C13*

b) Tests sur la présence de l'effet Averch-Johnson

La grande majorité des résultats, soit 90% des régressions ayant satisfait aux règles strictes de validation au test de production, supporte l'hypothèse que Bell Canada n'a pas minimisé ses coûts pendant la période allant de 1952 à 1976. D'ailleurs, la plupart de ces résultats étaient significatifs à plus de 99%.

Comme les valeurs trouvées étaient négatives, la productivité marginale du facteur capital était donc inférieure à son coût unitaire, si l'on se réfère à la formulation de l'hypothèse nulle H_0 .

Seuls les modèles incluant une variable représentative de la technologie aboutissent à des résultats où l'hypothèse de minimisation des coûts peut être supportée, principalement avec l'option T_2 (4 cas sur 5). En fait, seules les régressions A12 et A13, qui satisfont aux règles de validité stricte, devraient être considérées. A noter qu'il s'agit là d'une même période, 1963-1976, testée à partir d'un même modèle, où seule la technique de régression varie.

Les différentes mesures du coût du capital n'ont apporté aucun changement significatif pour les tests A-J effectués à partir d'une même régression de production.

Les résultats sont fournis en annexe, avec le détail des programmes de traitement informatique, alors que le tableau 4.8 donne un sommaire des résultats de la deuxième série de tests, ceux qui vérifient la présence de l'effet Averch-Johnson chez Bell Canada.

Tableau 4.8. Sommaire des résultats des tests sur l'effet Averch-Johnson

TYPE DE REGRESSION	METHODE DES MOINDRES CARRÉS			METHODE ITERATIVE COCHRANE-ORCUTT			TOTAL
	L, K	L, K, T ₁	L, K, T ₂	L, K	L, K, T ₁	L, K, T ₂	
Variables indépendantes							Nombre de tests de production valides
<u>RESULTATS</u>							
1. Pas d'effet A-J			A12 C12 *		B4 *	A13 C13*	
Total			2		1	2	2 + 3* = 5
2. Présence de l'effet A-J	A4 A10 B6 C5 C9 *	A6 C2 *	A2 A8 B1 * B9 C3 C7 *	A1* A5 A11* B3 B7 C1* C6 C10*	A7* B8 C11*	A3 A9 B2* B5* B10 C4 C8 *	
Total(excluant *)	4	1	4	4	1	4	18
Grand Total	5	2	6	8	3	7	18 + 13* = 31
Nombre de tests de production valides							
a) Régressions avec validation souple: (Codes de rejet 1 ou 2)	5	2	8	8	4	9	20 + 16* = 36
Pourcentage effet A-J							
b) Régressions avec validation stricte: (Codes de rejet 1, 2 ou 3)	100%	100%	75%	100%	75%	78%	86%
Pourcentage effet A-J (excluant *)							
	100%	100%	80%	100%	100%	80%	90%

c) Interprétation des résultats

Lorsque 86% des résultats ne supportent pas l'hypothèse de minimisation des coûts chez Bell Canada, quelles sont les remarques qui s'imposent?

Tout d'abord, sans pour autant renier l'approche adoptée ou les options utilisées, il faut faire preuve d'une prudente réserve. En ne disposant d'observations que pour la période 1963-1976, l'hypothèse de minimisation des coûts ne peut être rejetée, ce qui contredit une présence de l'effet Averch-Johnson décelée, entre autres, pour la période 1952-1976. Par ailleurs, on ne saurait prévoir si l'hypothèse de surcapitalisation pourrait également être confirmée avec des données antérieures à 1952. Évidemment, la consistance dans les résultats obtenus pour la plupart des sous-périodes qui tendent à rejeter l'hypothèse de minimisation des coûts met en doute l'efficacité des décisions de production prises par cette compagnie, durant l'ensemble de cette période. Comme Bell Canada vient de planifier un vaste programme d'expansion pour les cinq prochaines années, avec des investissements annuels dépassant le milliard de dollars, il serait bon de réfléchir aux implications économiques et sociales de ces décisions. Plus particulièrement, il faudrait se demander si une substitution technique plus modérée du facteur capital au facteur travail ne répondrait pas plus avantageusement aux priorités gouvernementales actuelles, comme l'objectif de réduction du niveau de chômage.

Une deuxième remarque importante s'impose, concernant les rendements constants. Confirmant les résultats des études précédentes²³, nous trouvons que l'hypothèse des rendements constants, chez Bell Canada, est statistiquement significative à 99% dans la majorité des cas (26 sur 36). On est en droit de s'interroger sur l'argument des économies d'échelle souvent avancé par la compagnie au cours des audiences publiques. Alors qu'ils peuvent exister dans certains

²³ En plus de plusieurs rapports d'entreprise non publiés, il faut mentionner l'article de V. Corbo et J-M Dufour.

services, l'ensemble des opérations de la compagnie ne semble pas confirmer ce rendement.

Finalement, les diverses options introduites dans les tests ont donné des résultats plutôt inattendus. Ainsi, le choix des méthodes de calcul du coût du capital ne semble donner aucune différence marquée sur le résultat des tests. Les indexes de technologie sont assez inégaux et seul T_2 donne de meilleures validations. Une approche différente pour la construction de T_1 aurait peut-être amélioré les résultats. L'emploi de la méthode itérative Cochrane-Orcutt a donné moins de rejets que celle des moindres carrés. L'option la plus révélatrice est, sans conteste, le découpage de l'échantillon principal en sous-périodes, méthode qui a permis de rappeler le caractère aléatoire des échantillons de données utilisés dans la majorité des études utilisant des régressions.

Dans la période 1957-1976 on rejette 5 fois l'hypothèse de minimisation des coûts et seulement 2 fois pour la période de 1952-1976. Cet exemple de sensibilité à la durée des observations rend problématique toute interprétation catégorique des résultats obtenus. Les tableaux montrent qu'en débutant les observations en 1963 au lieu de 1957, et en allant toujours jusqu'en 1976, on obtient des résultats contraires, avec aucun effet A-J pour la période 1963-1976. Le fait d'avoir effectué un découpage en sous-périodes a donc servi, somme toutes, à nous amener à de saines réflexions sur l'interprétation des résultats.

En résumé, nous avons examiné les résultats des deux phases de tests, et ils sont très significatifs. Les tests de la fonction de production sont, dans l'ensemble, fort encourageants. Nous avons choisi de garder deux niveaux d'acceptation, le premier, avec 20 régressions satisfaisant strictement à tous les critères, et le second, comprenant 36 régressions (dont les 20 précédentes), avec un relâchement quant à la signification statistique de la variable travail, du fait que la valeur de son coefficient n'est pas très élevée (code de rejet 3).

Dans 90% des tests du premier niveau et 86% du second, nous ne pouvons pas supporter l'hypothèse que l'entreprise minimise ses coûts de production. De plus, dans tous ces cas, la valeur calculée du t de Student est négative, ce qui indique que le biais est en faveur du facteur capital.

Ce qui a semblé surprenant, c'est que les 3 options pour le calcul du capital n'ont pas amené des résultats nettement différents à partir de chaque régression. De ce fait, le tableau sommaire des résultats de tests sur l'effet A-J n'identifie que les 36 régressions, alors qu'il y a eu effectivement 108 tests .

Les indexes de technologie n'ont pas eu, finalement, beaucoup d'importance, ni comme variable explicative, ni comme variante du modèle de base. Un autre choix de données ou de techniques de traitement pourrait amener des améliorations, mais il nous semble qu'elles seraient d'ordre mineur.

Par contre, les résultats ont été très sensibles aux coupures de l'échantillon principal en sous-périodes. Les données disponibles s'arrêtaient en 1976 lorsque nous avons commencé nos tests préliminaires. Cependant, si l'échantillon avait débuté en 1963, nous aurions obtenu des résultats contraires à

la période de 1957-76, quant à l'hypothèse de minimisation des coûts. D'ailleurs, nous aurions pu tester les périodes débutant à l'intérieur de l'intervalle 1957-63 pour trouver si l'écart pouvait être réduit, tout en maintenant des résultats opposés. Cette constatation est très importante si l'on réexamine les travaux des autres chercheurs, dans lesquels les résultats se basent sur des tests couvrant une à trois périodes. On peut se demander dans quelle mesure leurs conclusions pourraient résister à une généralisation et, d'autre part, sur quels critères repose le choix de leurs périodes.

En dépit d'un effort permanent cherchant à introduire la plus grande flexibilité possible dans cette démarche, par l'utilisation de diverses options dans la préparation et la réalisation des tests, on ne peut rejeter l'hypothèse que la compagnie Bell Canada aurait biaisé ses décisions de production en faveur du facteur capital, durant la période 1952-1976, si l'on se base sur les résultats statistiques obtenus au terme de cette étude.

Conclusion

L'analyse critique des travaux empiriques sur l'effet Averch-Johnson a permis de dégager deux approches employées pour tester l'hypothèse de surcapitalisation, les méthodes dites de Spann ou de Courville. Notre préférence pour la seconde se justifiait par la simplicité de cette approche: vérifier les conditions nécessaires de la minimisation des coûts par l'égalité du rapport du prix des facteurs de production avec leur taux marginal de substitution technique. Cependant, les différents résultats dont nous avons eu connaissance nous ont semblés peu concluants (c'est un sentiment qui est partagé par les principaux critiques), principalement parce qu'ils n'ont pas su reconnaître l'aspect aléatoire du choix de la période. Dans la plupart des cas, les tests ont manqué de flexibilité dans le choix des options, même s'il faut bien admettre qu'il n'est pas toujours très facile de disposer de toutes les données ou autres moyens théoriquement souhaitables.

Jusqu'à date, les praticiens ne considèrent pas que l'hypothèse Averch-Johnson, quoique valide dans sa formulation théorique, ait été vérifiée empiriquement. Seuls, les travaux de Courville semblent trouver un consensus quant à la validité de la méthode employée.

Finalement, au chapitre IV, nous avons présenté la compagnie Bell Canada avec son organisation et sa performance financière. L'étude du taux de croissance de la demande de services téléphoniques dans le monde nous a permis de constater que les marchés d'avenir, pour la fourniture de nouveaux appareils, étaient des marchés d'exportation. Cependant, une décision récente du C.R.T.C. obligeant d'inclure les profits obtenus sur le projet d'Arabie Saoudite dans le calcul du taux de rendement global a fortement mécontenté la direction de Bell Canada.

Celle-ci a donc fait appel de cette décision, mais sans succès, devant le Conseil des Ministres. Un mécanisme particulier devrait être implanté, à l'avenir, pour inciter la compagnie à opérer sur le plan mondial et voir ainsi ses efforts et les risques financiers qu'elle est disposée à prendre, être récompensés.

Dans la dernière section, nous avons entrepris de vérifier la présence de l'effet Averch-Johnson chez Bell Canada. En adoptant l'approche de Courville, nous avons introduit plusieurs options, ce qui nous a donné 54 régressions différentes à partir des données de production disponibles. Les résultats étaient généralement satisfaisants, malgré l'élimination du tiers des régressions causée surtout par la variable travail. Nous avons eu relativement peu de succès avec chacun des deux indexes de technologie utilisés, mais ils ne semblent contribuer qu'à près de 1% à l'explication du modèle. Les valeurs paramétriques obtenues dans les régressions ont permis, ensuite, de passer à la deuxième étape, celle de la vérification de l'hypothèse de minimisation des coûts. En répétant les tests avec 3 méthodes différentes de calcul du coût du capital, nous avons trouvé que l'hypothèse nulle était rejetée à 86% pour un total de 108 tests. En fait, les options sur le coût du capital n'ont donné que de faibles variations dans les résultats, alors que le choix des sous-périodes a été le facteur le plus sensible parmi les options de notre modèle. A titre exemple, la période 1957-1976 a donné des résultats opposés à ceux obtenus pour 1963-1976. De ce fait, nous nous devons de faire preuve de prudence dans l'interprétation de nos résultats, même si ceux-ci supportent l'hypothèse que la compagnie Bell Canada n'avait pas minimisé ses coûts de production sur l'ensemble de la période allant de 1952 à 1976.

Arrivé au terme de ce travail il est nécessaire, finalement, d'en dresser le bilan. Dans le court terme, deux problèmes abordés précédemment mériteraient d'être analysés en profondeur. La construction de l'index composite représentant la variable

technologie devrait être réexaminée ce qui n'exclut pas, par ailleurs, d'expérimenter avec d'autres données sous des formes de spécification différentes. Une deuxième étude pourrait être consacrée à l'analyse du découpage des sous-périodes pour déterminer les causes de la grande sensibilité des résultats finaux au choix de ces échantillons. Il est assez probable, en fait, que le type de problème qui sera soulevé relèvera davantage de l'économétrie, particulièrement de la méthode de calcul du t de Student, que d'autres considérations théoriques, bien que cette hypothèse reste encore à vérifier.

BIBLIOGRAPHIE

ADAMS Walter, A Critical Evaluation of Public Regulation by Independent Commissions: The Role of Competition in the Regulated Industries, American Economic Review, mai 1958, pp. 527-43.

ANDERSON Dennis, Models for Determining Least-Cost Investments in Electricity Supply, Bell Journal of Economics, printemps 1972, pp. 267-99.

ATKINSON Robert et L. WAVERMAN, Resource Allocation and the Regulated Firm: Comment, Bell Journal of Economics, printemps 1973, pp. 283-7 .

ATKINSON Scott E. et Robert HALVORSEN, Inter-Fuel Substitution in Steam Electric Power Generation, Journal of Political Economy, 1976, pp. 959-78.

AVERCH Harvey et LeLand L. JOHNSON, Behavior of the Firm Under Regulatory Constraint, American Economic Review, décembre 1962, pp. 1052-69.

BAILEY Elisabeth E. et Lawrence J. WHITE, Reversals in Peak and Off-Peak Prices, Bell Journal of Economics, printemps 1974, pp. 75-92.

BAILEY Elisabeth E. et Roger D. COLEMAN, The Effect of Lagged Regulation in an Averch-Johnson Model, Bell Journal of Economics, printemps 1971, pp. 278-92.

BAILEY Elisabeth E., Economic Theory of Regulatory Constraint, Lexington Books, Massachusetts, 1973.

BAILEY Elisabeth E., Peak-Load Pricing Under Regulatory Constraint, Journal of Political Economy, 1972, pp. 662-79.

BAILEY Elisabeth E., Resource Allocation and the Regulated Firm: Comment on the Comments, Bell Journal of Economics, printemps 1973, pp. 288-92.

BAILEY Elisabeth et J.C. MALONE, Resource Allocation and the Regulated Industry, Bell Journal of Economics, printemps 1970, pp. 129-42.

BAUMOL William J. et Alvin K. KLEVORICK, Input Choices and Rate of Return Regulation: An Overview of the Discussion, Bell Journal of Economics, automne 1970, pp. 162-90.

BAUMOL William J., Economic Theory and Operations Analysis, 4^e édition, Prentice-Hall Inc., Englewood Cliff, N.J., 1977.

BAUMOL William J., Reasonable Rules for Rate Regulation: Plausible Policies for an Imperfect World, in Paul MacAvoy (coordinateur), The Crisis of the Regulatory Commissions: An Introduction to a Current Issue of Public Policy, W.W. Norton and Company Inc., New York, 1970, pp. 187-212.

BAWA U.S. et David S. SIBLEY, Dynamic Behavior of a Firm Subject to Stochastic Regulatory Review, Bell Laboratories, document de travail N° 38, septembre 1975.

BELL CANADA, Annual Charts, Montréal, 1978.

BERNARD Jean-Thomas, The Theory of the Firm Under Rate of Return Regulation: A Re-examination from the Demand Side, University of Pennsylvania, Thèse PhD non publiée, 1977.

BERNER Richard Olin, Constraints on the Regulatory Process, Ballinger Publishing Company, Cambridge, Massachusetts, 1976.

BOITEUX Marcel, On the Management of the Public Monopolies Subject to Budgetary Constraints, Journal of Economic Theory, septembre 1971, pp. 219-40.

BONBRIGHT James, Principles of Public Utility Rates, Columbia University Press, New York, 1961.

BOYES William J., An Empirical Examination of the Averch-Johnson Effect, Economic Inquiry, mars 1976, pp. 25-35.

BRAEUTIGAM Ronald Ray, The Regulation of Multiproduct Firms, Decisions of Entry and Rate Structure, Stanford University, thèse PhD non publiée, 1976.

BUCHANAN James M., A Public Choice Approach to Public Utility Pricing, Public Choice, automne 1968, pp. 1-17.

- BURNS Arthur E., Profit Limitation: Regulated Industries and the Defense-Space Industries, Bell Journal of Economics, printemps 1972, pp. 3-25.
- CALLEN Jeffrey L., Production Efficiency and Welfare in the Natural Gas Transmission Industry, American Economic Review, juin 1978, pp. 311-23.
- CALLEN Jeffrey, G.F. MATHEWSON et H. MOHRING, Benefits and Cost of Rate of Return Regulation, American Economic Review, 1976, pp. 290-7.
- COASE R.H., The Theory of Public Utility Pricing and its Application, Bell Journal of Economics, printemps 1970, pp. 113-28.
- COHEN Kalman J. et Richard M. CYERT, Theory of the Firm: Resource Allocation in a Market Economy, Prentice-Hall Inc., Englewood Cliffs, N.J., 1965.
- CORBO Vittorio et Jean-Marie DUFOUR, Fonctions de production dans l'économie du Québec, L'Actualité Économique, avril-juin 1978, pp. 176-206.
- COREY Gordon R., The Averch and Johnson Proposition: A Critical Analysis, Bell Journal of Economics, printemps 1971, pp. 358-73.
- COURVILLE Léon et Marcel G. DAGENAIS, On New Approaches to the Regulation of Bell Canada, Canadian Public Policy, hiver 1977, pp. 76-81.
- COURVILLE Léon, Regulation and Efficiency in the Electric Utility Industry, Bell Journal of Economics, printemps 1974, pp. 53-74.
- COWING Thomas G., The Effectiveness of Rate of Return Regulation: An Empirical Test Using Profit Functions, in M. Fuss et D. McFadden (coordinateurs), Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications, North-Holland, Amsterdam, 1979, pp. 215-46.
- CROSS J.G., Incentive Pricing and Utility Regulation, Quarterly Journal of Economics, mai 1970, pp. 236-53.
- CUDAHY Richard D., Regulation's Future – Progress or Oblivion? Public Utilities Fortnightly, 9 novembre 1978, pp. 13-6.

CUDAHY Richard D., The Role of the Regulator in Utility Financing, Public Utilities Fortnightly, 18 novembre 1976, pp. 29-31.

CYERT Richard et James MARCH, A Behavioral Theory of the Firm, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, N.J., 1963.

DANSBY R.E., Effects of Depreciation on Behavior of Regulated Firms, American Economic Review, 1974, pp. 4-12.

DAVIS B.E., G.J. CACCAPPOLO et M.A. CHAUDRY, An Econometric Planning Model for American Telephone and Telegraph Company, Bell Journal of Economics, printemps 1973, pp. 29-56.

DAVIS E.G., A Dynamic Model of the Regulated Firm with a Price Adjustment Mechanism, Bell Journal of Economics, printemps 1973, pp. 270-82.

DEMSETZ Harold, The Private Production of Public Goods, Journal of Law and Economics, octobre 1970, pp. 293-306.

DEMSETZ Harold, Why Regulate Utilities? in William G. Shepherd et Thomas G. Gies (coordinateurs), Regulation in Further Perspective: The Little Engine that Might, Ballinger Publishing Company, Cambridge, Mass., 1974, pp. 125-36.

DIAMOND Peter A., Consumption Externalities and Imperfect Corrective Pricing, Bell Journal of Economics, automne 1973, pp. 526-38.

DOBELL A.R. *et al.*, Telephone Communications in Canada: Demand, Production and Investment Decisions, Bell Journal of Economics, printemps 1972, pp. 172-219.

DOUGLAS Paul H., Are There Laws of Production? American Economic Review, mars 1948, pp. 1-41.

ECKERT Ross, On the Incentives of Regulators: The Case of Taxicabs, Public Choice, printemps 1973, pp. 83-100.

EDELSON M.M., Resource Allocation and Regulated Firm: Reply to Bailey and Malone, Bell Journal of Economics, printemps 1971, pp. 374-8.

EL HODIRI Mohamed et Akira TAKAYAMA, Behavior of the Firm Under Regulatory Constraint, American Economic Review, mars 1973, pp. 235-7.

EL HODIRI Mohamed et Akira TAKAYAMA, Dynamic Behavior of the Firm With Adjustment Costs, Under Regulatory Constraint, document de travail N°46, University of Kansas, 1972.

ELTON Edwin J. et Martin J. GRUBER, Optimal Investment and Financing Patterns for a Firm Subject to Regulation with a Lag, Journal of Finance, décembre 1977, pp. 1485-500.

FISHELSON G., Telecommunications, CES Production Functions, Applied Economics, 1977, pp. 9-18.

FOX John Anthony, An Empirical Test of the Averch-Johnson Hypothesis in the Electric Utility Industry, Brown University, thèse PhD non publiée, 1975.

FRANKFURTER Felix et Henry M. HART Jr., Rate Regulation, in Paul MacAvoy (coordinateur), The Crisis of the Regulatory Commissions: An Introduction to a Current Issue of Public Policy, W.W. Norton and Company Inc., New York, 1970, p. 1-17.

FRIEDLAENDER Ann F., The Social Costs of Regulating the Railroads, American Economic Review, mai 1971, pp. 226-41.

FURUBOTN E.G. et S. PESOVITCH, Property Rights and Economic Theory: Survey of Recent Literature, Journal of Economic Literature, décembre 1972, pp. 1137-62.

FUSS Melvyn et Leonard WAVERMAN, Multi-Product, Multi-Input Cost Functions for a Regulated Utility: The Case of Telecommunications in Canada, document de travail, N°7810, University of Toronto, Institute for Policy Analysis, juin 1978.

GODDARD F., On the Effectiveness of Regulation of Electric Utility Prices: Comment, Southern Economic Journal, juillet 1971, pp. 125-6.

GOLDBERG V.P., Toward an Expanded Economic Theory of Contract, Journal of Economic Issues, mars 1976, pp. 45-61.

GRAHAM David Randall, A Test of the Averch-Johnson Model of Regulation Using Electric Utility Data, University of California at Los Angeles, thèse PhD non publiée, 1976.

- GRANFIELD Michael E., Resource-Allocation Within Hospitals - Unambiguous Analytical Test of the A-J Hypothesis, Applied Economics, 1975, pp. 241-9.
- GRAY Horace M., The Passing of the Public Utility Concept, in Readings in Social Control of Industry, American Economic Association, The Blakston Company, Philadelphia, 1949, pp. 280-303.
- GREEN M. et R. NADER, Economic Regulation vs. Competition: Uncle Sam vs. Monopoly Man, Yale Law Journal, avril 1973, pp. 871-90.
- GRILICHES Zvi, Cost Allocation in Railroad Regulation, Bell Journal of Economics, printemps 1972, pp. 26-41.
- HARBERGER Arnold, Monopoly and Resource Allocation, American Economic Review, mai 1954, pp. 77-87.
- HAWKINS C.A., Optimum Growth of Regulated Firm, Western Economic Journal, 1969, pp. 187-9.
- HAYASHI P.M. et J.M. TRAPANI, Rate of Return Regulation and Regulated Firm Choice of Capital-Labour Ratio: Further Empirical Evidence on Averch-Johnson Model, Southern Economic Journal, janvier 1976, pp. 384-98.
- HEATHFIELD David F., Production Functions, MacMillan Studies in Economics Series, The MacMillan Press Ltd., London, 1971.
- HELMAN Robert A., A Lawyer Looks at the Purpose of Regulation, Public Utilities Fortnightly, 4 mars 1965, pp. 24-30.
- HERENDEEN James B., A Financial Model of Regulated Firm and Implications of Model for Determination of Fair Rate of Return, Southern Economic Journal, octobre 1975, pp. 279-84.
- HILTOK George, The Basic Behavior of Regulatory Commissions, American Economic Review, mai 1972, pp. 47-54.
- OLTHAUSEN D.M., Input Choices and Uncertain Demand, American Economic Review, mars 1976, pp. 94-103.
- JACKSON R., Regulation and Electric Utility Rate Levels, Land Economics, 1969, pp. 372-6.

JAFFEE Bruce, Aspects of the Regulated Public Utility: Misallocation, Marginal Cost Pricing and Depreciation, John Hopkins University, thèse PhD non publiée, 1971.

JOHNSON Leland L., The Averch-Johnson Hypothesis after Ten Years, in William G. Shepherd et Thomas G. Gies (coordinateurs), Regulation in Further Perspective: The Little Engine That Might, Ballinger Publishing Company, Cambridge, Mass., 1974, pp. 67-78.

JOHNSTON J., Statistical Cost Analysis, McGraw-Hill, New York, 1960.

JORDAN W.A., Producer Protection, Prior Market Structure and the Effects of Government Regulation, Journal of Law and Economics, août 1972, pp. 151-76.

JORGENSEN Dale W., Investment Behavior and the Production Function, Bell Journal of Economics, printemps 1972, pp. 220-51.

JOSKOW Paul L. et Roger G. NOLL, Regulation in Theory and in Practice, National Bureau of Economic Research, Conférence sur la réglementation publique, Washington, D.C. décembre 1977.

JOSKOW Paul L., Firm Decision-Making Process and Oligopoly Theory, American Economic Review, mai 1975, pp. 270-9.

JOSKOW Paul L., Inflation and Environmental Concern: Structural Change in the Process of Public Utility Price Regulation, Journal of Law and Economics, octobre 1974, pp. 291-327.

JOSKOW Paul L., Pricing Decisions of Regulated Firms - Behavioral Approach, Bell Journal of Economics, printemps 1973, pp. 118-40.

JOSKOW Paul L., Regulatory Activities by Government Agencies, document de travail N°171, M.I.T., Cambridge, Mass., 1975.

JOSKOW Paul L., The Determination of the Allowed Rate of Return in a Formal Regulatory Hearing, Bell Journal of Economics, automne 1972, pp. 632-44.

KAFOGLIS Milton Z. et Charles NEEDY, "Spread" in Electric Utility Rate Structures, Bell Journal of Economics, printemps 1975, pp. 377-87.

- KAFOGLIS Milton Z., Output of the Restrained Firm, American Economic Review, septembre 1969, pp. 583-9.
- KAHN Alfred E., Can an Economist Find Happiness Setting Public Utility Rates? Public Utilities Fortnightly, 5 janvier 1978, pp. 11-15.
- KAHN Alfred E., The Graduated Fair Return: Comment, American Economic Review, mars 1968, pp. 170-3.
- KAHN Alfred, The Economics of Regulation: Principles and Institutions, (Vol. I & II), John Wiley and Sons Inc., New York, 1970 & 1971.
- KEATING B.P. et M.O. KEATING, Non-Profit Firms, Decision-Making and Regulation, Review of Social Economics, 1975, pp. 26-42.
- ENDRICK John W., Efficiency Incentives and Cost Factors in Public Utility Automatic Revenue Adjustment Clauses, Bell Journal of Economics, printemps 1975, pp. 299-313.
- KENNEDY Thomas Earl, Regulatory Control of Monopoly: Limitations, Methods and Effects, John Hopkins University, thèse PhD non publiée, 1975.
- KENNEDY Thomas Earl, The Regulated Firm with a Fixed Proportion Production Function, American Economic Review, décembre 1977, pp. 968-71.
- KLEVORICK A.K., Graduated Fair Return - Further Comment, American Economic Review, septembre 1971, p.727.
- KLEVORICK A.K., The Behavior of a Firm Subject to Stochastic Regulatory Review, Bell Journal of Economics, printemps 1973, pp. 57-88.
- KLEVORICK A.K., The Behavior of a Firm Subject to Stochastic Regulatory Review: Correction, Bell Journal of Economics, automne 1974, pp. 713-4.
- KLEVORICK A.K., The Optimal Fair Rate of Return, Bell Journal of Economics, printemps 1971, pp. 122-53.
- LANDSBERGER Michael et Abraham SUBOTNIK, Regulation Effects on Resource Allocation of a Utility Maximizing Firm, European Economic Review, août 1976, pp. 235-54.

LELAND H.E., Regulation of Natural Monopolies and Fair Rate of Return, Bell Journal of Economics, printemps 1974, pp. 3-15.

LERNER Abba P., Conflicting Principles of Public Utility Rate Regulation, in Paul MacAvoy (coordinateur), The Crisis of the Regulatory Commissions: An Introduction to a Current Issue of Public Policy, W.W. Norton and Company Inc., New York, 1970, pp. 18-29.

LINHART Peter B., Depreciation in a Simple Regulatory Model: Comment, Bell Journal of Economics, printemps 1974, pp. 229-32.

LINHART Peter B., Joël L. LEBOWITZ et Frank W. SINDEN, The Choice Between Capitalizing and Expensing Under Rate Regulation, Bell Journal of Economics, automne 1974, pp. 406-19.

LITTLECHILD Stephen C., A State Preference Approach to Public Utility Pricing and Investment Under Risk, Bell Journal of Economics, printemps 1972, pp. 340-5.

LOEHMAN Edna et Andrew WHINSTON, A New Theory of Pricing and Decision-Making for Public Investment, Bell Journal of Economics, automne 1971, pp. 606-25.

MacAVOY Paul W., The Crisis of the Regulatory Commissions: An Introduction to a Current Issue of Public Policy, W.W. Norton and Company, Inc., New York, 1970.

MACHLUP Fritz, Theories of the Firm: Marginalist, Behavioral, Managerial, American Economic Review, mars 1967, pp. 1-33.

MANN Patrick, User Power and Electricity Rates, Journal of Law and Economics, octobre 1974, pp. 433-43.

MANNE Henry G., The Social Responsibility of Regulated Industries, Wisconsin Law Review, 1972, pp. 995-1009.

McKAY Derek John, Two Essays on the Economics of Electricity Supply: 1. Has the Averch-Johnson Effect Been Empirically Verified? 2. Electricity Pricing, California Institute of Technology, thèse PhD non publiée, 1978.

McKIE J.W., Regulation and the Free Market: The Problem of Boundaries, Bell Journal of Economics, printemps 1970, pp. 6-26.

- McNICOL D.L., The Comparative Statics Properties of Theory of the Regulated Firm, Bell Journal of Economics, automne 1973, pp. 428-53.
- MEYER R.A., Capital Structure and Behavior of Regulated Firm Under Uncertainty, Southern Economic Journal, 1976, pp. 600-9.
- MEYER R.A., Monopoly Pricing and Capacity Choice Under Uncertainty, American Economic Review, 1975, pp. 326-37.
- MIGUÉ Jean-Luc, Controls versus Subsidies in the Economic Theory of Regulation, Journal of Law and Economics, avril 1977, pp. 213-21.
- MIRUCKI Jean, Discrimination économique et politique de transfert, Mémoire de D.E.A., Université de Bordeaux, 1977.
- MISMER Melvyn L., Research Report on Bell Canada, Merrill Lynch Royal Securities Ltd., Toronto, 1979.
- MOORE Thomas Gale, Effectiveness of Regulation of Electric Utility Prices, Southern Economic Journal, avril 1970, pp. 365-75.
- MORTON Walter A., Do Utilities Waste Capital? The Averch and Johnson Theory, Public Utilities Fortnightly, 27 mai 1971, pp. 13-24.
- MURPHY Michael M., A Theory of Regulatory Behavior, University of California at Los Angeles, thèse PhD non publiée, 1975.
- MYERS Stewart C., A Simple Model of Firm Behavior Under Regulation and Uncertainty, Bell Journal of Economics, printemps 1973, pp. 304-15.
- NAKATANI Iwao, Behavior of the Firm Under Regulatory Constraint: A Critical View, Osaka Economic Papers, septembre 1974, pp. 20-8.
- NEEDY C.W., Optimal Distortion Mix for Constrained Profit-Maximization, Economic Inquiry, avril 1977, pp. 251-68.
- NEEDY Charles W., Regulation-Induced Distortions, Lexington Books, D.C. Heath and Co.,

Lexington, Mass., 1975.

NEEDY Charles W., Social Cost of A-J-W Output Distortion, Southern Economic Journal, 1976, pp. 486-9.

NELSON Boyd L., Costs and Benefits of Regulating Communications, American Economic Review, mai 1971, pp. 218-25.

NERLOVE Marc, Returns to Scale in Electricity Supply, in Carl Christ *et al.*(coordinateurs), Measurement in Economics, Stanford University Press, Stanford, California, 1963, pp. 167-98.

NGUYEN D.T. et G.J. MacGREGOR-REID, Interdependent Demands, Regulatory Constraint and Peak Load Pricing, The Journal of Industrial Economics, juin 1977, pp. 275-93.

NOLL Roger G. et Lewis A RIULIN, Regulating Prices in Competitive Markets, Yale Law Journal, 1973, pp. 1426-34.

NOLL Roger G., Empirical Studies of Utility Regulation, document de travail N°135, California Institute of Technology, août 1976.

NORLAND Douglas Lee, An Ex-ante Measurement of the Averch-Johnson Effect in Electric Power Generation, Indiana University, Graduate School of Business, thèse PhD non publiée, 1977.

OKUGUCHI Koji, Input Choices Under Rate of Return Regulation, Keizai-Kenzyu Journal of Institute of Economics Research, Hitotsubashi University, Tokyo, Japan, juillet 1974, pp. 272-3.

OSTERGREN C.N., Is the Averch-Johnson Theory Tenable? Public Utilities Fortnightly, 30 janvier 1975, pp. 28-32.

PELES Yoram C. et E. SHESHINSKI, Integration Effects of Firms Subject to Regulation, Bell Journal of Economics, printemps 1976, pp. 308-13.

PELES Yoram C. et Jerome L. STEIN, The Effect of Rate of Return Regulation is Highly Sensitive to the Nature of the Uncertainty, American Economic Review, juin 1976, pp. 278-89.

PELTZMAN Sam, Pricing in Public and Private Enterprises: Electric Utilities in the United States, Journal of Law and Economics, avril 1971, pp. 109-47.

PELTZMAN Sam, Toward a More General Theory of Regulation, Journal of Law and Economics, août 1976, pp. 211-44.

PERRAKIS Stylianos et Izzet SAHIN, Resource Allocation and Scale of Operations in a Monopoly Firm: A Dynamic Analysis, International Economic Review, juin 1972, pp. 399-407.

PERRAKIS Stylianos, Duality Theory and the Fixed Factors of Production, document de travail N°78-5, Université d'Ottawa, 1978.

PERRAKIS Stylianos et Perry SHAPIRO, Duality and Monopoly Theory, document de travail N°80, University of California, Santa Barbara, 1976.

PERRAKIS Stylianos, Rate of Return Regulation of a Monopoly Firm With Random Demand, International Economic Review, février 1976, pp. 149-62.

PERRAKIS Stylianos, Regulated Price-Setting Monopoly Firm With Random Demand Curve, American Economic Review, 1976, pp. 410-6.

PERRAKIS Stylianos, Regulatory Modes, Adjustment Mechanisms and the Microeconomics of Uncertainty, document de travail N°77-26, Université d'Ottawa, 1977.

PETERSEN Craig H., An Empirical Test of Regulatory Effects, Bell Journal of Economics, printemps 1975, pp. 111-26.

PETERSEN Craig H., The Effect of Regulation on Production Costs and Output Prices, Stanford University, thèse PhD non publiée, 1973.

PETERSEN David W. et James H. Van Der WEIDE, A Note on the Optimal Investment Policy of the Regulated Firm, Atlantic Economic Journal, automne 1976, pp. 51-5.

PHILLIPS Almarin (coordinateur), Promoting Competition in Regulated Markets, The Brookings Institution, Washington, D.C., 1975.

PHILLIPS Charles F. Jr., The Economics of Regulation, 2^e édition, Richard D. Irwin Inc., Homewood, Illinois, 1965.

- POSNER Richard A., Taxation by Regulation, Bell Journal of Economics, printemps 1971, pp. 22-50.
- POSNER Richard A., The Social Costs of Monopoly and Regulation, Journal of Political Economy, 1975, pp. 807-27.
- POSNER Richard A., Theories of Economic Regulation, Bell Journal of Economics, printemps 1972, pp. 335-58.
- POSNER Richard, The Behavior of Administrative Agencies, Journal of Legal Studies, juin 1972, pp. 305-47.
- POWELL Robert S. Jr., The Politics of Regulation: The F.C.C. and Cable Television, Princeton University, thèse PhD non publiée, 1976.
- PRENTIS Margaret R., Cost Separations, Cross-Subsidies and Competitive Aspects, Communication à l'Assemblée Industrielle, Ottawa, Canada, 1977.
- PRESSMAN Israel et A. CAROL, Behavior of Firm Under Regulatory Constraint - Note, American Economic Review, mars 1971, pp. 210-12.
- PRESSMAN Israël et A. CAROL, Behavior of Firm Under Regulatory Constraint - Reply, American Economic Review, mars 1973, p. 238.
- PUSTAY Michael W., The Effects of Regulation on Resource Allocation in the Domestic Trunk Airline Industry, Yale University, thèse PhD non publiée, 1973.
- RENSHAW Edward, Possible Alternatives to Direct Regulation, in Paul MacAvoy (coordinateur), The Crisis of the Regulatory Commissions: An Introduction to a Current Issue of Public Policy, W.W. Norton and Company Inc., New York, 1970.
- ROSOFF Peter, The Application of Traditional Theory to a Regulated Firm, Business Economics, janvier 1969, pp. 77-81.
- ROSSE James N. et John C. PANZAR, Models of Regulated Monopoly With Service Quality and Averch-Johnson Effects: Pre-Empirical Comparative Status, Memorandum N°176, Stanford University, California, juillet 1974.
- ROWLEY Charles K. (coordinateur), Readings in Industrial Economics: Theoretical Foundations, Vol. I, The MacMillan Press Ltd., London, 1972.

ROWLEY Charles K. (coordinateur), Readings in Industrial Economics: Private Enterprise and State Intervention, Vol. II, The MacMillan Press Ltd., London, 1972.

RUSSEL Milton et Robert SHELTON, A Model of Regulatory Agency Behavior, Public Choice, hiver 1974, pp. 47-62.

SANKAR Ulaganathan, Depreciation Tax Policy and Firm Behavior Under Regulatory Constraint, Southern Economic Journal, juillet 1977, pp. 1-12.

SCHEIDELL John M., The Relevance of Demand Elasticity for Rate of Return Regulation, Southern Economic Journal, 1976, pp. 1088-95.

SCHMALENSEE Richard, Estimating Costs and Benefits of Utility Regulation, Quarterly Review of Economics and Business, 1974, pp. 51-64.

SCHMALENSEE Richard, Valuing Changes in Regulated Firms Input Prices, Southern Economic Journal, 1977, pp. 1346-51.

SHEPHERD William G. et Thomas G. GIES (coordinateurs), Regulation in Further Perspective: The Little Engine That Might, Ballinger Publishing Company, Cambridge, Mass., 1974.

SHEPHERD William G. (coordinateur), Public Policies Toward Business: Readings and Cases, Richard D. Irwin Inc., Homewood, Illinois, 1975.

SHEPHERD William G., Regulation, Entry and Public Enterprise, in William G. Shepherd et Thomas G. Gies (coordinateurs), Regulation in Further Perspective: The Little Engine That Might, Ballinger Publishing Company, Cambridge, Mass., 1974, pp. 5-25.

SHERMAN Roger, Curing Regulatory Bias in United-States Public Utilities, Journal of Economic Business, 1976, pp. 1-9.

SHERMAN Roger, Ex-Ante Rate of Return for Regulated Utilities, Land Economics, mai 1977, pp. 172-84.

SHERMAN Roger, Rate-of-Return Regulated Public Utility Firm is Schizophrenic, Applied Economics, 1972, pp. 23-31.

SHESHINSKI Eytan, Price, Quality and Quantity Regulation in Monopoly Situations, Economica, 1976, pp. 127-37.

SHESHINSKI Eytan, Welfare Aspects of a Regulatory Constraint: Note, American Economic Review, mars 1971, pp. 175-8.

SIMON Herbert A., Rational Decision-Making in Business Organizations, American Economic Review, septembre 1979, pp. 493-513.

SIMON Herbert A., Theories of Decision-Making in Economics and Behavioral Science, American Economic Review, juin 1959, pp. 253-83.

SMITH V. Kerry, The Implications of Regulation for Induced Technical Change, Bell Journal of Economics, automne 1974, pp. 623-32.

SMITH V. Kerry, The Implications of Regulation for Induced Technical Change: Reply, Bell Journal of Economics, automne 1975, pp. 706-7.

SOLOMON Ezra, Alternative Rate of Return Concepts and Their Implications for Utility Regulation, Bell Journal of Economics, printemps 1970, pp. 65-81.

SOULIE D., Quelques aspects de la théorie de la firme règlementée, Vie et Sciences Économiques, janvier 1979, pp. 69-74.

SPANN Robert M., Rate of Return Regulation and Efficiency in Production: An Empirical Test of the Averch-Johnson Thesis, Bell Journal of Economics, printemps 1974, pp. 38-52.

STEIN Jerome L. et George H. BORTS, Behavior of the Firm Under Regulatory Constraint, American Economic Review, décembre 1972, pp. 964-70.

STELZER Irwin M., Rate Base Regulation and Some Alternatives, Public Utilities Fortnightly, 25 septembre 1969, pp. 17-25.

STIGLER George J. et Claire FRIEDLAND, What Can Regulators Regulate? The Case of Electricity, Journal of Law and Economics, octobre 1962, pp. 1-16.

- STIGLER George J., The Goals of Economic Policy, Journal of Law and Economics, octobre 1975, pp. 283-92.
- STIGLER George J., The Theory of Economic Regulation, Bell Journal of Economics, printemps 1971, pp. 1-21.
- STONEBRAKER Robert J., Geometric Treatment of Averch-Johnson's Behavior of Firm Model: Comment, American Economic Review, mars 1972, pp. 140-1.
- STRIMLIN David V. et Abbas MIRAKHOR, A Note on the Averch-Johnson Effect Controversy, Southern Economic Journal, juillet 1974, pp. 149-51.
- SUDIT Ephraim F., Additive Non Homogeneous Production Functions in Telecommunications, Bell Journal of Economics, automne 1973, pp. 499-514.
- TAKAYAMA Akira, Behavior of the Firm Under Regulatory Constraint, American Economic Review, juin 1969, pp. 255-60.
- TAPON Francis, A Dynamic Theory of Regulated Industry: A Theoretical and Empirical Study, Duke University, thèse PhD non publiée, 1974.
- TEZENAS du MONTCEL H. et Y. SIMON, Théorie de la firme et réforme de l'entreprise: revue de la théorie des droits de propriété, Revue Economique, 1977, pp. 321-51.
- TOLLISON Robert D., A Historical Note on Regulatory Reform, Regulation, novembre/décembre 1978, pp. 46-9.
- TREBING Harry M. (coordinateur), Performance Under Regulation, East Lansing, Institute of Public Utilities, Michigan State University, 1968.
- TREBING Harry M., Chicago School versus Public Utility Regulation, Journal of Economic Issues, 1976, pp. 97-126.
- TREBING Harry M., Common Carrier Regulation - The Silent Crisis, Law and Contemporary Problems, 1969, pp. 299-329.
- TREBING Harry M., Government Regulation and Modern Capitalism, Journal of Economic Issues,

1969, pp. 87-109.

TULLOCK Gordon, Achieving Deregulation - A Public Choice Perspective, Regulation, novembre/décembre 1975. PP. 50-4.

VICKERS Douglas, The Cost of Capital and the Structure of the Firm, The Journal of Finance, septembre 1969, pp. 35-45.

VICKERS Douglas, The Theory of the Firm: Production, Capital and Finance, McGraw-Hill Book Company, New York, 1968.

VICKREY William, Responsive Pricing of Public Utility Services, Bell Journal of Economics, printemps 1971, pp. 337-46.

VINOD H.D., Nonhomogeneous Production Functions and Applications to Telecommunications, Bell Journal of Economics, automne 1972, pp. 531-43.

WAVERMAN Leonard, Peak-Load Pricing Under Regulatory Constraint: A Proof of Inefficiency, Journal of Political Economy, 1975, pp. 645-54.

WELCH Jonathan B., Workable Alternatives to Regulation, Public Utilities Fortnightly, 23 octobre 1975, pp. 36-9.

WELLISZ Stanislaw H., Regulation of Natural Gas Pipeline Companies: An Economic Analysis, Journal of Political Economy, février 1963, pp. 30-43.

WESTFIELD Fred M., Methodology of Evaluating Economic Regulation, American Economic Review, mai 1971, pp. 211-7, avec Commentaires, pp. 235-41.

WESTFIELD Fred M., Regulation and Conspiracy, American Economic Review, juin 1965, pp. 424-43.

WHITE Lawrence J., Quality Variation When Prices Are Regulated, Bell Journal of Economics, automne 1972, pp. 425-36.

WHITEAKER Stanley C., Structural Changes in Regulation - Its Causes and a Cure, Public Utilities Fortnightly, 13 mars 1975, pp. 24-31.

WILCOX Clair, Public Policies Toward Business, 3^e édition, Richard D. Irwin, Inc., Homewood, Illinois, 1966.

WILLIAMSON Oliver E., The Economics of Discretionary Behavior: Managerial Objectives in a Theory of the Firm, Prentice-Hall, Inc., Englewood Cliffs, N.J., 1964.

WILLIAMSON Oliver, Peak-Load Pricing and Optimal Capacity under Indivisibility Constraints, American Economic Review, septembre 1966, pp. 810-27.

WILSON George W., Regulation, Public Policy and Efficient Provision of Freight Transportation, Transportation Journal, automne 1975, pp. 5-20.

WILSON George W., The Deregulation of Industry: How Far Should It Go?, Indiana Law Review, printemps 1976, pp. 700-17.

WILSON John W., Rate of Return Regulation Under Changing Economic Conditions, Public Utilities Fortnightly, 6 juillet 1972, pp. 16-21.

WIND Harold H., Fair Rate of Return and Incentives - Some General Considerations, in Harry M. Trebing (coordinateur), Performance Under Regulation, East Lansing, Institute of Public Utilities, Michigan State University, 1968.

ZAJAC E.E., A Geometric Treatment of Averch-Johnson's Behavior of the Firm Model, American Economic Review, mars 1970, pp. 117-25.

ZAJAC E.E., A Geometric Treatment of Averch-Johnson's Behavior of the Firm Model: Reply, American Economic Review, mars 1972, p. 142.

ZAJAC E.E., Lagrange Multiplier Values at Constrained Optima, Journal of Economic Theory, avril 1972, pp. 125-31.

ZAJAC E.E., Note on "Gold Plating" or "Rate Base Padding", Bell Journal of Economics, printemps 1972, pp. 311-5.

ZIEMBA William T., The Behavior of a Firm Subject to Stochastic Regulatory Review: Comment, Bell Journal of Economics, automne 1974, pp. 710-2.