

Article

« Modèle économétrique québécois et optimum macroéconomique »

Lise Salvas-Bronsard, R. Lacroix, G. Bélanger, R. Lévesque, C. Montmarquette et Paul Outlas

L'Actualité économique, vol. 49, n° 3, 1973, p. 349-378.

Pour citer cet article, utiliser l'adresse suivante :

<http://id.erudit.org/iderudit/803007ar>

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : erudit@umontreal.ca

MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE QUÉBÉCOIS ET OPTIMUM MACROÉCONOMIQUE *

1. INTRODUCTION

Le problème de la politique économique peut se définir par rapport à deux thèmes principaux : 1) obtenir une représentation claire et cohérente des structures de l'économie, 2) trouver un optimum sur cette structure. Le premier thème se réfère à la spécification, à l'estimation et à l'analyse d'un modèle macroéconomique. Le deuxième thème peut être traité en spécifiant une fonction de préférence et en la maximisant sous les contraintes qu'impose la structure de l'économie.

Ces deux thèmes sont interreliés en ce sens que la spécification du modèle économétrique doit se faire en fonction du problème de décision. En effet, le modèle économétrique étant le système de contraintes du problème de décision, il doit porter sur les variables qui apparaissent dans la fonction de préférence.

La fonction de préférence d'un problème de politique économique ne résulte pas nécessairement de l'agrégation des fonctions de préférence individuelles. Elle peut, en effet refléter soit les goûts personnels du chef du gouvernement, soit les goûts du parti politique au pouvoir, soit encore ce que le gouvernement perçoit comme étant les goûts de la majorité. Cette fonction de préférence doit porter sur les principales variables économiques qu'on peut diviser en trois grandes catégories par rapport au problème de la politique économique : 1) les variables-objectifs, non contrôlables directement (l'emploi, les prix, l'investissement, ...) ; 2) les variables instrumentales (dépenses gouvernementales, taux de taxation) ; 3) les variables exogènes (variables retardées, variables instrumentales d'autres pays, d'autres régions, etc.).

Essentiellement, le modèle économétrique reliera les variables-objectifs aux variables instrumentales et aux variables vraiment exogènes. Il révé-

* L. Salvat-Bronsard, R. Lacroix, G. Bélanger, R. Lévesque et C. Montmarquette sont professeurs au département d'économique de l'Université de Montréal. Paul Outlas est un étudiant polycéphale dont faisaient partie, en 1972-1973, P. Lefebvre, D. Racette, P. Bélanger, A. Dubuc et M. Gareau. Ce travail a été réalisé grâce à une subvention du ministère de l'Éducation pour la formation de chercheurs et l'action concertée, 1972-1973.

lera l'impact des variables instrumentales sur les variables-objectifs. En d'autres mots, les variables-objectifs seront les variables *endogènes* du modèle économétrique et les variables instrumentales, ainsi que les variables exogènes, en seront les variables *prédéterminées*. Il faut alors tenter de mesurer par le modèle, l'impact de chaque variable instrumentale sur chaque variable endogène. Ce faisant, il est utile d'introduire des délais permettant d'évaluer les effets, à moyen et à long terme, des variables instrumentales.

Dans le présent texte, nous ne présentons que la première étape du problème de la politique économique, soit la *spécification* et l'*analyse* d'une représentation réelle de l'économie. L'économie en cause est toutefois bien particulière puisqu'il s'agit de celle du Québec¹. De ce fait, les variables instrumentales se réduisent aux dépenses gouvernementales et aux différents taux de taxation.

Dans la section 2, nous présentons la spécification et l'analyse de chaque équation estimée par moindres carrés ordinaires. La section 3 portera sur l'analyse de la simultanéité du modèle, les méthodes d'estimation et le modèle résultant. Dans la section 4, le modèle sera résolu de façon à dégager les multiplicateurs de passage et de longue période. Ces multiplicateurs seront ensuite comparés à d'autres multiplicateurs découlant de différents modèles [Dagenais (1972), Officer (1968), Salvas-Bronsard (1972)].

2. SPÉCIFICATION ET ESTIMATION DE CHAQUE ÉQUATION PAR MOINDRES CARRÉS ORDINAIRES

Avant de présenter chaque équation, nous classifions notre modèle quant à son but, à l'économie sur laquelle il porte, aux données utilisées, et à la forme générale du modèle.

2.1) *Caractéristiques du modèle*

Nous construisons un modèle avec l'idée de dériver des règles optimales de politique macroéconomique. Il s'agit donc d'un modèle régional de politique économique partiellement agrégé dont les paramètres sont estimés à partir de données annuelles en valeurs courantes. Étant donné l'objectif visé (règles de décision optimales) nous voulons un modèle interdépendant comportant des relations linéaires. En effet, les multiplicateurs qui sont obtenus à partir de la forme réduite dérivée présentent d'autant plus d'intérêt que l'on tient compte de l'interdépendance entre les variables. De plus, ces multiplicateurs sont plus faciles à obtenir si les relations sont linéaires.

1. Les observations s'étendent sur la période 1946-1970. Elles sont publiées par le ministère de l'Industrie et du Commerce (1972).

La question qui se pose lorsqu'on construit un modèle régional de politique économique a trait au choix des instruments dont disposent les principaux artisans de la politique économique de la province. La politique monétaire échappe entièrement aux autorités provinciales et la politique fiscale est assez étroitement liée à celle du gouvernement central. Les autorités provinciales peuvent agir par l'intermédiaire de la répartition des dépenses publiques en biens et services et des dépenses d'investissement. L'Etat provincial peut également jouer sur la répartition des impôts. Les instruments sont donc peu nombreux et notre but est de voir comment on peut les utiliser de façon optimale.

Le modèle ne comprend pas de secteur financier, mais nous développerons le secteur des dépenses, le secteur des revenus, le marché du travail et le secteur fiscal.

Enfin, nous essaierons de mesurer l'impact sur l'économie régionale de certains instruments dont dispose le gouvernement central.

Avant de passer à l'analyse de la spécification de chaque équation, une remarque s'impose. La formulation finale de chacune des équations du modèle a été choisie parmi un très grand nombre d'équations estimées. Plusieurs critères ont présidé au choix de la forme retenue : le signe et le degré de signification des variables explicatives ; les valeurs des statistiques de Durbin-Watson et du R^2 ou bien de l'erreur d'estimation. A ce stade-ci des travaux, les résultats de prévision *ex post* ainsi que la forme (et la moyenne) des distributions des retards sur les variables explicatives n'ont pas été utilisés comme critères de choix d'une spécification particulière, mais ils le seront dans les étapes à venir. En effet, les tests statistiques ne sont pas toujours appropriés pour choisir entre plusieurs spécifications d'une équation de comportement, mais ils sont utilisés faute de critères plus appropriés. A l'étape de la spécification, les paramètres ont été estimés par les moindres carrés ordinaires à partir de données annuelles (en dollars courants) couvrant la période 1946 à 1970. Une fois la formulation de chaque équation retenue, le modèle a été réestimé par une méthode plus appropriée, comme on le verra plus tard.

2.2) *Equations de dépenses*

1) *Dépenses personnelles de consommation en biens et services (C)*

Faute de données suffisantes, les dépenses de consommation n'ont pu être désagrégées en biens durables, d'une part, et en biens non durables, d'autre part. Comme on l'admet généralement en théorie et dans de multiples études empiriques, les deux types de dépenses sont fréquemment décrits et analysés par des équations de comportement assez différentes. Les dépenses de consommation en biens durables sont généralement étudiées à l'aide d'un modèle d'ajustement des stocks (*stock adjustment*

on habit persistence) alors que l'analyse des dépenses de consommation en biens non durables se fait surtout par un modèle d'ajustement des flux.

Plusieurs spécifications de la fonction de consommation agrégée ont été expérimentées et, en particulier, celles qui reposent sur :

- l'hypothèse du « revenu relatif » de Duesenberry ;
- l'hypothèse de la « persistance des habitudes » de Brown, reprise plus tard par Houthakker et Taylor ;
- l'hypothèse du « *life cycle* » de Ando et Modigliani ;
- l'hypothèse du « revenu permanent » de Friedman y compris les nombreuses modifications que lui ont apportées bon nombre de chercheurs (comme Mincer, Liviatan...). Certaines spécifications ont été rejetées à priori, faute de données (sur la richesse ou la liquidité par exemple), d'autres ont été rejetées sur la base de critères statistiques (signe et signification statistique des coefficients), comme nous l'avons mentionné.

La spécification retenue est une version simple de l'hypothèse du revenu permanent. L'équation estimée prend la forme :

$$C = 0.243 YD + 0.789 C_{-1} \quad (2.2.1)^2$$

(2.732) (7.429)

$$R^2 = .9988 \quad D.W. = 2.441 \quad SEE = 101.14 \quad \text{Durbin} = -1.3084$$

où C représente les dépenses personnelles de consommation en biens et services et YD représente le revenu disponible.

On peut voir que la propension marginale à consommer ainsi obtenue est de 0.243 pour la propension à court terme et de 0.88 pour la propension à long terme³. En somme, la propension à court terme est un peu faible et la propension à long terme, relativement élevée. Du fait que d'autres chercheurs, dont Gillen et Guccione (1970), ont obtenu des résultats semblables pour le Québec, nous avons décidé de conserver cette estimation.

2) *Equations d'investissement*

Les données statistiques disponibles nous ont permis de désagréger les dépenses d'investissements privées en trois grandes catégories :

- A) investissements en construction domiciliaire (ICR)
- B) investissements en construction non domiciliaire (IB)
- C) investissements en machinerie et équipement (IM)

2. Les chiffres entre parenthèses représentent la valeur de la statistique t de Student ; R^2 représente le coefficient de détermination ; D.W. : la statistique de Durbin Watson ; SEE : l'écart-type de l'estimation et Durbin est un test présenté dans un article de Durbin (1967) sur les modèles autorégressifs.

3. En appliquant un taux de croissance de 9 p.c. sur la consommation.

A) *Investissements en construction domiciliaire (ICR)*

La plupart de ceux qui ont étudié empiriquement ce type d'investissements ont utilisé un modèle qui est un prolongement du modèle « d'ajustement des stocks ». Ceci dit, les équations de régression utilisées sont très variées dépendant de la disponibilité des données relatives à des facteurs démographiques comme la population, les mariages ou la formation de ménages, etc., à des conditions de marché comme le taux d'intérêt hypothécaire, les prix relatifs, les conditions de crédit, les coûts de construction, etc. Dans certains cas on dispose également de données sur l'émission de permis de construire et, lorsqu'on travaille avec des données trimestrielles, on peut utiliser des données sur le nombre de mises en chantier.

Toutes les hypothèses que les données disponibles permettaient de vérifier ont été effectivement vérifiées et les résultats ont souvent été décevants possiblement à cause d'erreurs d'observation et aussi à cause de la faible variance de certaines variables. L'équation retenue, du type « ajustement des stocks », est donc relativement simple et comporte un taux d'intérêt hypothécaire qui joue le rôle de prix et qui doit refléter dans une certaine mesure les conditions du marché. Les résultats sont dans l'ensemble assez satisfaisants, en dépit d'un niveau de collinéarité très élevé entre le revenu disponible et l'investissement en construction domiciliaire retardé et entre le revenu disponible et le taux d'intérêt hypothécaire. La valeur de ces coefficients semble toutefois assez stable ; ceux-ci sont demeurés à peu près constants lorsque nous avons utilisé des spécifications différentes.

$$ICR = 290.667 + 0.045 YD - 55.281 IH + 0.529 ICR_{-1} \quad (2.2.2)$$

	(2.591)	(2.881)	(-2.073)	(3.301)
--	---------	---------	----------	---------

$R^2 = .907$ $D.W. = 2.043$ $SEE = 54.98$ $Durbin = -.4301$

où :

ICR représente l'investissement en construction domiciliaire,

YD représente le revenu disponible,

IH représente le taux d'intérêt hypothécaire.

B) *Investissements en construction non domiciliaire (IB)*

En l'absence d'une série d'observations assez longue et fiable sur le stock de capital, il n'a pas été possible de spécifier et d'estimer une fonction d'investissement en construction non domiciliaire qui corresponde aux fonctions que l'on rencontre tant en théorie de l'investissement que dans un bon nombre d'études empiriques. Nous avons même dû renoncer à utiliser un modèle d'ajustement des stocks ou encore à tenir compte de l'investissement de remplacement. Ainsi, la formulation retenue peut être conçue comme une fonction d'investissement net où les variables explicatives sont : les profits plus les réserves pour fins d'amortissement

($PS + A$) qui représentent la liquidité ; un taux d'intérêt R (taux de rendement des obligations industrielles canadiennes) qui joue le rôle de prix ou coût de financement. On a aussi inclus parmi les variables explicatives une variable auxiliaire qui tient compte d'une brisure dans la série des investissements en construction non domiciliaire. En effet, cette série (IB) inclut les investissements du secteur hospitalier de 1946 à 1960 et les exclut par la suite. On a expérimenté avec un certain nombre d'autres variables comme, par exemple, un indice de coût de construction au Québec, le produit provincial brut, un indice de production industrielle, un indice de capacité de production, etc. Ou bien ces variables ne semblaient pas avoir d'effet significatif sur la variable dépendante, ou alors le signe était contraire à ce que l'on attendait.

$$IB = 62.358 + 0.532 (PS + A) - 106.988 R - 203.482 X_{61} \quad (2.2.3)$$

$$\begin{array}{cccc} (.509) & (5.373) & (-2.483) & (-1.934) \end{array}$$

$$R^2 = .7935 \quad D.W. = 1.094 \quad SEE = 119.20$$

La relation retenue donne des résultats satisfaisants sauf pour la faible valeur du Durbin Watson.

C) Investissement en machinerie et équipement (IM)

Les premières tentatives de spécification de cette fonction s'inscrivaient dans la tradition keynésienne et cherchaient à expliquer les variations de la variable dépendante (IM) par celles qui se produisaient dans certains indices de l'efficacité marginale du capital et du coût marginal des fonds. La nature des résultats obtenus à la suite de plusieurs expériences a été telle qu'il nous a fallu recourir à une spécification plus *ad hoc* quoique relativement conventionnelle puisqu'elle comporte une estimation de l'accélérateur, comme on peut le voir dans les résultats qui suivent :

$$IM = -213.444 + 0.197 \Delta Y_{-1} + 0.489 PS + 0.268 IB_{-1} - 64.617 X_{61} \quad (2.2.4)$$

$$\begin{array}{cccccc} (-3.034) & (3.360) & (4.597) & (2.608) & (-1.185) \end{array}$$

$$R^2 = .9475 \quad D.W. = 1.088 \quad SEE = 67.42$$

où PS représente les profits et Y , le produit national brut. Une équation analogue a été utilisée pour estimer une fonction d'investissement pour la province d'Ontario. Les résultats numériques sont comparables. Dans l'ensemble l'ajustement est acceptable, sauf pour la présence d'autocorrélation des résidus. Il faudrait sans doute scruter plus à fond la structure des retards pour en arriver à une estimation plus précise de l'accélérateur.

2.3) *Equations de revenus*

1) *Rénumération des salariés (YW)*

La justification théorique que Lipsey a faite des relations décrites par la courbe de Phillips et la nécessité de tenir compte des imperfections du marché nous a amenés à retenir la spécification suivante :

$$YW_t = \alpha_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 (IPM_t - IPM_{t-1}) + \beta_3 (W_t - W_{t-1}) + u_t \quad (2.3.1)$$

où *IPM* représente un indice de prix à la consommation à Montréal, *W*, le taux de salaires de l'industrie manufacturière et *Y*, le produit national brut.

Nous avons introduit Y_t à la place de $1/U_t$, d'une part, parce que Y_t est un indicateur de l'activité économique et, d'autre part, parce que nous nous étions donné comme contrainte d'avoir un modèle complètement linéaire. Or, la variable taux de chômage devait s'introduire sous forme non linéaire, soit U^{-1} . La forme de retard retenue pour la variable taux de salaire nous a été dictée par nos essais. Pour un retard plus long, le coefficient devenait non significatif.

$$YW = -612.280 + 0.578 Y + 39.117 \Delta W + 7.450 \Delta IPM \quad (2.3.2)$$

(-10.033) (74.780) (2.702) (0.736)

$$R^2 = .9985 \quad D.W. = 1.076 \quad SEE = 109.33$$

où ΔW signifie $W_t - W_{t-1}$.

Les coefficients sont significatifs à l'exception du coefficient de l'indice des prix à la consommation. Cette dernière variable, même si son coefficient n'est pas significatif, a été conservée parce que théoriquement elle y trouve sa place. La valeur du D.W. n'est pas assez élevée pour qu'on puisse accepter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des résidus.

2) *Profits (PS)*

$$PS = \beta_1 Y + \beta_2 Cp + \beta_3 IP + u \quad (2.3.3)$$

où *Cp* est un indice de la capacité d'utilisation de la production manufacturière, *IP* est un indice des prix à la consommation.

En somme, le niveau des profits est déterminé par le niveau de la demande globale, la variation de la capacité de production et le niveau des prix. Comme nos séries sont déjà en dollars courants, nous avons enlevé le niveau des prix comme variable explicative. Nos essais avec un indice de la capacité d'utilisation construit à partir de l'indice québécois de la production industrielle, nous ont toujours donné un mauvais signe pour cette variable. Ce qui nous a porté à remplacer cette variable par la variable chômage qui est susceptible d'indiquer les fluctuations à court terme de la demande.

$$PS = 426.649 + .082 Y - .840 U \quad (2.3.4)$$

$$(7.110) \quad (13.194) \quad (-1.230)$$

$$R^2 = .9278 \quad D.W. = 1.003 \quad SEE = 99.99$$

Le coefficient de Y est significatif. Le coefficient du chômage est non significatif mais de signe attendu. Le D.W. n'est pas assez élevé pour qu'on puisse accepter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation.

3) *Revenu net des entreprises individuelles non incorporées y compris les loyers (YNI)*

YNI constitue une part importante des revenus d'une économie. Mais il existe peu de littérature pertinente pour l'explication de cette variable. M.K. Evans (1969) relie le revenu net des entreprises individuelles non incorporées au niveau de l'activité économique globale (Y). Ce dernier niveau tient aussi compte de facteurs tels que le *trend* et la croissance démographique. Généralement, le niveau des loyers est relié à un indice des prix des loyers (IPL). L'importance relative des loyers dans YNI (cette part se situe entre 20 et 35 p.c. du total) justifie l'introduction d'une variable explicative de ce phénomène. Théoriquement, YNI devrait dépendre des variables explicatives Y et IPL .

On aurait peut-être pu améliorer la notion d'activité économique globale (Y) en éliminant de celle-ci les composantes non directement reliées au revenu net potentiellement attribuable aux entreprises individuelles non incorporées.

L'élimination de Y de l'ajustement de la valeur des stocks (ΔH) fut tentée mais rejetée à posteriori face au peu de modifications dénotées dans les résultats consécutivement à cette élimination.

La difficulté de trouver une série cohérente et juste pour IPL a motivé l'emploi de ICR (investissement en construction domiciliaire) dans la forme finale retenue. Quoique partie intégrante de Y , la variable ICR représente par elle-même une explication économique justifiable. Son élimination abaisse beaucoup le R^2 et affaiblit fortement le D.W.

$$YNI = 178.726 + .032 Y + .304 ICR \quad (2.3.5)$$

$$(11.751) \quad (11.708) \quad (4.352)$$

$$R^2 = .9859 \quad D.W. = 1.178 \quad SEE = 23.78$$

Les résultats sont, dans l'ensemble, satisfaisants bien que le D.W. soit faible.

4) *Intérêt et revenus divers de placements (YR)*

La nature exacte de YR (c'est-à-dire ses divers composantes) est la suivante :

Il est généralement admis que PS , DIV et PS_{-1} constituent les variables explicatives primordiales des dividendes versés et que l'effet net des autres facteurs est faible et aléatoire.

Nos tentatives de spécification de cette équation reposent sur cette base théorique. Nous avons procédé généralement avec la distribution des profits bruts, celle-ci s'étant révélée supérieure économétriquement. Au début, les deux formulations ci-dessus s'équivalaient. Toutefois, les révisions de données nous ont conduit à opter pour le modèle de Lintner. L'introduction de variables explicatives additionnelles (amortissement, investissement total) ne produisit qu'un effet négligeable et même inexistant parfois, d'où leur élimination à posteriori.

En définitive, cette équation n'a causé que peu de problèmes, à la fois à cause des fondements théoriques assez précis et de l'absence de problèmes sur les données.

$$DIV = -17.984 + .066 PS + .800 DIV_{-1} \quad (2.3.9)$$

(-1.196) (2.283) (7.310)

$$R^2 = .9634 \quad D.W. = 1.808 \quad SEE = 19.90 \quad Durbin = .285$$

La présence de DIV_{-1} à l'intérieur de la spécification retenue semble causer peu de difficulté à cause du résultat significatif du test de Durbin (Durbin 1967).

2.4) *Marché du travail*

1) *Main-d'œuvre (MO)*

L'offre *potentielle* de travail est essentiellement fonction de variables démographiques telles la population, la distribution de la population par groupes d'âge. L'offre *constatée* de travail, c'est-à-dire la main-d'œuvre, dépend non seulement de ces variables démographiques mais aussi de variables économiques telles les taux de salaire, les occasions d'emploi qui affectent le taux de participation des diverses catégories de la population — c'est, d'ailleurs, ce qui explique l'existence d'un effet d'interaction entre l'offre et la demande de travail.

Plusieurs fonctions dont la spécification se rapproche plus ou moins de ce cadre théorique ont été estimées. Nous reproduisons ici celle qui nous a donné les résultats les plus satisfaisants :

$$MO = 754.511 + .040 Y + .124 PQ \quad (2.4.1)$$

(12.660) (15.303) (7.297)

$$R^2 = .9967 \quad D.W. = 1.243 \quad SEE = 16.03$$

où :

MO représente la main-d'œuvre

Y représente le produit national brut

PQ représente la population du Québec.

Sauf pour la présence de multicollinéarité assez forte entre Y et PQ , les résultats économétriques sont satisfaisants.

2) *Emploi dans le secteur privé (EP)*

L'emploi dans le secteur privé de l'économie peut toujours être relié, par une fonction de production, au niveau de production des biens et services dans ce secteur. Il demeure cependant que le niveau de production effectivement choisi par les producteurs et dont découlera le niveau d'emploi sera, quant à lui, fonction du revenu qu'ils pourront retirer de la vente de leurs produits et du coût qu'entraînera cette production.

A partir de cette base théorique la spécification qui nous a donné les résultats les plus satisfaisants est fort simple :

$$EP = 1179.819 + .064 Y - 2.481 W \quad (2.4.2)$$

(29.687) (10.093) (-2.628)

$$R^2 = .9929 \quad D.W. = 1.693 \quad SEE = 18.92$$

où :

Y = produit national brut

W = indice du taux de salaire dans l'industrie manufacturière (année de base = 1957).

Les coefficients sont significatifs à 95 p.c. et de bon signe. Notons, toutefois, qu'il existe une très forte multicollinéarité entre Y et W (.99).

3) *Emploi dans l'administration publique et la défense (EG)*

Dans notre modèle, la variable EG fut introduite pour tenter de discerner le rôle particulier du gouvernement sur le marché du travail. La présence des dépenses publiques sert, en quelque sorte, à mesurer l'effet d'entraînement des dépenses gouvernementales provinciales et fédérales sur l'emploi dans ce même secteur. La relation entre ces variables et EG devrait être positive, dans le sens que plus les dépenses augmentent plus il y a de possibilité que l'emploi augmente.

L'introduction de la variable U (chômage) cherche, pour sa part, à mesurer l'effet (ou le rôle) contra-cyclique que le gouvernement peut jouer sur le marché du travail. Ainsi, plus le niveau de U serait élevé et persisterait à le demeurer, plus le gouvernement chercherait à diminuer l'impact social, économique et politique de cette situation, par une hausse de son embauche de travailleurs. Si cette relation existe, le signe de U devrait nécessairement être positif.

$$EG = 75.050 + .105 U + .020 GP + .010 GFM \quad (2.4.3)$$

(32.87) (3.864) (15.127) (2.065)

$$R^2 = .9713 \quad D.W. = .936 \quad SEE = 3.724$$

où :

GP représente les dépenses publiques courantes en biens et services du gouvernement du Québec

GFM représente les dépenses publiques courantes en biens et services des gouvernements municipaux et fédéral au Québec.

Les coefficients sont significatifs et du bon signe mais le Durbin Watson est faible.

2.5) Secteur des revenus du gouvernement

Pour éviter l'aspect strictement comptable des équations de taxation et pour conserver des relations linéaires simples, nous avons retenu pour l'ensemble de ces relations une assiette fiscale et un taux moyen de taxation comme deux variables distinctes dont l'effet additif vise à expliquer la perception fiscale provenant de différentes sources.

1) Taxes personnelles provinciales

$$\begin{aligned}
 TPP = & -254.391 + .074 YP + 14.531 RP + 631.316 X_{66} & (2.5.1) \\
 & (-3.740) \quad (5.688) \quad (.470) \quad (5.536) \\
 R^2 = & .9723 \quad D.W. = .892 \quad SEE = 88.65
 \end{aligned}$$

où :

TPP = taxes personnelles provinciales

RP = taux (moyen) provincial de taxation sur le revenu des particuliers

YP = revenu personnel

X₆₆ = variable auxiliaire = 0 avant 1966, = 1 à partir de 1966, année d'introduction du régime des rentes.

Tous les coefficients de cette équation sont du bon signe et seul le coefficient de *RP* n'est pas significatif à 95 p.c. Le faible D.W. de cette relation suggère un problème de spécification, ce qui pourrait ultimement expliquer le caractère non significatif et la valeur relativement faible du coefficient de *RP*.

2) Taxes personnelles fédérales

$$\begin{aligned}
 TPF = & -465.450 + .085 YP + 21.579 RF - .287 TPP & (2.5.2) \\
 & (-3.721) \quad (9.052) \quad (3.777) \quad (-5.390) \\
 R^2 = & .8958 \quad D.W. = .974 \quad SEE = 41.37
 \end{aligned}$$

où :

TPF = taxes personnelles fédérales

RF = taux moyen d'imposition fédérale sur le revenu

YP = revenu personnel

TPP = taxes personnelles provinciales

L'évolution du taux de la taxe personnelle fédérale dépend, d'une part, des besoins propres au gouvernement central et, d'autre part, de la répartition fédérale-provinciale de l'assiette fiscale. Nous avons voulu isoler ce dernier élément en introduisant explicitement la taxe personnelle provinciale. Le résultat nous donne des coefficients d'un bon signe et tous significatifs à 95 p.c. La faible valeur du D.W. n'est toutefois pas très encourageante.

3) *Taxes indirectes*

$$TI = -271.132 + .109 YD + .473 TI_{-1} + 2.846 RI \quad (2.5.3)$$

(-4.400) (3.455) (2.953) (3.594)

$R^2 = .9974$ D.W. = 2.185 SEE = 39.88 Durbin = -1.159

où :

TI = taxes indirectes

RI = taux de taxation indirecte

YD = revenu disponible

Le revenu disponible est introduit parce qu'il s'agit de la variable qui recouvre de plus près les dépenses susceptibles d'être sujettes à une taxation indirecte. La forme autorégressive (TI_{-1}) permet d'obtenir des résultats statistiques intéressants : les signes sont bons et les coefficients, significatifs à 95 p.c. Le test D.W. est remplacé par le test Durbin (1967). Il faut, finalement, noter le caractère très imprécis de la variable RI .

4) *Taxes sur les profits des corporations*

$$TC = -75.384 + .074 PS + 908.461 RC \quad (2.5.4)$$

(-8.159) (6.725) (5.178)

$R^2 = .9566$ D.W. = .779 SEE = 9.926

où :

TC = taxes sur les profits des corporations

RC = taux de taxation sur les profits

PS = profit des sociétés avant impôt.

Le signe négatif de la constante s'explique par la possibilité qu'ont les sociétés d'étaler leurs profits pour fins d'impôt. Les autres coefficients sont du bon signe et sont tous significatifs à 95 p.c. Le faible D.W. semble encore indiquer un problème de spécification.

2.6) *Dépenses gouvernementales désagrégées*

Il existe plusieurs approches pour évaluer l'impact sur l'économie, des divers types de dépenses gouvernementales. On peut, par exemple, faire la régression de chaque variable endogène sur les variables représentant les divers types de dépenses gouvernementales, comme :

$$C = \alpha_1 G_1 + \alpha_2 G_2 + \dots + \alpha_n G_n + u_1 \quad (2.6.1)$$

$$IB = \beta_1 G_1 + \beta_2 G_2 + \dots + \beta_n G_n + u_2 \quad (2.6.2)$$

Une telle procédure repose sur l'hypothèse que les dépenses gouvernementales agissent directement sur la consommation et les autres variables endogènes. L'inconvénient de cette procédure est de ne pas tirer parti des théories connues et maintes fois vérifiées pour la spécification des fonctions de consommation, d'investissement, etc.

On peut encore supposer que les dépenses gouvernementales agissent sur certains paramètres comme la propension à consommer :

$$C = \alpha(G_1, G_2, \dots, G_n) Yd + u \quad (2.6.3)$$

où α est une fonction de G_1, G_2, \dots, G_n . L'inconvénient principal de cette spécification est la non-linéarité introduite dans tout le système.

Si l'on suppose que les dépenses gouvernementales agissent sur les autres variables de l'économie par l'intermédiaire des revenus, on peut tout simplement spécifier un modèle macroéconomique conventionnel et substituer à l'équation définitionnelle :

$$YP = Y - TI - A + TR + IDP + BSNP + ER \quad (2.6.4)$$

où TI représente les taxes indirectes, A , l'amortissement, et $IDP + BSNP + ER$ représentent l'intérêt sur la dette publique plus les bénéfices non versés aux personnes plus une erreur résiduelle, l'équation aléatoire suivante :

$$YP = \alpha_1 G_1 + \alpha_2 G_2 + \dots + \alpha_n G_n + u \quad (2.6.5)$$

De cette façon, on retrouve un impact différencié des dépenses gouvernementales sur la consommation et sur d'autres variables par l'intermédiaire du revenu personnel.

C'est cette dernière solution que nous avons adoptée à la fois parce qu'elle était de loin la plus simple et parce qu'elle correspondait à une hypothèse tout à fait plausible sur la façon dont les dépenses gouvernementales affectent l'économie.

En fait, au lieu de substituer (2.6.5) à (2.6.4) on aurait pu introduire (2.6.5) et mettre (2.6.4) sous une autre forme.

L'équation aléatoire (2.6.5) a été estimée par moindres carrés ordinaires :

$$\begin{aligned}
 YP &= 1387.199 + 1.937 G_{123} + 48.572 G_4 + 3.033 G_5 + 1.371 GFM & (2.6.6) \\
 &\quad (6.038) \quad (2.782) \quad (7.826) \quad (1.418) \quad (3.623) \\
 R^2 &= .9956 \quad D.W. = 2.032 \quad SEE = 245.43
 \end{aligned}$$

où :

G_{123} représente les dépenses gouvernementales provinciales en santé, éducation et bien-être

G_4 représente les dépenses gouvernementales provinciales en travaux publics

G_5 représente les autres dépenses gouvernementales provinciales

GFM représente les dépenses gouvernementales fédérales et municipales.

D'un point de vue économique, la direction des effets (signe des coefficients) est conforme à la théorie.

La valeur des coefficients est plus surprenante : le coefficient des dépenses gouvernementales dans les travaux publics est beaucoup plus grand que les autres coefficients. Étant donné que la part des salaires est relativement semblable dans chacune des formes de dépenses gouvernementales considérées, on se serait attendu à des coefficients relativement équivalents. Nous avons donc, pour le moment, abandonné (2.6.6) et retenu (2.6.4).

3. ESTIMATION SIMULTANÉE

Le modèle spécifié à la section 2 contient 20 variables endogènes, 30 variables prédéterminées. Dans cette section, nous vérifierons le degré de simultanéité du modèle, nous présenterons les méthodes d'estimation simultanées utilisées et comparerons les résultats de l'estimation simultanée aux résultats de la section précédente.

3.1) *Présentation matricielle du modèle*

Sous forme matricielle, le modèle défini à la section 2 peut s'écrire :

$$A y_t = C z_t + u_t \quad (3.1.1)$$

où :

y_t est le vecteur ($n \times 1$) des variables endogènes

z_t est le vecteur ($m \times 1$) des variables prédéterminées (exogènes, endogènes retardées, exogènes retardées)

u_t est un vecteur ($n \times 1$) de variables aléatoires non observables

A est une matrice ($n \times n$) régulière de coefficients

C est une matrice ($n \times m$) de coefficients

t est un indice représentant les observations : $t = 1, 2, \dots, T$.

La forme réduite correspondante est :

$$y_t = R z_t + v_t \quad (3.1.2)$$

où :

$$R = A^{-1} C \quad (3.1.3)$$

et :

$$v_t = A^{-1} u_t \quad (3.1.4)$$

Les variables aléatoires u_t suivent des distributions de probabilité dont l'espérance mathématique est nulle et la matrice de covariances Σ , pour tout t , indépendamment des x_t et des u_τ , $\tau \neq t$.

De même, les variables aléatoires v_t suivent des distributions de probabilité dont l'espérance mathématique est nulle et la matrice de covariances Ω avec, par (3.1.4),

$$\Omega = A^{-1} \Sigma (A^{-1})' \quad (3.1.5)$$

Afin de choisir les méthodes d'estimation appropriées au modèle (3.1.1), nous vérifierons, d'abord, si le modèle est récursif, ensuite, nous discuterons du problème de l'identification et, enfin, nous exposerons une méthode d'estimation pour le cas où, dans un modèle simultané, il y a plus de variables prédéterminées que d'observations.

3.2) *Simultanéité versus récursivité*

Si la matrice A était une matrice identité et si la matrice de variances-covariances des u_t était diagonale, le modèle (3.1.1) serait un modèle non simultané, c'est-à-dire que ni les variables endogènes ni les variables aléatoires ne seraient reliées d'une équation à l'autre. Dans un tel cas, et sachant que le vecteur z_t contient des variables endogènes retardées, l'estimation de moindres carrés appliquée à chaque équation est asymptotiquement la meilleure sous les hypothèses antérieures auxquelles on ajoute une condition de stabilité du modèle.

Par ailleurs, si la matrice A était triangulaire (ou triangulaire par blocs) et la matrice de variances-covariances des u_t , diagonale (ou diagonale en partie), le modèle (3.1.1) serait récursif (ou récursif par blocs [Simon (1953)]). Dans ce cas, l'estimateur de moindres carrés appliqué à chaque équation est asymptotiquement le meilleur sous les hypothèses décrites plus haut.

Dans le tableau suivant, on voit que la matrice A est triangulaire de la 16^e à la 20^e ligne. C'est dire que, si on postulait que la matrice de variances-covariances des u_t était diagonale pour les équations 16 à 20,

MATRICE « A »

	Y	YD	YP	U	C	ICR	PS	IB	IM	TPP	TPF	TI	MO	EP	EG	DIV	YW	YR	YNI	TC	
Y	1				-1	-1		-1	-1												
YD	-1	1										1									
YP		-1	1							1	1										
U				1									-1	1	1						
C			-0.243		1																
ICR			-0.045			1															
PS	-0.082			0.840			1														
IB							-0.532	1													
IM							-0.489		1												
TPP		-0.070								1											
TPF		-0.085									1										
TI			-0.109									1									
MO	-0.040												1								
EP	-0.064													1							
EG				-0.105											1						
DIV							-0.066									1					
YW	-0.578																1				
YR							-0.054	-0.054	-0.054									1			
YNI	-0.032						-0.304													1	
TC							-0.074														1

ce sous-ensemble du système serait récursif. Il resterait un bloc simultané comprenant les 15 premières équations du modèle.

3.3) Méthodes d'estimation simultanée

Il apparaît que chaque équation de la forme réduite (3.1.2) remplit les hypothèses énoncées plus haut de sorte que l'estimateur des moindres carrés appliqué à ces équations possède des propriétés désirables. Peut-être pourrions-nous estimer la forme réduite et par les équations (3.1.3) et (3.1.5) reliant les paramètres de la forme structurelle aux paramètres de la forme réduite, retrouver les paramètres structurels. Cela est possible si le système [(3.1.3), (3.1.5)] admet une solution unique. C'est le problème de l'identification.

A priori, il y a beaucoup plus d'inconnues que d'équations dans ce système : R est de dimension $(n \times m)$, et Ω de dimension $n \times n$. Donc, on a $n \times (m + n)$ équations. Par ailleurs, nous avons $n \times (2n + m)$ inconnues (A, C, Σ) . Cependant, dans la spécification du modèle, nous avons supposé à priori que de nombreux coefficients étaient nuls. Si $n \times n$ coefficients sont supposés nuls, ces $n \times n$ équations supplémentaires

$$f(A, C, \Sigma) = 0 \quad (3.3.1)$$

ajoutées au système [(3.1.3), (3.1.5)] donnent une solution unique $\hat{A}, \hat{C}, \hat{\Sigma}$. Dans notre modèle, comme dans la plupart des modèles macro-économétriques, plus de $n \times n$ coefficients sont supposés nuls de sorte que le système est surdéterminé et qu'on ne peut déduire les paramètres structurels des paramètres de la forme réduite.

Parmi les modèles d'estimation s'appliquant aux systèmes surdéterminés, nous avons choisi la plus simple : la méthode des doubles moindres carrés.

Cependant, dans la première étape des doubles moindres carrés, nous avons un nombre d'observations inférieur au nombre total des variables prédéterminées du système. En fait, nous avons utilisé deux méthodes pour résoudre ce problème : la méthode des composantes principales [Kloek et Mennes (1960)] et la méthode de Fisher (*structurally ordered independent variables* : SOIV) [Duesenberry et al. (1965)]. La méthode de Fisher donnait, pour la première étape, des coefficients de détermination supérieurs à 0.99 si l'on classait toutes les variables exogènes, auquel cas les doubles moindres carrés ressemblaient fort aux moindres carrés ordinaires, tandis qu'avec les composantes principales les doubles moindres carrés étaient légèrement plus différents des moindres carrés ordinaires. Nous avons donc utilisé la méthode des composantes principales pour les 15 premières équations du modèle et, pour les 5 dernières, la méthode SOIV en ne considérant que les variables exogènes de chaque équation.

3.4) *Analyse des nouveaux résultats*

Ainsi qu'on peut le constater à la lecture de l'annexe 1, l'estimation simultanée n'amène aucun changement de signe pour les coefficients par rapport à l'estimation individuelle. De même, les coefficients et leurs écarts-types restent sensiblement les mêmes.

Il est bien connu que les coefficients de détermination [Basmann (1962)] et les statistiques de Durbin Watson [Durbin (1970), (1957)] n'ont pas la même signification dans l'estimation simultanée que dans l'estimation individuelle de sorte que nous ne les comparerons pas.

4. DÉRIVATION ET ANALYSE DES MULTIPLICATEURS

Une fois dérivée la forme réduite à posteriori, on pourra analyser les multiplicateurs d'impact, de passage et de longue période. Différenciant chaque variable endogène par rapport à chaque variable prédéterminée, nous pourrions comparer l'impact des différentes politiques économiques : manipulations des différents taux de taxation, variations du niveau de l'investissement gouvernemental, etc. Enfin, nous comparerons les multiplicateurs d'impact de ce modèle à d'autres multiplicateurs.

4.1) *Résolution du système*

Sous la forme structurelle, le modèle s'écrit :

$$A y_t = C z_t + u_t \tag{4.1.1}$$

dont la forme réduite est

$$y_t = R z_t + v_t \tag{4.1.2}$$

La matrice R est la matrice des multiplicateurs des variables prédéterminées, ses éléments sont les dérivées des variables endogènes par rapport aux variables prédéterminées. On peut estimer directement la matrice R en appliquant les moindres carrés aux équations (4.1.2). De cette façon, on ne tient pas compte des restrictions à priori sur la forme structurelle

$$f(A, C, \Sigma) = 0 \tag{4.1.3}$$

On peut plutôt dériver la matrice R en utilisant des matrices estimées à la section 3 (\hat{A} , \hat{C} , $\hat{\Sigma}$) et les équations (3.1.3). On sait par un théorème de Goldberger, Nagar et Odeh (1961), que ces matrices dérivées sont convergentes et on peut calculer les matrices de covariances asymptotiques de ces coefficients dérivés.

Il reste ensuite à différencier dans cette matrice R, les multiplicateurs immédiats des multiplicateurs de passage et des multiplicateurs de longue période. Explicitant le vecteur z_t dans (4.1.1) on aura :

$$B_1 y_t = C_1 x_t + C_2 x_{t-1} + B_2 y_{t-1} + B_3 y_{t-2} + u_t \tag{4.1.4}$$

où :

x_t représente les variables exogènes

$y_{t-\tau}$ représente les variables endogènes retardées de τ périodes.

La forme réduite de (4.1.4) est :

$$y_t = G_1 y_{t-1} + G_2 y_{t-2} + R_1 x_t + R_2 x_{t-1} + v_t \quad (4.1.5)$$

où :

$$G_1 = B_1^{-1} B_2, \quad G_2 = B_1^{-1} B_3, \quad R_1 = B_1^{-1} C_1, \quad R_2 = B_1^{-1} C_2.$$

Ajoutant une équation définitionnelle, (4.1.5) peut encore s'écrire :

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G_1 & G_2 \\ I & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} R_1 & R_2 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t \\ v_{t-1} \end{bmatrix} \quad (4.1.6)$$

c'est-à-dire

$$y_{*t} = G_* y_{*t-1} + R_* x_{*t} + I_* v_{*t} \quad (4.1.7)$$

(4.1.7) implique

$$y_{*t-1} = G_* y_{*t-2} + R_* x_{*t-1} + I_* v_{*t-1} \quad (4.1.8)$$

Substituant (4.1.8) dans (4.1.7), on aura

$$y_{*t} = G_*^2 y_{*t-2} + R_* x_{*t} + G_* R_* x_{*t-1} + I_* v_{*t} + G_* I_* v_{*t-1} \quad (4.1.9)$$

Continuant ces substitutions,

$$y_{*t} = G_*^T y_{*t-T} + \sum_{i=0}^{T-1} G_*^i R_* x_{*t-i} + \sum_{i=0}^{T-1} G_*^i I_* v_{*t-i} \quad (4.1.10)$$

Finalement, si le modèle est stable,

$$\lim_{T \rightarrow \infty} G_*^T = 0 \quad (4.1.11)$$

de sorte que (4.1.10) devient

$$y_{*t} = \sum_{i=0}^{\infty} G_*^i R_* x_{*t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} G_*^i I_* v_{*t-i} \quad (4.1.12)$$

La matrice R est appelée la matrice des multiplicateurs d'impact, ses éléments mesurent l'impact immédiat des variables exogènes sur les variables endogènes.

Les matrices de multiplicateurs de passage sont :

$$G_* R_*, \quad G_*^2 R_*, \quad G_*^3 R_*, \quad \text{etc.}$$

et, si le modèle est stable,

$$\sum_{t=0}^{\infty} G_*^t R_* = (I - G_*)^{-1} R_* \quad (4.1.13)$$

représente la matrice des multiplicateurs de longue période.

4.2) *Présentation et analyse des multiplicateurs d'impact, de passage et de longue période*

Nous nous intéresserons ici aux variables exogènes généralement considérées comme des instruments de politique économique : les dépenses gouvernementales provinciales (*GP*), les dépenses gouvernementales fédérales et municipales (*GFM*), l'investissement gouvernemental total (*IG*), les taux de taxation directe provinciale (*RP*), directe fédérale (*RF*), indirecte totale (*RI*) et le taux de taxation sur les corporations (*RC*).

Ainsi qu'on le voit dans l'annexe 2, parmi les types de dépenses gouvernementales en biens et services, ce sont les dépenses provinciales qui ont l'impact positif le plus fort sur les revenus et dépenses et l'impact négatif le plus fort sur le chômage. Viennent, ensuite, les dépenses fédérales et municipales et, enfin, l'investissement gouvernemental.

Parmi les taux de taxation, à cause entre autres d'un manque d'interdépendance, les impacts immédiats du taux de taxation sur les corporations (*RC*) sont presque toujours nuls. Il reste les taux de taxation directe provinciale (*RP*) et fédérale (*RF*) et les taux de taxation indirecte (*RI*) qui ont des impacts immédiats négatifs sur la plupart des variables et l'on voit que l'impact négatif du taux de taxation personnelle fédérale est plus fort que l'impact négatif du même taux provincial.

A l'aide de ces résultats, il nous est possible de comparer l'impact sur les variables endogènes de l'intervention gouvernementale par la dépense publique (*GP*, *GFM*, *IG*) à celui de son intervention par la taxation (*RP*, *RF*, *RI*). Nous savons, en effet, que la diminution d'un point de *RP* a un effet positif de 4.92 millions sur le produit national brut (PNB) et qu'une augmentation de *GP* d'un million a un impact positif de 1.51 million sur le PNB.

Par ailleurs, il apparaît que la diminution d'un point de *RP* amène une diminution de la recette fiscale de 17 millions. De là on peut déduire que la diminution de 1/17 de point de *RP* entraînera une diminution de un million dans la perspective fiscale. Cette diminution d'un million fera augmenter le PNB de quelque 290 mille dollars. Donc, l'effet net de l'intervention fiscale sera positif et à peu près égal à 1.22 million.

Quant à la dispersion dans le temps des effets de différentes politiques, il apparaît que les dépenses gouvernementales provinciales (*GP*) ont des

effets très forts sur la consommation pendant longtemps (.370 au temps 1, .331 au temps 6), tandis que sur les autres variables endogènes, l'effet retardé d'une période est déjà d'environ la moitié de l'impact immédiat. Les effets de *GP* suivent des cycles et ne semblent pas stables. Toutes les dépenses gouvernementales donnent à peu près le même schéma dynamique des multiplicateurs.

Par ailleurs, les taux de taxation ont des effets très forts pendant longtemps sur toutes les variables endogènes. Par exemple, le taux de taxation personnelle provinciale a un impact immédiat de -4.92 sur le produit national brut et cet impact est de -5.2 après 6 périodes.

Les effets des taux de taxation suivent aussi des cycles et ne semblent pas stables. Remarquons que, par ailleurs, le modèle contenant (2.6.6) au lieu de (2.6.4) était stable.

4.3) Comparaison des multiplicateurs dégagés de différents modèles

1) Un autre modèle québécois

Nous pouvons tenter de comparer les multiplicateurs de notre modèle aux multiplicateurs du modèle de Dagenais (1972). Ce dernier modèle est aussi un modèle québécois. Cependant, étant un modèle de prévision, le nombre de variables exogènes est réduit au minimum si bien qu'a priori, il y a un minimum de multiplicateurs de variables de politique économique. En fait, les taux de taxation y apparaissent déjà parmi les variables exogènes et, dans un second modèle, Dagenais a supposé exogènes les dépenses gouvernementales totales faites au Québec. Les multiplicateurs se présentent comme suit :

	<i>RP</i>	<i>GP + GFM</i>	<i>TPP</i>
<i>ICR</i> } <i>IB</i> } <i>IM</i> }	-.04	.11	-.002
<i>C</i>	-10.6	.25	-.58
<i>YP</i>	-7.12	.64	-.39

On ne peut comparer les multiplicateurs des dépenses gouvernementales puisque les variables ne sont pas comparables. Cependant, on peut comparer les multiplicateurs des taux de taxation personnelle provinciale. On voit qu'en valeur absolue l'impact de la taxation sur l'investissement est plus faible que dans notre modèle. Il est, cependant, plus fort sur la consommation et le revenu personnel. Pour mesurer l'effet net de l'intervention fiscale, on procède exactement de la même façon que pour notre modèle et l'on en déduit que l'effet net est positif sur l'investissement et le revenu personnel, négatif sur la consommation. On ne peut pas, cependant, comparer cet effet net à celui qui découlait de notre

modèle puisqu'on a maintenant les dépenses gouvernementales totales, c'est-à-dire fédérales, provinciales et municipales, par rapport à la seule taxation personnelle provinciale.

2) *Deux modèles canadiens*

On connaît les multiplicateurs d'impact de deux modèles canadiens récents : Officer (1968) et Salvas-Bronsard (1972). Cependant, les multiplicateurs de ces modèles canadiens ne se compareraient que très difficilement aux multiplicateurs du modèle présenté ici. En effet, ces deux modèles canadiens ne sont pas régionalisés de sorte qu'il faudrait comparer l'impact sur l'économie canadienne dans son ensemble des dépenses gouvernementales canadiennes totales à l'impact sur le Québec des dépenses du Québec. De plus Officer distingue la taxe directe sur les salaires de la taxe directe sur les autres revenus personnels. On peut, toutefois, faire quelques remarques sur ces multiplicateurs :

	Salvas-Bronsard		Officer	
	<i>TPP</i>	<i>G</i>	<i>TPPl</i>	<i>G</i>
<i>ICR</i>	-.023	.016	0	0
<i>IB</i>	-.013	.034	0	0
<i>IM</i>	-.019	.049	0	0
<i>C</i>	-.514	.364	-.742	.44
<i>YP</i>	-.381	.928	-.089	.39
<i>Y</i>	-.442	1.136	-.55	1.1

où *TPPl* est la taxe directe sur les salaires.

Dans les deux modèles, l'effet net de l'intervention fiscale est négatif sur la consommation et les rapports $-\frac{\partial y/\partial G}{\partial y/\partial TPP}$ varient de 1 à 4, contrairement aux deux modèles québécois.

CONCLUSION

Comme nous l'avons souligné dans l'introduction, cette recherche vise un double but : obtenir, d'abord, une représentation la meilleure possible de l'économie québécoise et, par la suite, trouver un optimum sur cette structure.

Dans le présent article nous nous sommes limités à la présentation du premier thème. Il demeure, toutefois, que la spécification de ce modèle économétrique a été faite en fonction du problème de décision en ce sens qu'il porte sur les variables qui apparaîtront ultérieurement dans la fonction de préférences à maximiser.

Compte tenu des problèmes considérables de données statistiques que nous avons rencontrés et qui nous ont fréquemment obligés à abandonner les spécifications les plus conformes à la théorie économique, nous croyons que, dans l'ensemble, les résultats obtenus sont satisfaisants. C'est ce que nous ont révélé les comparaisons faites, chaque fois qu'elles étaient possibles, avec d'autres modèles régionaux.

La spécification de notre modèle nous a permis de dégager des multiplicateurs d'impact, de passage et de longue période. En nous limitant aux variables exogènes généralement considérées comme instruments de politiques économiques, nous en avons fait une brève analyse. Nous avouons que certains résultats nous ont étonnés. C'est le cas particulièrement de la dimension de l'effet net de l'intervention fiscale sur le produit national brut.

Nous sommes conscients que la représentation de l'économie québécoise que nous donnons laisse place à l'amélioration. La spécification de certaines équations mériterait d'être retravaillée et l'analyse des multiplicateurs bénéficierait d'un approfondissement. C'est un travail que nous comptons bien faire avant de passer à la deuxième étape de notre recherche.

Dans cette deuxième étape, nous travaillerons sur les problèmes d'optimisation. Nous tenterons de spécifier différentes fonctions-objectifs de la politique économique québécoise. Ces fonctions porteront sur les variables-objectifs (y : consommation, investissement, emploi, etc.) et sur les variables instrumentales (z : dépenses gouvernementales, taux de taxation). On maximisera cette fonction :

$$\text{Max } u(y, z)$$

sous les contraintes déjà définies dans les sections antérieures

$$y = R z + v$$

et possiblement sous d'autres contraintes de limites supérieures et inférieures pouvant porter sur y et sur z .

Puis, on résoudra ce problème soit par le lagrangien (s'il n'y a pas de contraintes sous forme d'inégalités), soit par la programmation linéaire ou non linéaire. Ceci nous donnera des solutions optimales (y^0, z^0) correspondantes à chaque fonction-objectif.

L. SALVAS-BRONSARD, R. LACROIX,
G. BÉLANGER, R. LÉVESQUE, C. MONTMARQUETTE,
professeurs à l'Université de Montréal

et

Paul OUTLAS,
étudiant gradué à l'Université de Montréal.

ANNEXE 1

$$C = .2370 YD + .7956 C_{-1}$$

(3.008) (8.456)

$$R^2 = .9988 \quad D.W. = 2.475 \quad SEE = 98.343 \quad \text{Durbin} = -1.37$$

$$ICR = 286.0239 + .0441 YD - 54.0402 IH + .5376 ICR_{-1}$$

(2.431) (2.661) (-1.932) (3.212)

$$R^2 = .9027 \quad D.W. = 2.065 \quad SEE = 56.304 \quad \text{Durbin} = -.533$$

$$IM = -218.0335 + .5046 PS + .1860 \Delta Y_{-1} + .2588 IB_{-1} - 64.5903 X_{61}$$

(-2.902) (4.316) (2.992) (2.379) (-1.135)

$$R^2 = .9438 \quad D.W. = 1.306 \quad SEE = 69.75$$

$$IB = 69.147 + .5432 (PS + A) - 112.8202 R - 205.3388 X_{61}$$

(.5642) (5.362) (-2.562) (-1.943)

$$R^2 = .7930 \quad D.W. = 1.246 \quad SEE = 119.36$$

$$PS = 427.821 + .0818 Y - .8709 U$$

(6.960) (12.746) (-1.188)

$$R^2 = .9269 \quad D.W. = 1.048 \quad SEE = 100.62$$

$$YW = -634.181 + .5828 Y + 8.7096 \Delta IPM + 31.402 \Delta W$$

(-8.356) (60.256) (.6928) (1.739)

$$R^2 = .9976 \quad D.W. = 1.686 \quad SEE = 135.56$$

$$YR = -164.452 + .0576 (ICR + IB + IM) + .3585 IG + 46.655 OPR$$

(-5.212) (3.011) (6.196) (4.580)

$$R^2 = .9796 \quad D.W. = 1.549 \quad SEE = 27.65$$

$$YNI = 176.9203 + .0318 Y + .3019 ICR$$

(8.182) (7.400) (2.605)

$$R^2 = .9779 \quad D.W. = .8472 \quad SEE = 29.771$$

$$DIV = -12.854 + .0539 PS + .8400 DIV_{-1}$$

(-.6215) (1.098) (4.703)

$$R^2 = .9562 \quad D.W. = 1.816 \quad SEE = 21.786 \quad \text{Durbin} = .349$$

$$MO = 759.893 + .0406 Y + .1228 PQ$$

(11.946) (14.404) (6.747)

$$R^2 = .9963 \quad D.W. = 1.381 \quad SEE = 16.95$$

$$EP = 1185.206 + .0651 Y - 2.615 W$$

(27.737) (9.492) (-2.570)

$$R^2 = .9921 \quad D.W. = 1.671 \quad SEE = 19.912$$

$$EG = 74.5696 + .1170 U + .0200 GP + .00911 GFM$$

(32.9084) (4.092) (15.493) (1.828)

$$R^2 = .9728 \quad D.W. = .8651 \quad SEE = 3.625$$

$$TPP = -256.7048 + .0726 YP + 17.6891 RP + 624.065 X_{66}$$

(-3.687) (5.4999) (.5638) (5.359)

$$R^2 = .9711 \quad D.W. = .8962 \quad SEE = 90.565$$

$$TPF = -459.794 + .0840 YP + 21.520 RF - .2809 TPP$$

(-3.106) (7.333) (3.225) (-4.326)

$$R^2 = .8592 \quad D.W. = 1.126 \quad SEE = 48.083$$

$$TI = -255.186 + .0970 YD + .5276 TI_{-1} + 2.8174 RI$$

(-4.271) (3.314) (3.494) (3.503)

$$R^2 = .9973 \quad D.W. = 2.325 \quad SEE = 40.534 \quad \text{Durbin} = 1.497$$

$$TC = -76.795 + .0879 PS + 751.9779 RC$$

(-16.270) (14.966) (8.273)

$$R^2 = .9885 \quad D.W. = 2.004 \quad SEE = 5.103$$

$$Y = C + ICR + IB + IM + GP + GFM$$

+ IG + \Delta H + (IMN + ER)

$$YP = Y - TI - A + TR + (IDP + BSNP + ER)$$

$$YD = YP - TPP - TPF$$

$$U = MO - EP - EG$$

ANNEXE 2

MATRICE DES MULTIPLICATEURS D'IMPACT

Variables endogènes	Variables exogènes	CTE	GP	GFM	IG	ΔH	IMN+ ER	A	TR	IDP + BSNP + ER	W
<i>Y</i>		1817.50	1.51647	1.50316	1.49206	1.49206	1.49206	.476214	.334226	.334226	-3.18817
<i>YP</i>		1854.69	1.39919	1.38691	1.37666	1.37666	1.37666	-.483278	1.23104	1.23104	-2.94160
<i>YD</i>		2246.43	1.20858	1.19797	1.18912	1.18912	1.18912	-.417440	1.06333	1.06333	-2.54087
<i>U</i>		-487.421	-.051209	-.041141	-.032741	-.032741	-.032741	-.010450	-.007334	-.007334	2.41137
<i>C</i>		532.403	.286433	.283919	.281821	.281821	.281821	-.098933	.252010	.252010	-.602185
<i>ICR</i>		385.023	.053262	.052794	.052404	.052404	.052404	-.018396	.046861	.046861	-.111976
<i>PS</i>		1001.08	.168708	.158849	.150625	.150625	.150625	.048074	.033740	.033740	-2.36108
<i>IB</i>		612.903	.091637	.086282	.081815	.081815	.081815	.569282	.018326	.018326	-1.28246
<i>IM</i>		287.171	.085140	.080165	.076015	.076015	.076015	.024261	.017027	.017027	-1.19154
<i>TPP</i>		-121.998	.101623	.100731	.099987	.099987	.099987	-.035100	.089410	.089410	-.213649
<i>TPF</i>		-269.734	.088989	.088208	.087556	.087556	.087556	-.030736	.078294	.078295	-.187087
<i>TI</i>		-37.1929	.117280	.116251	.115392	.115392	.115392	-.040508	.103186	.103186	-.246566
<i>MO</i>		833.720	.061599	.061058	.060607	.060607	.060607	.019343	.013576	.013576	-.129503
<i>EP</i>		1303.57	.098767	.097900	.097177	.097177	.097177	.031016	.021768	.021768	-2.82290
<i>EG</i>		17.5609	.014040	.004298	-.003829	-.003829	-.003829	-.001222	-.000857	-.000857	.282033
<i>DIV</i>		41.1542	.009101	.008569	.008126	.008126	.008126	.002593	.001820	.001820	-.127380
<i>YW</i>		425.058	.883801	876042	.869569	.869569	.869569	.277537	.194786	.194786	29.5439
<i>YR</i>		-90.4817	.013241	.012619	.370571	.012101	.012101	.033105	.004732	.004732	-.148849
<i>YNI</i>		350.904	.064258	.063694	.063224	.063224	.063224	.009571	.024766	.024766	-.135094
<i>TC</i>		11.2197	.014832	.013966	.013242	.013242	.013242	.004226	.002966	.002966	-.207585

ANNEXE 2 (suite)

MATRICE DES MULTIPLICATEURS D'IMPACT

Variables endogènes	Variables exogènes	<i>IPM</i>	X_{61}	X_{66}	<i>IH</i>	<i>R</i>	<i>OPR</i>	<i>RP</i>	<i>PF</i>	<i>RI</i>	<i>RC</i>
	<i>Y</i>	0.0	-402.749	-173.652	-80.6310	-168.334	0.0	-4.92215	-8.32698	-.941655	0.0
<i>YP</i>	0.0	-371.601	-120.040	-74.3952	-155.315	0.0	-3.40253	-5.75618	-3.46836	0.0	
<i>YD</i>	0.0	-320.978	-552.471	-64.2603	-134.157	0.0	-15.6597	-26.4922	-2.99586	0.0	
<i>U</i>	0.0	8.83772	3.81052	1.76932	3.69383	0.0	.108009	.182723	.020663	0.0	
<i>C</i>	0.0	-76.0718	-130.936	-15.2297	-31.7951	0.0	-3.71136	-6.27864	-.710019	0.0	
<i>ICR</i>	0.0	-14.1455	-24.3474	-56.8722	-5.91228	0.0	-.690124	-1.16751	-.132027	0.0	
<i>PS</i>	0.0	-40.6581	-17.5304	-8.13982	-16.9936	0.0	-.496898	-.840620	-.095061	0.0	
<i>IB</i>	0.0	-227.423	-9.52199	-4.42130	-122.050	0.0	-.269900	-.456599	-.051634	0.0	
<i>IM</i>	0.0	-85.1088	-8.84689	-4.10784	-8.57597	0.0	-.250764	-.424228	-.047974	0.0	
<i>TPP</i>	0.0	-26.9894	615.347	-5.40332	-11.2806	0.0	17.4419	-.418071	-.251907	0.0	
<i>TPF</i>	0.0	-23.6340	-182.916	-4.73157	-9.87812	0.0	-5.18473	21.1540	-.220589	0.0	
<i>TI</i>	0.0	-31.1477	-53.6117	-6.23582	-13.0186	0.0	-1.51962	-2.57079	2.52670	0.0	
<i>MO</i>	0.0	-16.3596	-7.05374	-3.27523	-6.83772	0.0	-.199937	-.338241	-.038250	0.0	
<i>EP</i>	0.0	-26.2311	-11.3099	-5.25149	-10.9635	0.0	-.320579	-.542335	-.061329	0.0	
<i>EG</i>	0.0	1.03366	.445679	.206940	.432030	0.0	.012632	.021371	.002416	0.0	
<i>DIV</i>	0.0	-2.19350	-.945765	-.439143	-.916802	0.0	-.026807	-.045351	-.005128	0.0	
<i>YW</i>	8.70966	-234.722	-101.204	-46.9917	-98.1050	0.0	-2.86862	-4.85296	-.548796	0.0	
<i>YR</i>	0.0	-18.8035	-2.45875	-3.76450	-7.85917	46.6553	-.069693	-.117902	-.013332	0.0	
<i>YNI</i>	0.0	-17.0660	-12.8676	-19.7319	-7.13294	0.0	-.364732	-.617030	-.069776	0.0	
<i>TC</i>	0.0	-3.57466	-1.54127	-.715653	-1.49407	0.0	-.0436687	-.073907	-.008357	751.977	

ANNEXE 2 (suite)

MATRICE DES MULTIPLICATEURS D'IMPACT

Variables endogènes	Variables exogènes	PQ	C_{-1}	ICR_{-1}	IB_{-1}	Y_{-1}	TI_{-1}	DIV_{-1}	IPM_{-1}	W_{-1}	Y_{-2}
<i>Y</i>		-.149762	1.18715	.802204	.386203	.277582	-.176358	0.0	0.0	0.0	-.277582
<i>YP</i>		-.138179	1.09534	.740163	.356336	.256114	-.649571	0.0	0.0	0.0	-.256114
<i>YD</i>		-.119356	.946123	.639330	.307792	.221224	-.561079	0.0	0.0	0.0	-.221224
<i>U</i>		.113272	-.02605	-.01760	-.00834	-.00609	.003869	0.0	0.0	0.0	-.00609
<i>C</i>		-.028287	1.01988	.151521	.072947	.052430	-.132976	0.0	0.0	0.0	-.052430
<i>ICR</i>		-.005259	.04169	.565825	.013564	.009749	-.024727	0.0	0.0	0.0	-.009749
<i>PS</i>		-.110909	.119845	.080984	.038988	.028022	-.017804	0.0	0.0	0.0	-.028022
<i>IB</i>		-.060243	.065096	.043988	.021177	.015221	-.009670	0.0	0.0	0.0	-.015221
<i>IM</i>		-.055971	.060481	.040869	.278515	.200182	-.008985	0.0	0.0	0.0	-.200182
<i>TPP</i>		-.010036	.079555	.053758	.025881	.018602	-.047178	0.0	0.0	0.0	-.018602
<i>TPF</i>		-.008788	.069664	.047074	.022663	.016289	-.041313	0.0	0.0	0.0	-.016289
<i>TI</i>		-.011582	.091812	.062041	.029868	.021468	.473213	0.0	0.0	0.0	-.021467
<i>MO</i>		.116766	.048222	.032585	.015687	.011275	-.007163	0.0	0.0	0.0	-.011275
<i>EP</i>		-.009753	.077319	.052247	.025153	.018079	-.011486	0.0	0.0	0.0	-.018078
<i>EG</i>		.013243	-.003468	-.002058	-.000991	-.000712	.000452	0.0	0.0	0.0	.000712
<i>DIV</i>		-.005983	.006465	.004369	.002103	.001511	-.000960	.840050	0.0	0.0	.001511
<i>YW</i>		-.087281	.691873	.467524	.225079	.161775	-.102781	0.0	-8.70966	-31.9019	-.161775
<i>YR</i>		-.006992	.009628	.037453	.018031	.012959	-.002497	0.0	0.0	0.0	-.012959
<i>YNI</i>		-.006345	.050304	.196314	.016364	.011762	-.013058	0.0	0.0	0.0	-.011762
<i>TC</i>		-.009751	.010536	.007120	.003427	.002463	-.001565	0.0	0.0	0.0	-.002463

BIBLIOGRAPHIE

- BASMAN, R.L., « Letter to the Editor », *Econometrica*, 30, 1962, pp. 824-826.
- DAGENAIS, M., « Un modèle annuel de prévision pour l'économie du Québec », *Revue canadienne d'Economie*, VI, n° 1, 1973.
- DARLING, P.G., « The Influence of Expectations and Liquidity on Dividend Policy », *Journal of Political Economy*, 65, 1972, pp. 209-224.
- DUESENBERY, J.S., FROMM, G., KLEIN, L.R., KUH, E., *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1965.
- DURBIN, J., « Testing for Serial Correlation in Systems of Simultaneous Regression Equations », *Biometrika*, 1957, pp. 370-377.
- DURBIN, J., « Testing for Serial Correlation in Least-Squares Regression when some Regressors are Lagged Dependent Variables », mimeographié, 1967.
- EVANS, M.K., *Macroeconomic Activity, Theory, Forecasting and Control*, Harper & Row, New York, 1969.
- FISK, P.R., *Stochastically Dependent Equations : an Introductory Text for Econometricians*, Griffin's Hafner Publishing Co., New-York, 1967.
- GOLDBERGER, D.W., NAGAR, A.L., ODEH, H.S., « The Covariance Matrices of Reduced-Form Coefficients and of Forecasts for a Structural Econometric Model », *Econometrica*, 29, 1961, pp. 556-573.
- GILLEN, J., GUCCIONE, A., « The Estimation of Postwar Regional Consumption Functions in Canada », *Canadian Journal of Economics*, III, 1970, pp. 276-291.
- KLOEK, T. et MENNES, L.B.M., « Simultaneous Equations Estimation Based on Principal Components of Predetermined Variables », *Econometrica*, 28, 1960, pp. 45-61.
- LINTNER, J.K., « Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings and Taxes », *Proceedings of the American Economic Association*, 56, 1956, pp. 91-113.
- MALINVAUD, E., *Méthodes statistiques de l'économétrie*, Dunod, Paris, 1969.
- MINISTÈRE DE L'INDUSTRIE ET DU COMMERCE, Tableaux-types des comptes économiques du Québec 1946-1970, juillet 1972.
- NEWLYN, J.W.T., *Theory of Money*, Clarendon Press, Oxford University, 1962.
- OFFICER, L.H., *An Econometric Model of Canada under the Fluctuating Exchange Rate*, Harvard University Press, Cambridge, 1968.
- SALVAS-BRONSARD, L., *Les techniques quantitatives de la politique économique*, Vander Editeur, Belgique, 1972.
- SIMON, H.A., « Causal Ordering and Identifiability », in Hood and Koopmans, *Studies in Econometric Methods*, Wiley, New-York, 1953.