

Bank of Canada
Technical Reports

Rapports techniques
Banque du Canada

Rapport Technique 15
UNE ANALYSE DU MODELE A FORME
REDUITE ET SON APPLICATION AU CANADA

Pierre Duguay
Etudes Bancaires et Financières

Les opinions exprimées dans cette étude sont celles de l'auteur et n'engagent pas la Banque. Les commentaires de nos lecteurs seront les bienvenus.

TABLEAU DES MATIERES

SOMMAIRE	i
SUMMARY	iii
INTRODUCTION	1
1 DESCRIPTION DU MODELE	2
2 PROPRIETES DYNAMIQUES	8
3 ESTIMATION ET TESTS DE STABILITE	10
A) Demande nominale	10
B) Demande réelle	28
C) Prix	28
4 SIMULATIONS DYNAMIQUES	37
A) Prévision ex-post (1969-1977)	39
B) Analyse de multiplicateurs monétaires	42
5 CONCLUSION	48
BIBLIOGRAPHIE	51

SOMMAIRE

Ce document résume les recherches que nous avons menées ces dernières années en vue d'évaluer les possibilités d'un modèle réduit inspiré du modèle monétariste de la banque de réserve fédérale de Saint-Louis. Le modèle gravite autour de deux équations estimées pour la période 1957-1977.

Une première équation décrit les variations trimestrielles de la dépense nationale brute aux prix du marché à partir des fluctuations des recettes d'exportation, du rythme d'expansion de la masse monétaire et des changements dans la position budgétaire des administrations publiques.

Une deuxième équation tente de relier l'évolution de l'indice implicite de prix de la dépense nationale brute au degré de surchauffe de l'économie. En dégonflant la dépense nationale brute aux prix du marché, cet indice nous permet de calculer le volume de production.

Le modèle ainsi obtenu est qualifié de monétariste parce que la monnaie joue un rôle prépondérant dans la détermination de la demande globale en termes nominaux et parce que les forces dynamiques décrites par l'équation de prix sont suffisantes pour ramener le taux d'utilisation de la capacité de production à un niveau "naturel" indépendant du taux d'expansion de la demande nominale. Lorsque cet équilibre est atteint, le taux d'inflation est égal au taux de croissance de la demande nominale diminué du taux d'expansion de la capacité de production. Toute tentative visant à maintenir le taux d'utilisation de la capacité de production à un niveau supérieur au taux "naturel" se heurte à une accélération de l'inflation et nécessite

un relèvement graduel du taux d'expansion monétaire. Tout simpliste qu'il soit, ce paradigme de la dynamique des prix et de la production a su reproduire avec satisfaction les hauts et les bas de la conjoncture économique agitée de la période 1969-1977.

Ce rapport offre une explication détaillée du paradigme de Saint-Louis, laquelle servira à mieux faire comprendre les limites du modèle. Il expose notamment pourquoi le modèle de Saint-Louis n'est pas vraiment monétariste. Il explique les implications que comporte une spécification de l'équation de demande en termes nominaux, et transgresse un tabou monétariste en proposant d'estimer cette équation en termes réels. Les deux modèles sont ensuite comparés tout au long du rapport, tant au niveau de l'estimation qu'au niveau de la simulation dynamique, ce qui permet de tirer un certain nombre d'enseignements très utiles.

Dans ce travail de recherche, un effort particulier est apporté d'une part à la définition de la masse monétaire qui "explique" le mieux le comportement de la dépense globale et d'autre part à la stabilité des coefficients estimés. A cette fin, la période échantillonnale a été découpée en trois sous-périodes, la période antérieure au régime de change fixe, la période de taux de change fixe et la période postérieure. L'influence de la révision de la Loi sur les banques en 1967 sur la stabilité des coefficients a aussi retenu l'attention.

SUMMARY

In this report an evaluation of a St. Louis type reduced form model is attempted for Canada. A summary description of this model was presented in the appendix to Duguay-Jenkins (Bank of Canada Technical Report no. 12).

The model centres on two equations estimated over the 1957-1977 sample period. An expenditure equation relates the quarterly growth rate of nominal GNE to demand management variables (namely the rate of monetary expansion and the full employment surplus) and to changes in export receipts. A price equation seeks to explain the split of nominal spending increases between real growth and inflation. This equation takes the form of an expectations-augmented Phillips curve where the rate of utilization of the factors of production is proxied by the ratio of actual to potential (trend) output.

An important feature of the model is that for any growth rate of nominal expenditure, the price equation describes a cyclical path of output towards some long-term trend. Thus, the rate of inflation is (cyclically) brought in line with the rate of growth of nominal spending less the growth of potential output. The model is accelerationist in the sense that the actual rate of capacity utilization can only be kept above the longer-run equilibrium rate so long as the rates of growth of prices and nominal spending, and thus, the rate of monetary expansion, are accelerating. In terms of this particular model, our estimates suggest that the "non-accelerating" rate of capacity utilization was approximately achieved in 1959, 1965 and mid-1971. This estimate of Canada's potential may be considered low from a normative point of view but it does provide a possible

explanation for much of the upsurge in inflation in the seventies.

We find that this paradigm of price and output dynamics, albeit simplistic, gives a reasonably satisfactory account of the disturbed developments from 1969 to 1977. Thus, we are tempted to use this model as a guide to evaluate the dynamic response of output and inflation to alternative stances of demand management policy. Simulations presented in this regard reveal that the effect on real output of a one percent change in the rate of monetary expansion reaches a maximum of half a percent after three years before declining to zero. By the end of three years, the effect on inflation has reached about one percent; further changes are associated with the disturbance in output and, in turn, trigger its cyclical return to control.

Special attention is given in this report to the question of the "best" definition of money and to the issue of coefficient stability. It appears that the 1967 Bank Act revisions may have affected the choice of the "best" monetary indicator. By introducing a two-tier reserve requirement system, and by lifting interest ceilings on bank deposits, the new regulations not only encouraged the competition for funds but also contributed to a greater distinction between savings and term deposits on the one hand and narrow money on the other. This distinction appears to have reduced the value of broader aggregates as leading indicators of economic performance.

The main limitations of this type of model are also discussed in this report. Of particular concern to us is the implied behaviour of velocity, since this limits the usefulness of the model to short-run analysis. We are also critical of the implicit unitary price

elasticity of aggregate demand imposed by the expenditure equation; we develop an alternative specification but find, much to our surprise, that the original one performs better.

INTRODUCTION

Le modèle de Saint-Louis a conféré une certaine respectabilité¹ à la technique de la forme réduite, à un moment où les modèles économétriques devenaient de plus en plus compliqués, lourds à maintenir à jour et, bien souvent, décevants tant par leurs propriétés théoriques que par leur pouvoir prédictif.

L'atout principal d'un modèle réduit est d'assujettir les agrégats aux contraintes macro-économiques pertinentes. Trop souvent l'économètre perd ces contraintes de vue quand il cherche à modeler le comportement des composantes, ou encore il en limite la portée en essayant d'identifier et de canaliser les pressions selon un schéma théorique trop restrictif. En principe, le modèle réduit permet une meilleure estimation des multiplicateurs parce qu'il n'impose pas de telles restrictions. Par contre, cette estimation est beaucoup plus sensible aux limitations de l'analyse de régression. La régression linéaire ne donne qu'une moyenne échantillonnale des multiplicateurs, lesquels peuvent varier selon la conjoncture. L'estimation des multiplicateurs est faussée dans la mesure où certaines variables explicatives omises, quoique logiquement indépendantes², sont statistiquement corrélées avec les variables exogènes retenues. Dans le cas où les variables explicatives retenues sont des instruments

-
1. Cette attitude n'est pas partagée par tous. Voir par exemple F. Modigliani et A. Ando (1976).
 2. Cette réserve est importante, comme en témoigne le commentaire de M.R. Darby à l'analyse de F. Modigliani et A. Ando (1976).

d'une politique économique contracyclique, leurs multiplicateurs sont au surcroît "biaisés" vers zéro³. Enfin, la technique Almon d'estimation de retards échelonnés n'est pas elle-même sans compliquer ces problèmes⁴. Toutefois, vu sa taille, le modèle réduit permet des réestimations fréquentes et se soumet plus facilement aux tests statistiques.

1 DESCRIPTION DU MODELE

Le modèle que nous étudions veut décrire le comportement de la dépense nationale brute tant en dollars courants qu'en dollars d'une année de base. Une première équation décrit donc la formation de la dépense nominale. Il s'agit d'une équation réduite qui relie les changements de la dépense à ceux de la masse monétaire, des recettes d'exportation et du surplus budgétaire de plein emploi. Ces deux dernières variables sont incluses parce qu'elles sont soumises à des influences indépendantes de la politique monétaire. Une seconde équation décrit le processus de répartition de la croissance nominale entre une augmentation de prix et une expansion du volume de production. A court terme, la proportion de l'accroissement de la demande nominale qui se traduit par une augmentation de prix dépend

3. Voir S.M. Goldfeld et A.S. Blinder (1972). L'action des stabilisateurs fiscaux automatiques constitue un cas particulier de ce "biais". La solution généralement retenue dans ce cas consiste à utiliser le surplus budgétaire de plein emploi pour analyser le multiplicateur fiscal.

4. Voir P. Schmidt et R. Waud (1973).

essentiellement de l'élasticité respective des courbes de l'offre et de la demande. A plus long terme, cependant, les pressions de la demande sur le marché des facteurs de production couplées à la révision des attentes inflationnistes entraîneront un déplacement de la courbe d'offre. Ce déplacement est essentiellement représenté par une courbe de Phillips dotée d'attentes inflationnistes, où le taux de chômage est remplacé par le taux de capacité excédentaire de production.

Le modèle peut s'écrire comme suit:

$$\dot{Y}/Y = v(L)\dot{M}/M + [k_1(L)\dot{X}]/Y + [k_2(L)\dot{B}]/Y + g + u_Y \quad (1)$$

$$\dot{P}/P = a(\dot{Y}/Y - \dot{Q}M/QM) + b(L)\dot{P}/P + c(Q-QM)/Q + d + u_P \quad (2)$$

$$Q = Y/P \quad (3)$$

où Y, P et Q représentent les composantes valeur, prix et volume de la D.N.B.

QM, la tendance séculaire de la capacité de production

M, la masse monétaire

X, la valeur des exportations de biens et services

B, le surplus budgétaire de plein emploi des administrations publiques

u_Y et u_P , des résidus aléatoires.

Le point (.) indique une première différence et la notation $f(L)$, un polynôme de délai: $f(L) = \sum_i f_i L^i$. Nous dénoterons $\sum_i f_i$ par $f(S)$.

Notre équation de demande fait la relation entre les taux de croissance de Y et de M, reliant ainsi dY/dM à la vitesse de circulation de la monnaie, tout en maintenant une relation linéaire

entre les changements de Y et ceux de X et de B , de sorte que k_1 et k_2 peuvent être interprétés comme des multiplicateurs. Cette spécification est donc théoriquement préférable à celle de Carlson (1978).

Ce modèle n'offre aucun compromis durable entre le taux d'inflation et le taux de capacité excédentaire s'il satisfait la condition:

$$a + b(S) = 1.$$

La solution d'équilibre dynamique devient alors⁵:

$$\dot{P}/P = v(S)\dot{M}/M + k_1(S)\dot{X}/Y + k_2(S)\dot{B}/Y + g - \dot{Q}M/QM \quad (4)$$

$$Q = QM \ c/(c+d) \quad (5)$$

où $c/(c+d)$ est le taux "naturel" d'utilisation de la capacité.

Le modèle devient ainsi éminemment normatif: tout excès dans le volume de production ne saurait être que temporaire et entraîne avec lui un legs d'inflation permanente. Cette inflation peut être ou bien entérinée par la politique monétaire ou bien maîtrisée au prix d'une

5. Un équilibre est atteint pour le taux d'inflation lorsque

$$P/P = (a(Y/Y - QM/QM) + c(Q - QM)/Q + d)/(1 - b(S)),$$

soit pour $a = 1 - b(S)$, lorsque

$$P/P = Y/Y - QM/QM + (c/a)(Q - QM)/Q + d/a.$$

Puisque le taux d'expansion de la production est défini par

$$\dot{Q}/Q = Y/Y - \dot{P}/P,$$

l'équation de prix devient une équation décrivant le sentier d'expansion du taux d'utilisation de la capacité:

$$(\dot{Q}/Q - \dot{Q}M/QM) = - (c+d)/a + (c/a)QM/Q \text{ ou}$$

$$(\dot{Q}/Q - \dot{Q}M/QM) = (c/a)(QM/Q - (c+d)/c).$$

Cette équation dynamique implique que le taux d'utilisation de la capacité atteint un équilibre de régime permanent ($\dot{Q}/Q = \dot{Q}M/QM$) lorsque $QM/Q = (c+d)/c$, et que ce taux convergera vers l'équilibre [$(\dot{Q}/Q - \dot{Q}M/QM) > 0$ lorsque $Q/QM < c/(c+d)$] pourvu que $c/a > 0$. Lorsque cette condition d'équilibre est introduite dans l'équation de prix, nous retrouvons $\dot{P}/P = Y/Y - \dot{Q}M/QM$.

période compensatoire de sous-utilisation de la capacité de production. Les implications pour la politique économique ont d'ailleurs été exposées par J. Vanderkamp (1975).

Une autre implication du taux "naturel" est qu'indépendamment de la valeur de $k_2(S)$ (le multiplicateur du surplus budgétaire dans l'équation de la dépense nominale), la politique budgétaire ne peut pas modifier à long terme le volume de production, lequel est déterminé par la dotation (exogène) en capacité productive. Il n'y a là aucun paradoxe; le déplacement des dépenses privées qu'il soit causé par les pressions de la politique budgétaire sur la demande de monnaie pour fins de transaction et partant sur les taux d'intérêt (effet de Keynes), ou qu'il soit causé plus directement par les pressions des prix sur le pouvoir d'achat des encaisses monétaires (effet de Pigou), exige que le multiplicateur nominal soit positif. L'argument monétariste selon lequel le "crowding out" s'exercerait aussi en termes nominaux ($k_2(S) = 0$) n'est guère convainquant⁶ et apparaît en rétrospective comme un accident dans l'estimation des modèles réduits. En effet, les estimations récentes faites pour les Etats-Unis montrent un multiplicateur nominal des dépenses fiscales atteignant 1.5 à long terme⁷.

-
6. Nous partageons à ce sujet l'avis de Modigliani et Ando (1976). La condition nécessaire pour obtenir un "crowding out" nominal est un "effet de richesse" dans la demande de monnaie. Voir Meyer (1975). Toutefois cet "effet de richesse" n'est pas empiriquement démontré.
7. Voir R.S. Holbrook et E.P. Howrey (1976), B.M. Friedman (1976) et W. Dewald et M. Marchon (1977). Cette opinion est toutefois contestée par K. Carlson (1978).

Une propriété désirable de ce modèle est l'homogénéité entre les prix et la masse monétaire. La condition d'équilibre (éq. 4) indique que cette propriété ne sera satisfaite que pour $v(S) = 1$. Il est également souhaitable qu'une accélération de la masse monétaire, parce qu'elle s'accompagne éventuellement d'une augmentation de l'inflation, entraîne une augmentation de la vitesse de circulation de la monnaie. Cette propriété nécessite au surcroît que $\pi_{iv_i} < 0$, (plus précisément égale à la semi-élasticité de la demande de monnaie par rapport au taux d'intérêt nominal)⁸.

Il faut noter que ce modèle, en voulant être récuratif, impose une restriction importante, celle d'une élasticité unitaire de la demande globale par rapport aux prix. Aussi, toute augmentation de prix imputable à un choc aléatoire (u_p) entraîne-t-elle une réduction équiproportionnelle immédiate du volume de production. Cette réaction n'apparaît peut-être pas excessive quand le revenu nominal est donné, mais elle est difficilement justifiable sur le plan macroéconomique alors que la somme des revenus est égale à la somme des dépenses. La réduction de la demande ne saurait être reliée qu'à la réduction des encaisses réelles. Pour rester fidèle à la tradition néoclassique (Hicks, Patinkin, Friedman), le modèle mériterait donc d'être écrit

8. La démonstration en a été faite par C. Freedman (1978). Nous pouvons remarquer dès maintenant que cette condition n'est généralement pas remplie dans les modèles de Saint-Louis et qu'elle ne l'est pas davantage dans le nôtre. Il s'agit là d'un inconvénient majeur de ces modèles, qui en limite la portée à des études de court terme.

différemment:

$$\dot{Q}/Q = v'(L)[\dot{M}/M - \dot{P}/P] + [k_1'(L)\dot{X}']/Q + [k_2'(L)\dot{B}']/Q + g' + u_Q' \quad (6)$$

$$\dot{P}/P = a'(\dot{Q}/Q - \dot{Q}M/QM) + b'(L)\dot{P}/P + c'(Q - QM)/Q + d' + u_P' \quad (7)$$

$$\dot{Y}/Y = \dot{Q}/Q + \dot{P}/P \quad (8)$$

où X' et B' sont définis comme X/P et B/P ; il s'agit de l'équivalent en pouvoir d'achat constant des recettes d'exportation et du surplus budgétaire, plutôt que du volume réel des exportations et du surplus budgétaire (en supposant que ce concept admettât une définition).

L'existence d'un taux naturel d'utilisation de la capacité, $c'/(c'+d')$, est assurée si $b'(S) = 1$. L'homogénéité à long terme des prix et de la masse monétaire est indépendante de $v'(S)$; la solution d'équilibre peut en effet s'écrire:

$$\dot{P}/P = \dot{M}/M - [\dot{Q}M/QM - g' - k_1'(S)\dot{X}'/Q - k_2'(S)\dot{B}'/Q]/v'(S) \quad (9)$$

$$Q = QM c'/(c'+d') \quad (10)$$

Cet équilibre sera atteint pourvu que $c' > 0$ et $v'(S) > 0$. Il est plus difficile de déterminer analytiquement la réaction de la vitesse de circulation de la monnaie à une augmentation du taux d'expansion monétaire. Seule une simulation dynamique peut permettre de répondre à cette question.

Alors que le premier modèle était récursif, celui-ci est simultané; le taux d'inflation est un argument de l'équation de dépense réelle et le taux de croissance réelle est en retour un argument de

l'équation de prix. Dans ce modèle, une augmentation de prix imputable à un choc aléatoire (u_p') entraîne une réduction immédiate de la production réelle de seulement $v'_0 u_p'$ et une augmentation concomitante de la dépense nominale de $(1-v'_0)u_p'$. Les pressions qu'exercent les augmentations de prix sur la production se cumulent progressivement et aussi bien l'amplitude que la longueur des cycles de la production et de l'inflation en seront accrues relativement au modèle réduit conventionnel.

Ainsi, même un modèle réduit de trois équations peut imposer sans en avoir l'air des restrictions d'importance majeure. Dans ce cas-ci, les répercussions sont cruciales sur l'évaluation de l'échéancier et des implications pour le taux de capacité inutilisée d'une politique monétaire visant à réduire le taux d'inflation. Il nous a donc paru nécessaire d'estimer les deux modèles présentés plus haut plutôt que de nous limiter au modèle conventionnel.

2 PROPRIETES DYNAMIQUES

La discussion qui précède nous amène à faire une analyse plus détaillée des propriétés dynamiques des modèles. Puisque le modèle (1-3) décrit le taux de changement du volume de production ($\dot{Q}/Q = \dot{Y}/Y - \dot{P}/P$) en prenant le niveau de production $[(Q - Q_M)/Q]$ comme argument, il s'agit bien d'un modèle dynamique de prévision du volume de production. Le taux d'inflation par contre apparaît seul; il est relié aux taux d'inflation antérieurs, mais le niveau général des prix ou la valeur de la production (Y) n'apparaît pas comme un argument. Il s'agit donc d'un modèle dynamique de prévision de l'inflation, non du niveau des prix.

La même conclusion vaut pour le modèle modifié (6-8).

Si un choc aléatoire affecte temporairement la demande nominale (u_y dans le modèle original, u_0' ou u_p' dans le modèle modifié), les réactions dynamiques seront telles que le niveau de production retrouvera son sentier de croissance original alors que le niveau des prix se déplacera graduellement pour suivre finalement un sentier de croissance parallèle (sur une échelle logarithmique) au sentier original.

L'implication de ce qui précède est double. Premièrement l'analyse des performances du modèle en simulation dynamique doit porter sur le taux d'inflation et le taux d'utilisation de la capacité de production. Deuxièmement, contrairement au mythe entretenu depuis sa présentation, le modèle de Saint-Louis n'est pas un modèle monétariste, parce que la vitesse de circulation de la monnaie sera affectée de façon permanente (plutôt que temporaire) par toute variation aléatoire du taux de croissance de la dépense nominale.

Cette dernière propriété présente une nette analogie avec l'hypothèse d'une marche aléatoire de la vélocité retenue par Gould et Nelson (1974) dans leur analyse de la vitesse-revenu aux Etats-Unis. Qu'on nous permette simplement de constater ici qu'il s'agit là d'une observation troublante pour la théorie monétaire, observation qui mérite plus d'attention qu'on ne lui en a donnée. Dans l'hypothèse d'une fonction stable de demande de monnaie, toute perturbation de la dépense nominale due à des influences aléatoires sera tôt ou tard vraisemblablement renversée par les pressions qu'elle exerce sur la demande de monnaie et sur les taux d'intérêt. On pourrait penser

représenter ces pressions en incluant une variable d'état - soit la vitesse-revenu de la monnaie - dans l'équation de dépenses.

Malheureusement les tests statistiques que nous avons effectués suggèrent de rejeter cette spécification et corroborent - au moins en première analyse - la conclusion de Gould et Nelson. W. Poole suggère que l'hypothèse d'une marche aléatoire de la vélocité est compatible avec l'instabilité de la courbe IS, c'est-à-dire que le taux d'intérêt suivrait lui-même un processus stochastique (voir Gould et Nelson, renvoi 16, p. 417).

3 ESTIMATION ET TESTS DE STABILITE

A) Demande nominale

Le choix des variables explicatives dans un modèle de forme réduite est toujours un problème épineux. Les instruments des politiques de stabilisation sont reconnus comme des variables-clés: la masse monétaire et le montant des dépenses des administrations publiques (ou leur surplus budgétaire) ont été consacrés par l'équipe de Saint-Louis. Cependant la théorie économique, de même qu'un rapide survol historique, suggère d'autres éléments d'explication: la conjoncture économique internationale, un boom de l'investissement engendré par une combinaison de facteurs techniques et politiques, etc.

Dans notre équation, nous avons retenu le montant des recettes d'exportation (Cansim D40269) comme variable explicative, mais nous n'avons pas poussé plus loin nos investigations. Remarquons qu'en

traitant le montant des exportations comme exogène nous omettons le rôle décisif que peut avoir la politique monétaire dans la détermination de la valeur des exportations, au moins en période de taux de change flottant. Par contre nous enregistrons un net gain dans la mesure où la valeur des exportations est également affectée par la conjoncture internationale. Nous avons choisi de ne pas tenir compte du principe de l'accélérateur, parce que cela nécessiterait une explication endogène de l'accumulation du capital et qu'il nous semble présomptueux de croire que ce phénomène puisse être représenté adéquatement par l'utilisation de structures de délais très complexes.

Comme variable fiscale, nous avons arrêté notre choix au surplus budgétaire de plein emploi. Lorsque le surplus réalisé est retenu comme variable explicative, la régression est invariablement dominée par l'action des stabilisateurs automatiques et la relation entre les recettes des administrations et le niveau de l'activité économique; elle ne permet pas d'identifier l'effet des ponctions (ou injections) fiscales sur la demande globale. Pour fins de simplicité (et afin de faciliter la reproduction de nos résultats) nous avons calculé notre surplus de plein emploi en ajoutant au surplus budgétaire sur une base de comptabilité nationale (Cansim D40406) la valeur de l'expression $t(QM/Q - 1)Y$, où t est une estimation du taux marginal d'imposition (.26 avant 1962, .31 de 1962 à 1966 et .39 depuis 1967). Les résultats obtenus avec ce surplus de plein emploi ne sont guère différents de ceux obtenus avec des estimations plus sophistiquées.

Nous avons choisi d'amalgamer les divers niveaux des administrations publiques. Un monétariste retiendrait probablement

les variables budgétaires de l'administration fédérale seulement en soutenant que les administrations provinciales et municipales sont limitées dans leurs possibilités de réaliser de larges déficits budgétaires: elles n'ont pas accès à l'émission de monnaie. En pratique, nos estimations des multiplicateurs ne diffèrent pas beaucoup, qu'on limite l'influence budgétaire à l'administration fédérale ou qu'on l'étende à toutes les administrations publiques. Les tests statistiques ne permettant pas de choisir entre les deux approches, notre choix s'est fixé sur l'agrégat le plus global.

Nous avons estimé notre équation avec trois définitions différentes de la masse monétaire: M1, l'ensemble des encaisses hors banques et des dépôts à vue du public (Cansim B1609), M2A, M1 + les dépôts d'épargne des particuliers (Cansim B1600) et M2C, l'ensemble des encaisses hors banques et des dépôts bancaires du public en dollar canadien (Cansim B1603). Notre définition de M2A diffère légèrement de la définition de M2 présentée dans la revue de la Banque du Canada (Cansim B1621), mais elle a l'avantage d'être disponible pour une plus longue période.

Pour chacune de ces définitions, nous avons estimé notre équation de la demande nominale pour les sous-périodes 1957:1 à 1962:1, 1962:2 à 1970:2 et 1970:3 à 1977:4 ainsi que les sous-périodes 1957:1 à 1967:2 et 1967:3 à 1977:4. La première série divise la période échantillonnale selon les dates du régime de parité fixe ($\$C = .925\US), alors que la deuxième série divise la période échantillonnale au moment de l'entrée en vigueur des révisions de la Loi sur les banques.

Les résultats présentés au tableau 1 sont dans l'ensemble

Tableau 1 EQUATIONS DE FORME REDUITE POUR LA DEPENSE NATIONALE BRUTE EN DOLLARS COURANTS

Période échantillonnale	\bar{Y}/Y (1)	g (2)	\dot{M}/M (3)	Délai (4)	\dot{X}/Y (5)	\dot{B}/Y (5)	\bar{R}^2 (6)	DW (7)	$\sum e_i^2$ (8)	E.T.E. (9)
A) M = M1 (Monnaie hors banques et dépôts à vue)										
1957:1/62:1	1.17 (1.42)	.54 (.40)	.36 (.27)	4.1	1.87 (1.02)	-1.51 (.81)	.26	2.6 1.8	23.85	1.22
1962:2/70:2	2.14 (.99)	1.46 (.68)	.16 (.38)	2.5	.92 (.63)	-1.08 (.62)	.05	1.7 1.2	26.35	.97
1970:3/77:4	3.19 (1.35)	.24 (.67)	.63 (.23)	2.0	1.61 (.54)	-.72 (.57)	.41	1.9 2.2	26.78	1.04
1957:1/67:2	1.67 (1.35)	.72 (.32)	.37 (.22)	4.0	1.58 (.57)	-1.32 (.59)	.30	2.4 1.9	47.05	1.13
1967:3/77:4	2.87 (1.32)	.18 (.43)	.61 (.16)	2.0	1.72 (.39)	-.87 (.39)	.51	1.8 2.3	31.91	.93
1957:1/77:4*	2.27 (1.46)	.51 (.23)	.50 (.12)	2.6	1.63 (.31)	-.97 (.33)	.51	2.2 2.2	82.59	1.02

- (1) Taux de croissance moyen de la dépense nationale brute et écart-type entre parenthèses.
(2) Ordonnée à l'origine (et écart-type).
(3) Somme des coefficients (v_i) du taux de croissance de la masse monétaire (écart-type de la somme): retard échelonné sur 6 trimestres selon un polynôme du deuxième degré contraint à passer par zéro à T-6.
(4) Délai moyen entre le taux de croissance de la masse monétaire et son effet sur la dépense globale (iv_i/v_i).
(5) Somme des coefficients du changement des exportations (du changement du surplus de plein emploi) et écart-type: retards échelonnés sur 6 trimestres selon un polynôme du deuxième degré dont la pente et l'ordonnée sont contraintes à zéro à T-6. Le délai moyen est ainsi de 1.2 trimestre.
(6) Coefficient de détermination, corrigé pour le nombre de degrés de liberté.
(7) Statistique Durbin-Watson d'autocorrélation du 1^{er} et du 4^{ème} ordre.
(8) Somme des erreurs quadratiques.
(9) Ecart-type d'estimation.
* L'analyse visuelle de cette équation est présentée au graphique #1.

Tableau 1 (suite)

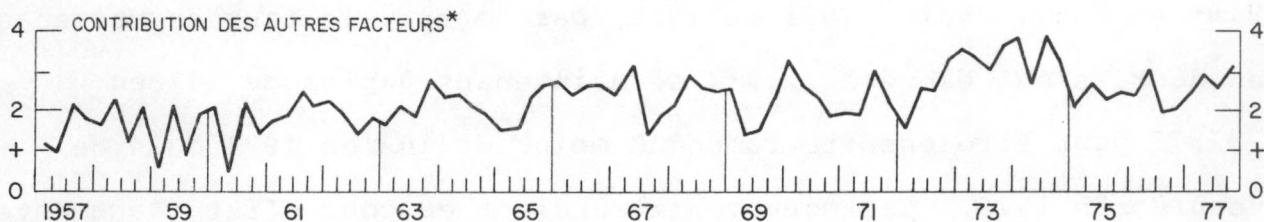
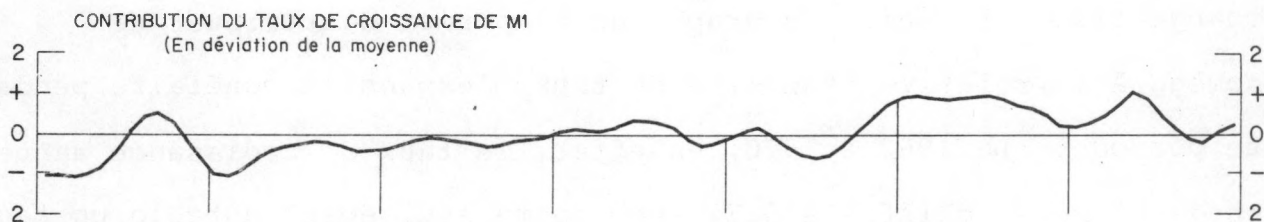
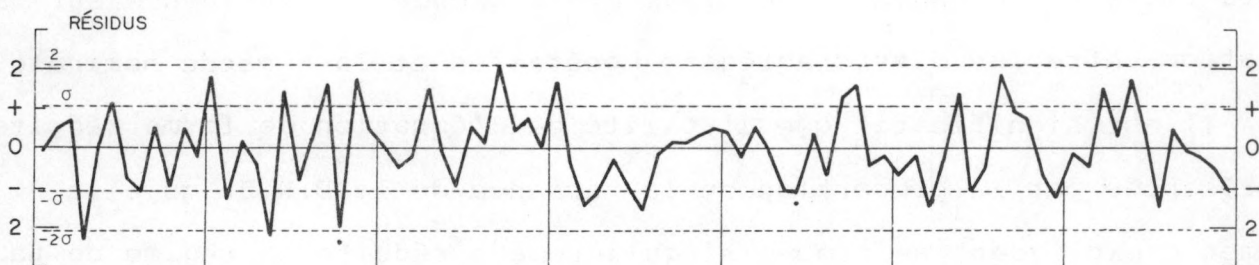
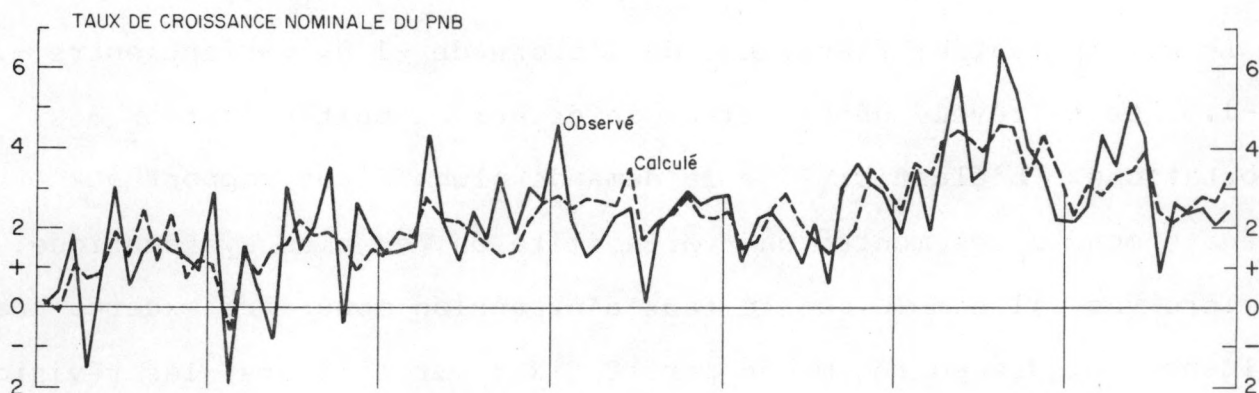
Période	g	M/M	Délai	X/Y	B/Y	\bar{R}^2	DW	$\sum ei^2$	E.T.E.
B) M = M2A (M1 + dépôts d'épargne des particuliers)									
1957:1/62:1	.10 (.51)	.63 (.38)	2.7	2.11 (1.06)	-1.23 (.79)	.23	2.8 1.7	24.80	1.25
1962:2/70:2	1.34 (.61)	.25 (.31)	2.6	.77 (.66)	-1.17 (.66)	.06	1.8 1.2	25.94	.96
1970:3/77:4	.29 (.97)	.47 (.34)	0.7	1.42 (.61)	-1.82 (.63)	.41	1.9 2.1	27.03	1.04
1957:1/67:2	.32 (.42)	.61 (.31)	2.8	1.62 (.58)	-1.14 (.60)	.29	2.5 1.9	48.17	1.14
1967:3/77:4	.39 (.63)	.46 (.23)	0.7	1.42 (.46)	-1.34 (.42)	.44	1.6 2.4	35.95	.99
1957:1/77:4	.53 (.26)	.38 (.13)	1.4	1.66 (.35)	-.97 (.32)	.46	2.0 2.2	91.48	1.08
C) M = M2C (Monnaie hors banques et ensemble des dépôts du public)									
1957:1/62:1	.19 (.47)	.57 (.32)	3.4	1.77 (1.01)	-1.39 (.76)	.28	2.8 1.7	23.35	1.21
1962:2/70:2	1.08 (.58)	.36 (.22)	3.3	.69 (.62)	-1.25 (.62)	.14	1.9 1.1	23.78	.92
1970:3/77:4	.25 (1.29)	.33 (.33)	0.7	2.02 (.56)	-1.19 (.62)	.30	1.6 2.3	32.05	1.13
1957:1/67:2	.32 (.38)	.59 (.24)	3.0	1.38 (.59)	-1.09 (.57)	.32	2.6 1.9	45.60	1.11
1967:3/77:4	.23 (.64)	.37 (.18)	1.4	1.84 (.42)	-1.02 (.43)	.38	1.5 2.6	39.79	1.04
1957:1/77:4	.44 (.26)	.36 (.11)	2.2	1.69 (.33)	-.92 (.33)	.47	2.1 2.2	88.51	1.06
D) M = MO (Base monétaire, non désaisonnalisée, Cansim B51 + B55)									
1957:1/67:2	.36 (.41)	.57 (.33)	3.5	1.77 (.57)	-1.27 (.58)	.29	2.4 2.0	48.28	1.14
1957:1/62:1	.07 (.55)	.69 (.50)	3.5	2.27 (.96)	-1.46 (.83)	.21	2.6 1.6	25.47	1.26
1967:3/77:4	.61 (.49)	.36 (.16)	2.5	1.76 (.43)	-0.92 (.45)	.39	1.5 2.6	39.65	1.04
1970:3/77:4	.64 (.93)	.41 (.30)	4.0	1.58 (.58)	-1.97 (.66)	.33	1.7 2.3	30.36	1.10

favorables à l'équation de forme réduite. Le multiplicateur des exportations est estimé à 1.6 et se situe confortablement entre 1 et 2. Le multiplicateur fiscal est de l'ordre de -1.0, variant entre -.7 et -1.5, et se révèle généralement inférieur au multiplicateur des exportations. L'élasticité de la demande globale par rapport aux agrégats monétaires montre une variabilité un peu plus systématique: à première vue, il semble que le taux d'expansion monétaire exerce une influence moindre en régime de parité fixe; par ailleurs, les révisions de la législation bancaire semblent avoir exercé une influence sur la relation entre les divers agrégats monétaires et la demande nominale.

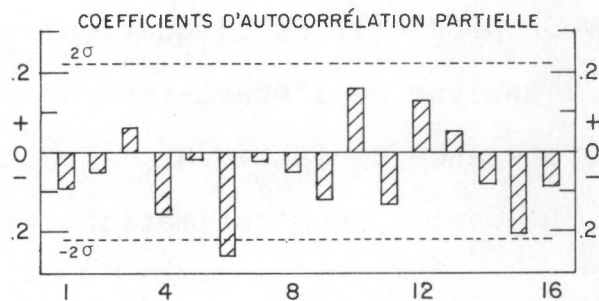
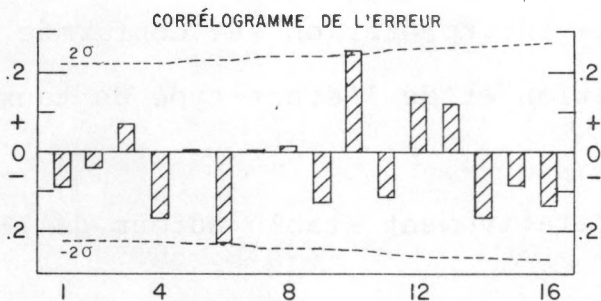
Il est significatif que l'utilité de l'équation de forme réduite, représentée par la proportion de la variance de la D.N.B. qu'elle permet d'expliquer, se trouve singulièrement réduite en régime de taux de change fixe. L'examen du graphique #1 permet d'attribuer ce phénomène à la relative stabilité du taux d'expansion monétaire pendant cette période. De 1962 à 1970, en effet, le taux de croissance annuel moyen de M1 s'est chiffré à 5.7% avec comme seul écart notable un taux de 9.8% en 1967. Entre 1971 et 1975, par contre, le taux de croissance moyen de M1 s'est élevé à 12.9%, se maintenant à plus de 14% en 1972-1973 pour être ensuite ramené à moins de 10% en 1974 puis de nouveau après 1975. Ces mouvements auraient eu pour effet d'augmenter la variance du taux de croissance de la demande nominale, ainsi que le pouvoir prédictif de l'équation. Cette interprétation est confirmée par l'analyse de l'écart-type d'estimation et de l'écart-type du taux de croissance de la D.N.B.

L'écart-type d'estimation reste relativement stable autour de 1%

GRAPHIQUE #1
ANALYSE GRAPHIQUE DE L'ÉQUATION DE DÉPENSE NOMINALE



* Incluant l'ordonnée à l'origine et un taux de croissance moyen de M1 de 7% l'an.



(taux de croissance trimestriel). Il s'agit là d'une marge d'erreur importante reflétant le fait que le taux de croissance trimestriel est sujet à des variations aléatoires très accentuées. La nature essentiellement aléatoire des résidus est confirmée par le corrélogramme de l'erreur présenté au graphique #1. Cet examen révèle bien une faible autocorrélation négative de l'erreur avec l'erreur observée six trimestres plus tôt, mais nous n'y voyons rien de sérieux. Il est probable que ce résultat découle de nos contraintes sur la longueur des polynômes de délai (six trimestres). Il faut remarquer toutefois que si cette marge d'erreur n'est pas trop inquiétante en regard de l'incertitude qui entoure les variations trimestrielles de la D.N.B.⁹, il reste qu'elle rend certains tests statistiques à toutes fins pratiques inutiles. Par exemple, le test Chow de stabilité de la relation pendant les trois sous périodes étudiées s'élève, en dépit de la variabilité des coefficients estimés, à .50 pour M1, 1.22 pour M2A et .81 pour M2C; c'est bien à l'intérieur de l'intervale de confiance ($F(10, 69) = 1.97$).

Durant la période de taux de change fixe, le taux de croissance trimestriel de la dépense s'est situé en moyenne à 2.1%, affichant un écart-type de 1.0%. Il n'est guère surprenant que 95% de la variance s'avère inexplicquée. Par contre, pour les périodes 1957:1-1962:1 et 1970:3-1977:4, l'écart-type des variations de la D.N.B. s'est élevé à

9. Par exemple, la racine de l'écart quadratique moyen entre les taux de croissance affichés en mars 1977 et les taux révisés publiés en juin 1978 pour la période allant de 1973:1 à 1976:4 s'élève elle-même à 0.7%.

respectivement 1.42 et 1.35. L'augmentation concomittante du coefficient de détermination indique que cette variabilité accrue est largement attribuable aux variations de M1.

Ainsi, on ne peut pas faire appel au tableau 1 pour confirmer l'hypothèse que la relation entre \dot{Y}/Y et \dot{M}/M ait changé avec le régime du taux de change. En effet, une fois que l'on fait abstraction des amendements à la législation bancaire, on ne voit plus de différences appréciables entre les coefficients en régime de taux flottant et ceux estimés sans égard au régime de change. L'écart quadratique moyen alors calculé pour la période de taux fixe s'élève à 1.05 entre 1962:2 et 1967:2, et à .65 (.85 avec M2A ou M2C) entre 1967:3 et 1970:2.

Etant donné la difficulté d'évaluer la stabilité des coefficients, le test de la prévision ex-post au-delà de la période échantillonnale est présenté au tableau 2. L'équation est estimée pour les périodes 1957-1971, 1957-1973 et 1957-1975, puis utilisée pour prévoir l'évolution de la demande nominale pendant les huit trimestres suivants. La stabilité des coefficients est particulièrement remarquable avec M1: la racine de l'erreur quadratique moyenne relative au taux de croissance trimestriel ne s'élève qu'à 1% et l'erreur moyenne ne montre aucune tendance systématique. Cette performance n'est toutefois pas égalée par les agrégats M2A et M2C; tous deux entraînent une surestimation notable du taux de croissance de la D.N.B. après 1973. Qu'on nous permette de citer ici l'étude de nos collègues Paul Jenkins et Lloyd Kenward (1977) afin de mettre ces résultats en perspective. La racine de l'erreur quadratique moyenne (1972:1-1974:4) s'élève à plus de 1.6 pour RDX2, 1.2 pour IRIC, contre 1.0 pour notre

Tableau 2

EQUATIONS DE FORME REDUITE ET PREVISIONS EX POST

	Echantillon	g	\dot{M}/M	\dot{X}/Y	\dot{B}/Y	\bar{R}^2	E.T.E.	REQM ⁽¹⁾	Biais ⁽²⁾
A) M = M1	1957:1/ 1971:4	.68 (.28)	.44 (.17)	1.46 (.43)	-1.13 (.44)	.31	1.04	1.00	.08
	1973:4	.57 (.24)	.39 (.13)	1.83 (.37)	-1.02 (.43)	.47	1.04	.95	.19
	1975:4	.52 (.23)	.46 (.13)	1.76 (.33)	-.87 (.36)	.51	1.03	1.02	-.07
B) M = M2A	1971:4	.45 (.33)	.55 (.20)	1.28 (.45)	-1.23 (.44)	.32	1.03	1.21	.43
	1973:4	.26 (.29)	.55 (.18)	1.71 (.39)	-1.03 (.43)	.48	1.04	1.35	-.65
	1975:4	.49 (.26)	.40 (.13)	1.38 (.35)	-.88 (.34)	.49	1.05	1.27	-.25
C) M = M2C	1971:4	.45 (.29)	.52 (.14)	1.15 (.43)	-1.26 (.42)	.38	.99	1.39	.24
	1973:4	.32 (.27)	.44 (.13)	1.72 (.38)	-1.05 (.42)	.49	1.03	1.19	-.34
	1975:4	.40 (.26)	.39 (.11)	1.72 (.33)	-.84 (.35)	.50	1.04	1.25	-.42

(1) Racine de l'erreur quadratique moyenne sur les 8 trimestres suivant la période échantillonnale.

(2) Erreur moyenne de prévision sur ces 8 trimestres; une erreur positive signifie une sous-estimation de la croissance nominale.

équation utilisant M1. L'erreur moyenne, elle, s'élève à près de 1.5% pour RDX2, 0.5% pour IRIC et 0.1% pour notre équation.

i) Le choix de la masse monétaire

Un des buts du tableau 1 est de choisir selon des critères empiriques la définition de la monnaie qui explique le mieux l'évolution de la dépense nominale. Bien qu'il n'y ait que peu de différence dans la qualité de l'ajustement des équations en termes du coefficient de détermination ou de l'écart-type, il semble que depuis les révisions de la Loi sur les banques, les agrégats les plus globaux aient cédé le pas à M1 comme indicateur de la conjoncture. La comparaison présentée au tableau 2 confirme cette impression. La base monétaire (passif-dépôts et billets de la Banque du Canada) est également testée au tableau 1-D mais se révèle un indicateur moins efficace que les agrégats qui incluent les dépôts bancaires du public.

En ce qui concerne la législation bancaire, le tableau 1 montre un curieux renversement de situation. La somme des coefficients de M1 est passée de .37 à .61, alors que celle des coefficients de M2C est tombée de .59 à .37. Cette symétrie n'est bien sûr que pure coïncidence. Toutefois, la similitude entre la somme des coefficients de M1 pour la période postérieure à l'amendement de la législation et celle des coefficients de M2C pour la période antérieure suggère quelques observations.

Alors qu'avant 1967, la masse monétaire constituait un ensemble relativement homogène, le retrait en 1967 de la limite légale sur les taux d'intérêt pratiqués par les banques ainsi que l'adoption de

coefficients de réserve différents pour les dépôts à vue et les dépôts à terme ont contribué à différencier les dépôts à terme de M1.

Dorénavant, en période de restriction monétaire, les banques s'assurent donc les fonds pour satisfaire la demande de crédit en relevant leurs taux créditeurs. La décélération de M1 devient alors un bon indicateur du caractère restrictif de la politique monétaire, alors que les statistiques de M2C témoignent de la facilité avec laquelle le système bancaire dans son ensemble s'ajuste à cette politique monétaire.

Parallèlement, l'institution d'un système de dépôts d'épargne véritable (exclus de M1) et de comptes de chèques personnels (inclus dans M1) a permis, en drainant les dépôts d'épargne avec privilège de chèque, d'établir une distinction plus nette entre les dépôts à vue et les dépôts d'épargne et d'améliorer la qualité des statistiques de M1. Il est donc concevable que la faible élasticité de la dépense nationale brute par rapport à M1 avant 1967 soit le résultat d'une erreur d'estimation causée par des transferts non systématiques entre deux éléments d'un tout homogène. Ainsi, la révision de la Loi sur les banques aurait-elle changé le choix du meilleur agrégat monétaire, mais n'aurait pas affecté l'élasticité de la dépense nominale par rapport à la masse monétaire, laquelle serait restée de l'ordre de .60.

ii) Les multiplicateurs de la politique budgétaire

Les multiplicateurs budgétaires que nous avons estimés permettent de rejeter l'hypothèse monétariste du "crowding out", selon laquelle le déficit des administrations, à moins d'être financé par une

création de monnaie, n'injecterait aucun pouvoir d'achat supplémentaire dans l'économie et ne ferait que détourner l'épargne d'un investissement potentiel. Ceci étant, l'étape suivante est d'estimer séparément le multiplicateur des dépenses et celui des recettes de plein emploi afin de vérifier l'hypothèse d'un multiplicateur positif du budget équilibré. C'est ce que nous tentons au tableau 3. Aux fins de ce test, nous avons retenu les dépenses en biens et services seulement (Cansim D40349 + D40394). Il y a certes une présomption que les transferts donnent aussi lieu à un multiplicateur de budget équilibré positif lorsqu'ils affectent la distribution des revenus, mais ce multiplicateur étant en toute probabilité moindre que celui des dépenses en biens et services, nous avons concentré nos efforts sur ces dernières. De plus, dans un modèle simple où les fuites immédiates rattachées aux dépenses publiques et aux exportations (principalement la part importée et la part retenue par les entreprises) sont équivalentes, les multiplicateurs de ces deux variables devraient être les mêmes.

L'interprétation des résultats du tableau 3 est compliquée par le fait que le multiplicateur des dépenses estimé pour la période entière (1.19) n'est pas une moyenne de ceux estimés pour les sous-périodes antérieures et postérieures à 1967 (1.42, 1.54). Ainsi, il est difficile d'interpréter la tendance de ce multiplicateur à s'établir en deçà de celui des exportations. Dans l'ensemble, le multiplicateur des recettes de plein emploi atteint 90% de celui des dépenses, mais il faut remarquer qu'il est impossible de rejeter l'hypothèse que ces multiplicateurs soient identiques (le test F prend les valeurs .01 à

Tableau 3 TESTS SUR LES MULTIPLICATEURS DES RECETTES
ET DES DEPENSES DES ADMINISTRATIONS

Echantillon	g	\dot{M}/M	\dot{X}/Y	\dot{G}/Y	\dot{T}/Y	\bar{R}^2	E.T.E.
1957:1/71:4	.66 (.33)	.43 (.18)	1.44 (.49)	1.21 (.78)	-1.11 (.47)	.30	1.05
1957:1/73:4	.53 (.31)	.39 (.14)	1.79 (.42)	1.15 (.75)	-1.00 (.45)	.46	1.05
1957:1/75:4	.49 (.27)	.45 (.13)	1.73 (.37)	.94 (.56)	-.85 (.38)	.50	1.04
1957:1/77:4	.43 (.27)	.48 (.13)	1.54 (.35)	1.19 (.53)	-.89 (.36)	.50	1.03
1957:1/67:2	.70 (.38)	.36 (.25)	1.55 (.63)	1.42 (1.01)	-1.30 (.63)	.28	1.14
1967:3/77:4	-.33 (.59)	.62 (.16)	1.52 (.42)	1.54 (.67)	-.64 (.43)	.51	.92

Note: $T = G + B$

Tableau 4 CONTRAINTES SUR LES MULTIPLICATEURS DES DEPENSES

Echantillon	Coefficients			Statistiques			
	g	\dot{M}/M	\dot{A}/Y	\bar{R}^2	$\sum ei^2$	E.T.E.	F
1957:1/77:4	.56 (.22)	.52 (.11)	1.37 (.26)	.51	84.21	1.03	.91
1957:1/67:2	.71 (.30)	.36 (.22)	1.50 (.44)	.32	47.05	1.11	.01
1967:3/77:4	.30 (.43)	.62 (.16)	1.40 (.34)	.49	33.95	.95	2.0
1967:3/76:4	.31 (.45)	.59 (.17)	1.53 (.36)	.51	31.78	.97	n.d.

Note: $A = X + G - .9T = X + .10G - .90B$

F: test de validité de la contrainte (seuil critique à 95%, 3.25).

.05). Par contre, quand on limite l'échantillon à la période récente, le multiplicateur des recettes tombe et celui des dépenses augmente. Par exemple, lorsque l'équation est estimée pour la période 1970:3-1977:4, les multiplicateurs de X, G et T (non rapportés au tableau 3) prennent respectivement les valeurs 1.3, 1.7 et -.35. Lorsque cette équation est réestimée sous la contrainte que le multiplicateur des recettes de plein emploi est égal à 90% de celui des dépenses, on obtient respectivement 1.62, .84 et -.76; le coefficient de détermination tombe de 4%, mais le test F de validité de la contrainte à 2.11 ne permet pas de rejeter celle-ci. (A 95%, le seuil critique est de 4.26). Le caractère provisoire des données des comptes nationaux vers la fin de la période échantillonnale peut être retenu comme un argument en faveur de l'imposition de cette contrainte. Il reste possible toutefois que la réduction du multiplicateur des recettes de plein emploi soit causée par un problème de simultanéité accentué par la conjoncture inflationniste¹⁰. Cet argument militerait en faveur d'un examen plus approfondi de notre façon de construire cette variable.

Au tableau 4, nous présentons les résultats de notre équation sous la double contrainte que le multiplicateur des recettes de plein emploi soit égal à 90% de celui des dépenses des administrations, et

10. Il faut remarquer que l'utilisation du surplus de plein emploi corrige le "biais" relatif aux variations du surplus budgétaire attribuables aux variations du volume de production, mais qu'aucune correction n'est faite relativement aux variations du surplus budgétaire attribuables aux variations endogènes des prix.

que ce dernier soit égal au multiplicateur des exportations. Le test F ne permet pas de rejeter cette contrainte. A 1.5, notre estimation du multiplicateur se révèle très satisfaisante. Elle se compare à celle que l'on peut dériver des grands modèles tels que RDX2, Trace, Candide ...

iii) Remarque sur le multiplicateur de la politique monétaire

Il peut sembler troublant d'obtenir une estimation de l'élasticité de la dépense globale par rapport à la masse monétaire (.4 ou .6) qui est aussi loin de satisfaire la condition d'homogénéité des prix et de la monnaie (1.0). Il faut remarquer toutefois que l'élasticité estimée n'est qu'une élasticité partielle présumant que le surplus budgétaire de plein emploi et la valeur nominale des exportations restent inchangés. Cette condition n'est pas réaliste en ce qui concerne les exportations et elle implique un changement de la politique budgétaire puisque la valeur en termes de pouvoir d'achat réel de l'excédent ou du déficit budgétaire est affectée par des variations endogènes de prix. L'importance de cette restriction peut être évaluée en calculant l'élasticité totale de la dépense nominale par rapport à la masse monétaire. Certaines hypothèses sont nécessaires: supposons qu'en équilibre, le revenu réel retourne au sentier de plein emploi des capacités de production ($\dot{P}/P = \dot{Y}/Y - \dot{Q}M/QM$), et supposons que la valeur nominale des exportations s'ajuste à l'inflation ($\dot{X} = X \cdot \dot{P}/P$); ainsi, l'équation

$$\dot{Y}/Y = .51 \dot{M}/M + 1.63 \dot{X}/Y + \text{terme portemanteau}$$

devient

$$\dot{Y}/Y = .51 \dot{M}/M + 1.63 (\dot{Y}/Y - \dot{Q}M/QM)X/Y + \text{terme portemanteau.}$$

Pour une valeur moyenne X/Y de .25,

$$\begin{aligned} \dot{Y}/Y &= \dot{M}/M (.51/(1-.25*1.63)) + \text{terme portemanteau} \\ &= .86 \dot{M}/M + \text{terme portemanteau.} \end{aligned}$$

Nous rejoignons ici une préoccupation de F. De Leeuw et J. Kalchbrenner (1969) et nous offrons au tableau 5 une équation réduite qui tient compte de leur recommandation et nous paraît plus plausible lorsque l'on veut faire des simulations sur de longues périodes. Essentiellement, les variables \dot{G} , \dot{B} et \dot{X} qui apparaissent dans l'équation originale sont purgées de leur composante inflationniste ($G \dot{P}/P$, $B \dot{P}/P$ et $X \dot{P}/P$); puisque $X = X \dot{P}/P + P \dot{X}'$, où $X' = X/P$, les variables \dot{G} , \dot{B} et \dot{X} sont effectivement remplacées par $P \dot{G}'$, $P \dot{B}'$ et $P \dot{X}'$. Cette équation nous donne une estimation beaucoup plus satisfaisante de l'élasticité de la demande nominale par rapport à $M1$ (.9). Par contre, l'élasticité par rapport à $M2C$ n'augmente que marginalement à .6. Les délais de l'effet de la politique monétaire sont généralement plus longs, mais les multiplicateurs des autres variables restent essentiellement les mêmes. Le multiplicateur fiscal est de l'ordre de 1 (-.9 pour les recettes de plein emploi), et le multiplicateur des exportations tombe marginalement à 1.3. Cette approche fait implicitement l'hypothèse que la politique monétaire n'affecte pas le prix relatif et le volume des exportations. Idéalement, comme la valeur des exportations est une variable importante dans le modèle, il faudrait l'expliquer en fonction des variables monétaires et des facteurs exogènes propres.

Tableau 5

EQUATION DE FORME REDUITE CORRIGEE POUR L'INFLATION

Echantillon	g	$\dot{M}/M^{(1)}$	Délai	$\dot{P}X'/Y$	$\dot{P}A'/Y$	\bar{R}^2	DW	E.T.E.
A) M = M1								
1957:1/67:2	.31 (.42)	.95 (.41)	4.6	1.24 (.67)	1.58 (.71)	.26	2.5 1.9	1.16
1967:3/77:4	.19 (.53)	.96 (.22)	3.3	1.30 (.48)	.79 (.47)	.40	1.6 2.3	1.02
1957:1/77:4*	.31 (.26)	.91** (.14)	3.8	1.28*** (.37)	1.03*** (.37)	.46	2.1 2.2	1.07
B) M = M2C								
1957:1/67:2	.07 (.51)	.82 (.36)	3.3	1.42 (.63)	.97 (.62)	.27	2.7 2.0	1.15
1967:3/77:4	-.31 (.78)	.77 (.22)	3.0	1.61 (.51)	.89 (.50)	.30	1.3 2.4	1.11
1957:1/77:4	.22 (.29)	.64 (.11)	2.9	1.54 (.37)	.87 (.37)	.43	2.0 2.2	1.10

(1) Retard échelonné sur 10 trimestres selon un polynôme du deuxième degré contraint à passer par zéro à T-10.

Note: $A' = .10G' - .90B'$, $X' = X/P$.

* Cette équation a été retenue pour fins de simulation

** Echelonné comme suit: .099, .109, .114, .115, .112, .104, .092, .076, .055, .030 (total: .906).

*** Echelonné proportionnellement à: .396, .275, .176, .099, .044, .010 (total: 1.00).

B) Demande réelle

Le tableau 6 présente l'équation de la demande estimée en termes réels (éq. 6 p. 5). L'élasticité de la demande globale par rapport aux prix n'est pas contrainte à être unitaire, ni la réaction à être immédiate; cependant, l'homogénéité à long terme entre les taux de croissance des prix et de la masse monétaire est assurée. Cette équation a été estimée avec M1 et M2C.

Les résultats obtenus confirment généralement ceux de la section précédente. L'élasticité de la demande réelle par rapport aux encaisses réelles est de l'ordre de .35 tant pour M1 que pour M2C, le multiplicateur des exportations est réduit à environ 1.2 et le multiplicateur budgétaire reste essentiellement inchangé. Le test F ne permet pas d'invalidier la contrainte que ces multiplicateurs soient égaux. Enfin, nos conclusions quant à la "meilleure" définition de la masse monétaire sont généralement maintenues.

C) Prix

Même si elle n'a pas retenu la même attention que l'équation de la demande nominale, il est indéniable que l'équation de prix est l'équation-clé du modèle de Saint-Louis. La première n'est intéressante que dans la mesure où la prééminence accordée au taux de croissance de la masse monétaire dans la détermination de l'évolution de la dépense nominale est en définitive reflétée dans les prix. L'équation de prix offerte par l'équipe de Saint-Louis semble complexe; on l'interprète souvent en faisant intervenir une courbe d'offre à court terme¹¹, mais elle n'est en fait qu'une transformation simple

¹¹. Dewald et Marchon (1977) illustrent cette interprétation.

Tableau 6

EQUATIONS DE FORME REDUITE POUR LA DEPENSE NATIONALE BRUTE EN
DOLLARS CONSTANTS DE 1971

Echantillon	\bar{Q}/Q (1)	g	$\dot{M}/M-P/P$	Délai	\dot{X}'/Q	\dot{A}'/Q	\bar{R}^2	DW	$\sum ei^2$	E.T.E.
A) M = M1										
1957:1/62:1	.83 (1.29)	.51 (.27)	.25 (.20)	4.7	1.74 (.94)	1.62 (.89)	.36	2.6 2.2	17.13	1.03
1962:2/70:2	1.28 (.94)	.92 (.47)	.36 (.43)	3.2	.41 (.65)	1.48 (.65)	.06	1.6 1.3	23.12	0.91
1970:3/77:4	1.16 (1.13)	.48 (.27)	.39 (.16)	1.7	1.15 (.57)	.75 (.59)	.28	2.1 1.6	23.24	0.96
1957:1/67:2	1.11 (1.15)	.67 (.22)	.24 (.19)	5.3	1.20 (.52)	1.58 (.56)	.29	2.3 2.3	34.66	0.97
1967:3/77:4	1.14 (1.07)	.45 (.22)	.39 (.13)	1.9	1.20 (.44)	.96 (.43)	.29	2.0 1.9	30.10	0.90
1957:1/77:4*	1.13 (1.10)	.53 (.15)	.35** (.11)	2.8	1.16*** (.33)	1.12*** (.34)	.29	2.2 2.2	68.87	0.93
B) M = M2C										
1957:1/62:1		.31 (.30)	.42 (.25)	3.6	1.67 (.83)	1.48 (.71)	.36	2.7 2.1	16.94	1.03
1962:2/70:2		.71 (.43)	.39 (.22)	3.2	.27 (.63)	1.59 (.64)	.14	1.8 1.0	21.15	.87
1970:3/77:4		-.28 (.51)	.47 (.27)	0.6	1.63 (.58)	1.07 (.57)	.22	1.8 2.0	24.87	1.00
1957:1/67:2		.38 (.27)	.45 (.22)	3.3	1.14 (.54)	1.27 (.54)	.28	2.5 2.3	35.11	.97
1967:3/77:4		-.09 (.36)	.44 (.18)	1.9	1.29 (.44)	1.04 (.43)	.25	1.9 2.1	31.82	.93
1957:1/77:4		.27 (.21)	.35 (.13)	2.6	1.22 (.33)	1.04 (.33)	.26	2.2 2.1	71.34	.95

(1) Taux de croissance moyen du PNB réel (écart-type entre parenthèses)

Note: $A' = .10G' + .90B'$ Le test F ne permet pas d'invalider la contrainte que les multiplicateurs de A' et de X' soient égaux; le multiplicateur estimé s'avère alors la moyenne entre ceux de A' et de X' , et le test F reste inférieur à .30.

* Cette équation a été retenue pour fins de simulation.

** Echelonné comme suit: .016, .055, .078, .084, .073, .045 (total: .351).

*** Echelonné proportionnellement à: .396, .275, .176, .099, .044, .010 (total: 1.00).

de l'équation retenue par D. Laidler. L'équation de Laidler, rappelons-le, n'est qu'une version de la courbe de Phillips corrigée pour incorporer le phénomène récent de psychose inflationniste.¹²

Cette équation peut s'écrire indifféremment

$$\dot{P}/P = b\dot{P}^e/P + a(Q-QM)/Q$$

$$\text{ou } Q\Delta P = bQ(\dot{P})^e + aP_{-1}(Q-QM);$$

où e indique l'inflation escomptée.

$$\text{Comme } P_{-1}Q = Y - Q\Delta P,$$

$$\text{il s'ensuit que } Q\Delta P(1+a) = bQ(\dot{P})^e + a(Y-P_{-1}QM)$$

$$\text{ou } Q\Delta P = b'Q(\dot{P})^e + a'(Y-P_{-1}QM), \text{ l'équation de Saint-Louis.}$$

Notons que la condition $b = 1$ dans le modèle de Laidler se traduit par $b' + a' = 1$ dans le modèle de Saint-Louis. Il est clair que la définition ésotérique de la demande excédentaire adoptée par l'équipe de Saint Louis ($D = Y - P_{-1}QM$: l'écart entre la demande nominale et la capacité de production évaluée aux prix de la période précédente) n'est commandée en définitive que par le souci de préserver la récursivité du modèle.

Cette définition de la demande excédentaire peut aussi se réécrire: $D = (\Delta Y - P_{-1}\Delta QM) + P_{-1}(Q_{-1} - QM_{-1})$, de façon à faire ressortir deux éléments distingués par R. Lucas (1973), une

12. La courbe de Phillips vise originellement à décrire le comportement des prix dans un marché en déséquilibre (le marché du travail). Plus récemment, Laidler (1977) a donné de la courbe de Phillips une interprétation qui ne permet plus de la distinguer d'une simple courbe d'offre: si $\ln P - \ln P^e = a(\ln Q - \ln QM)$ représente la courbe d'offre, alors $\Delta \ln P = \Delta \ln P^e + a \ln Q/QM$.

variable de flux et une variable d'état. Essentiellement, ce que notre équation (2) fait, c'est d'apposer des coefficients différents à ces deux éléments. Une transformation équivalente a récemment attiré l'attention de R. Gordon (1977) et A. Okun (1978).

L'intérêt de cette formulation plus générale est qu'elle fait intervenir la courbe d'offre à court terme. Une démonstration en a été faite récemment par W.M. Scarth (1977).

Supposons une augmentation d'un certain pourcentage de la demande nominale et une augmentation de la demande de travail proportionnelle à l'augmentation de la demande globale en unité de salaire (à noter les hypothèses d'une élasticité de la demande globale par rapport aux prix et d'une élasticité de substitution entre le travail et le capital toutes deux égales à un). L'augmentation en pourcentage de la production sera égale au produit de l'augmentation procentuelle de l'emploi par l'élasticité de production du travail (s).

Ainsi:

$$\dot{P}/P = \dot{Y}/Y - \dot{Q}/Q$$

$$\dot{Q}/Q = s \dot{N}/N$$

et

$$\dot{N}/N = \dot{Y}/Y - \dot{W}/W.$$

Donc:

$$\dot{P}/P = (1-s)\dot{Y}/Y + s \dot{W}/W.$$

En l'absence de variation de l'unité de salaire ou de la capacité de production (c'est-à-dire pour une courbe d'offre donnée), la répartition de l'augmentation de la demande nominale entre prix et production est gouvernée par s , la part des salaires dans le revenu.

En exprimant le taux d'augmentation des salaires (\dot{W}/W) par une courbe de Phillips en fonction des attentes inflationnistes $[(\dot{P}/P)^e]$ et des pressions sur le marché du travail (elles-mêmes reliées à $(Q-QM)/Q$ en vertu de la loi d'Okun), et en retenant les déplacements de la courbe d'offre causés par les augmentations de capacité (\dot{QM}/QM), on retrouve l'équation que nous avons estimée:

$$\dot{P}/P = (1-s)[\dot{Y}/Y - \dot{QM}/QM] + s(\dot{P}/P)^e + c(Q-QM)/Q, \text{ où } s(\dot{P}/P)^e = b(L)\dot{P}/P.$$

L'estimation de cette équation est présentée au tableau 7. Les résultats obtenus pour la période 1957 à 1977 sont remarquables. La condition d'absence d'illusion monétaire est essentiellement satisfaite et la qualité de l'ajustement est respectable. Un assez long délai entre les augmentations de la demande nominale et le niveau des prix est impliqué par le coefficient du taux de capacité excédentaire. Sur la base du coefficient c , il faut en moyenne 11 trimestres pour que ceteris paribus 68% d'une déviation du sentier de croissance de la production par rapport au potentiel soit corrigée. Etant donné notre définition du potentiel (croissance exponentielle de 5.1% passant par les volumes de production réalisés en 1958, 1966 et 1972), le taux naturel (non accélérationniste) d'utilisation s'élève à 97.75%. Les attentes inflationnistes, elles, se ravissent plus rapidement, avec un délai moyen de trois trimestres. Enfin notre estimation du coefficient a (.30) se rapproche de façon satisfaisante de la proportion du produit national composée des revenus de placement et des revenus bruts des entreprises¹³.

13. Nous avons aussi obtenu des résultats concluants avec une version non linéaire de cette équation où $a = x' + x''QM/Q$, $x'' < 0$. Selon notre interprétation, l'élasticité de la courbe d'offre varie inversement avec le taux d'utilisation de la capacité.

Tableau 7

EQUATIONS DE L'INDICE IMPLICITE DE PRIX DE LA DEPENSE NATIONALE BRUTE
(tests de stabilité)

Echantillon	\dot{P}/P (1)	Coefficients				Statistiques			
		d	$\dot{Y}/Y-QM/QM$	\dot{P}/P (2)	$(Q-QM)/Q$	\bar{R}^2	DW	E.T.E.	$\sum e_i^2$
1957:1/62:1	.33 (.65)	1.43	.18	-2.14	.17	.47	2.1	.47	3.57
		(.47)	(.08)	(.87)	(.06)		1.2		
1962:2/70:2	.85 (.46)	.45	.25	-	.07	.21	2.6	.58	5.98
		(.15)	(.10)		(.04)		1.3		
1970:3/77:4	2.02 (1.09)	1.46	.12	-.43	.19	.48	1.9	.34	3.17
		(.37)	(.06)	(.36)	(.06)		1.2		
1957:1/77:4*	1.14 (1.04)	.95	.16	-	.14	.39	2.6	.36	3.96
		(.10)	(.06)		(.03)		1.1		
1957:1/73:4 ⁽³⁾	.84 (.79)	.56	.29	.61	.22	.71	2.0	.59	8.63
		(.34)	(.09)	(.12)	(.07)		1.7		
1957:1/77:4*	1.14 (1.04)	.29	.31	.61	.09	.72	2.2	.55	23.68
		(.11)	(.05)	(.08)	(.03)		1.7		
1957:1/73:4 ⁽³⁾	.84 (.79)	.29	.28	.58	.08	.56	2.3	.52	17.06
		(.21)	(.05)	(.24)	(.03)		1.7		

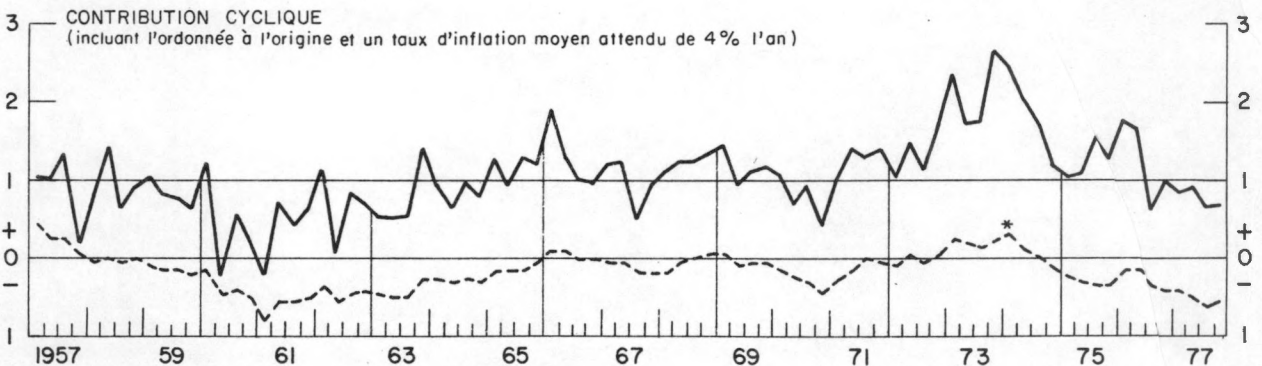
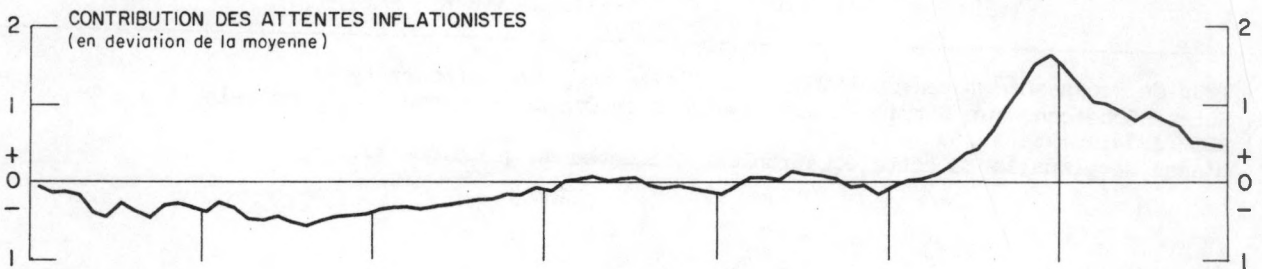
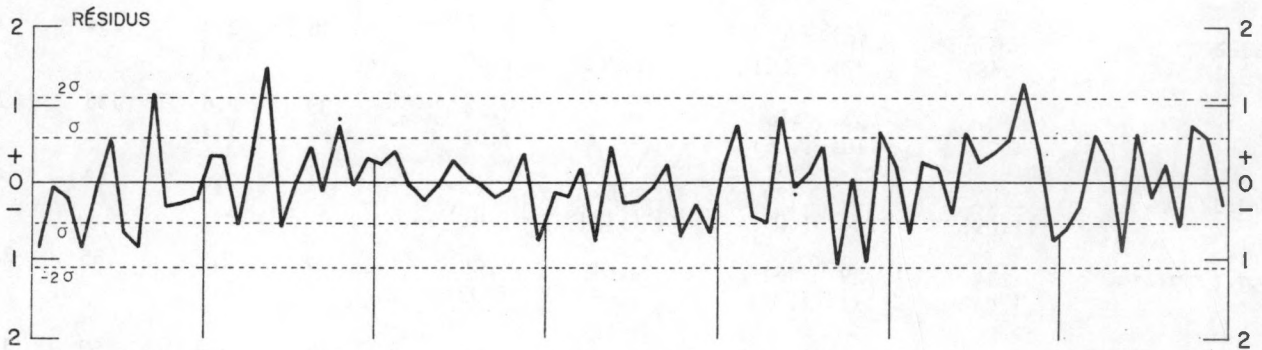
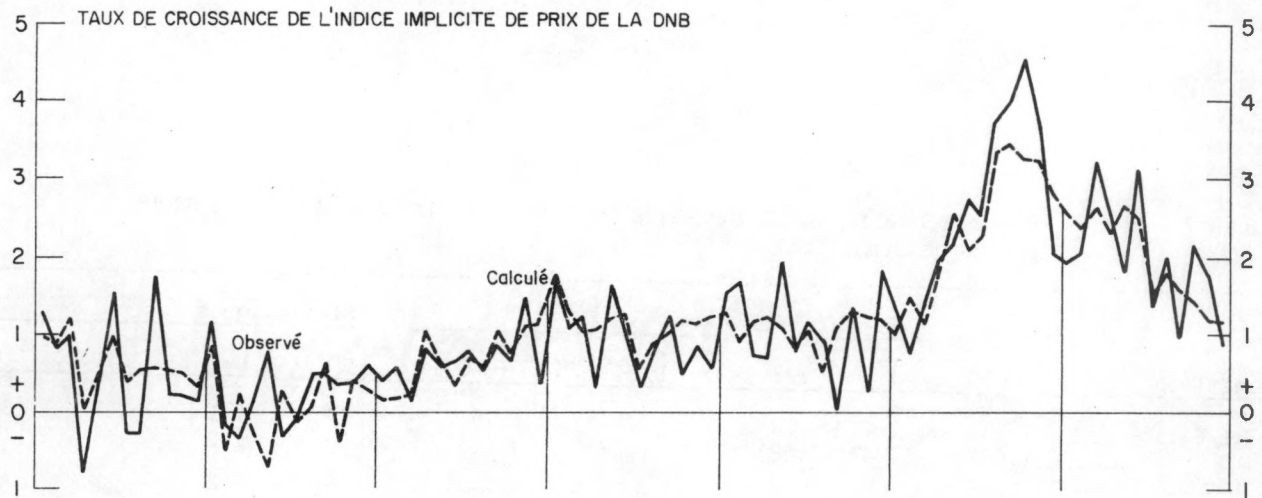
(1) Taux de croissance moyen de l'indice implicite de prix et (écart-type).

(2) Retard échelonné sur 6 trimestres selon un polynôme du deuxième degré contraint à 0 à T-7.

(3) REQM 1974:1/77:4 = .69

* L'analyse visuelle de cette équation est présentée au graphique #2.

GRAPHIQUE #2
ANALYSE GRAPHIQUE DE L'ÉQUATION DE PRIX



* Déviations relatives du PNB réel par rapport à sa tendance (échelle 1/10).

Les résultats de l'estimation par sous-périodes soulèvent de prime abord une certaine perplexité. Nous maintenons toutefois que ces résultats s'expliquent - du moins en partie. L'examen du graphique #2 révèle des tendances très nettes dans l'évolution de la conjoncture inflationniste. De 1957 à 1961, par exemple, le taux d'inflation oscille violemment autour d'une moyenne de 0.33% (à taux trimestriel). En identifiant les attentes avec l'ordonnée à l'origine, on obtient déjà des résultats plus raisonnables $\hat{a} = .25$ et $\hat{c} = .07$. L'analyse des résidus indique que le processus oscillatoire peut être décrit adéquatement par une très forte autocorrélation négative du deuxième ordre ($\rho_1 = -.5$, $\rho_2 = -.7$): l'écart type d'estimation tombe alors de .6 à .4. De 1962 à 1965, le taux d'inflation s'oriente décidément à la hausse, pour ensuite fluctuer à nouveau autour d'une moyenne, cette fois de 1.09%, jusqu'en 1972. On retrouve la même tendance dans le taux d'utilisation de la capacité lequel est parti d'un creux en 1961 pour atteindre en 1966 un plateau approximativement maintenu jusqu'en 1972, sauf pour la récession de 1970. En supposant que les attentes suivent aussi cette tendance, on s'attend à ce que \hat{c} , dans l'équation $\dot{P}/P = a(\dot{Y}/Y - \dot{Q}M/QM) + c(Q-QM)/Q + d$ estimée pour la période de taux de change fixe, soit biaisé à la hausse par rapport à la valeur obtenue pour la même équation sur la période 1957-1961 ou par rapport à sa "vraie" valeur dans l'équation (2). C'est bien ce que nous obtenons avec $\hat{c} = .14$; l'autocorrélation des résidus n'est pas un problème pendant cette période ($\rho_1 = -.3$, $\rho_2 = -.2$ non significatifs). A la

lumière de ces résultats, le coefficient du degré d'utilisation de la capacité estimé sur la courte période de 1970:3 à 1977:4 semble très suspect. Pour s'en convaincre, il suffit de constater qu'avec ces paramètres, 1978 serait une année de déflation accompagnée d'une croissance exceptionnelle. Ces paramètres ne sont évidemment pas réalistes et sont causés par une coïncidence entre l'effet sur les prix de facteurs exceptionnels et les phases du cycle économique. En 1973-1974, alors que le degré d'utilisation de la capacité était très élevé, l'augmentation du prix des matières premières que le Canada exporte a contribué à accélérer la hausse de l'indice implicite de prix de la dépense nationale brute; en 1975, la halte des prix à l'exportation des matières premières a coïncidé avec une dégradation du volume de l'activité économique.

Somme toute, les résultats obtenus en découpant la période échantillonnale n'infirmement pas automatiquement ceux obtenus pour l'ensemble de la période. Ils témoignent toutefois d'un net changement dans le processus de formation des attentes inflationnistes, révélant ainsi la futilité d'une approche mécanique à la formation des attentes.

Une question délicate posée par cette équation réside dans la possibilité d'un "biais" systématique du coefficient (α) du taux de croissance de la demande nominale. Puisque le taux de croissance de la demande nominale est la somme du taux de croissance de la production et de la variable endogène, il est important de savoir lequel des taux de croissance est déterminé indépendamment du taux d'inflation, \dot{Y}/Y (modèle original) ou \dot{Q}/Q (modèle modifié). Etant donné que le taux de

croissance de la masse monétaire est une variable explicative de la demande globale, on s'attend à ce que le taux de croissance de la production réelle soit négativement affecté par le taux de croissance des prix, mais cette relation n'est pas forcément contemporaine ni totale, et il se peut dès lors que le taux de croissance de la demande nominale dépende du taux d'inflation. Dans ce cas, l'estimation du coefficient a serait "biaisée à la hausse". Au tableau 8, nous présentons l'estimation de l'équation de prix selon les deux systèmes.

$$\dot{P}/P = a(\dot{Y}/Y - \dot{Q}M/QM) + b(L)\dot{P}/P + \dots \quad (\text{éq. 2})$$

et

$$\dot{P}/P = a'(\dot{Q}/Q - \dot{Q}M/QM) + b'(L)\dot{P}/P + \dots \quad (\text{éq. 7})$$

où

$$a' = a/(1-a), \quad b' = b/(1-a) \dots$$

Alors que notre estimation MCO â selon le modèle original implique une valeur élevée de a' ($.30/(1-.30)=.43$), notre estimation MCO â' selon le modèle modifié est voisin de zéro ($.07$). Par contre, l'estimateur de variable instrumentale donne une valeur \bar{a}' de $.30$, ce qui semble beaucoup plus raisonnable; cela implique une valeur du coefficient a de $.23$. L'estimé de a utilisant l'estimateur des variables instrumentales (\bar{a}) s'élève à $.33$, corroborant, à notre surprise, la validité du modèle original.

4 SIMULATIONS DYNAMIQUES

L'intérêt du modèle réduit réside dans le paradigme de la dynamique des prix et de la production, qu'il veut substituer au concept inadéquat du compromis entre le chômage et l'inflation qui a

Tableau 8 EQUATIONS DE L'INDICE IMPLICITE DE PRIX DE LA DEPENSE
NATIONALE BRUTE
(1957:1/77:4)

Coefficients						Statistiques			
\hat{d}	\dot{Q}/Q	\hat{Q}/Q	\dot{Y}/Y	\dot{P}/P	$(Q-QM)/Q$	\bar{R}^2	DW	E.T.E.	$\sum ei^2$
.34 (.14)	.07 (.07)			.83 (.09)	.08 (.03)	.56	2.1 1.6	.68	37.06
.34 (.14)		.30 (.12)		.86** (.09)	.08 (.03)	.59*	2.1 1.6	.66	34.78
.24 (.13)			.33 (.09)	.61*** (.10)	.08 (.03)	.63*	2.1 1.7	.63	31.57

\hat{Q}/Q et \hat{Y}/Y sont les valeurs calculées des équations marquées d'un astérisque, présentées aux tableaux 6A et 5A respectivement.

* Ces équations ont été retenues pour fins de simulation du modèle.

** Echelonné comme suit: .228, .198, .166, .129, .090, .047 (total: .858).

*** Echelonné comme suit: .135, .132, .122, .103, .077, .042 (total: .611).

dominé la littérature des années soixante (voir Vanderkamp [1975] et Tobin [1974]). Il convient donc de compléter ce rapport par une analyse de simulations dynamiques. Nous avons retenu deux types de simulation: premièrement, une prévision des variables endogènes conditionnelle aux valeurs observées des variables exogènes et, deuxièmement, une évaluation des réactions des prix et de la production à des perturbations du sentier de croissance de la masse monétaire. Ces simulations sont exécutées avec les deux modèles que nous avons présentés.

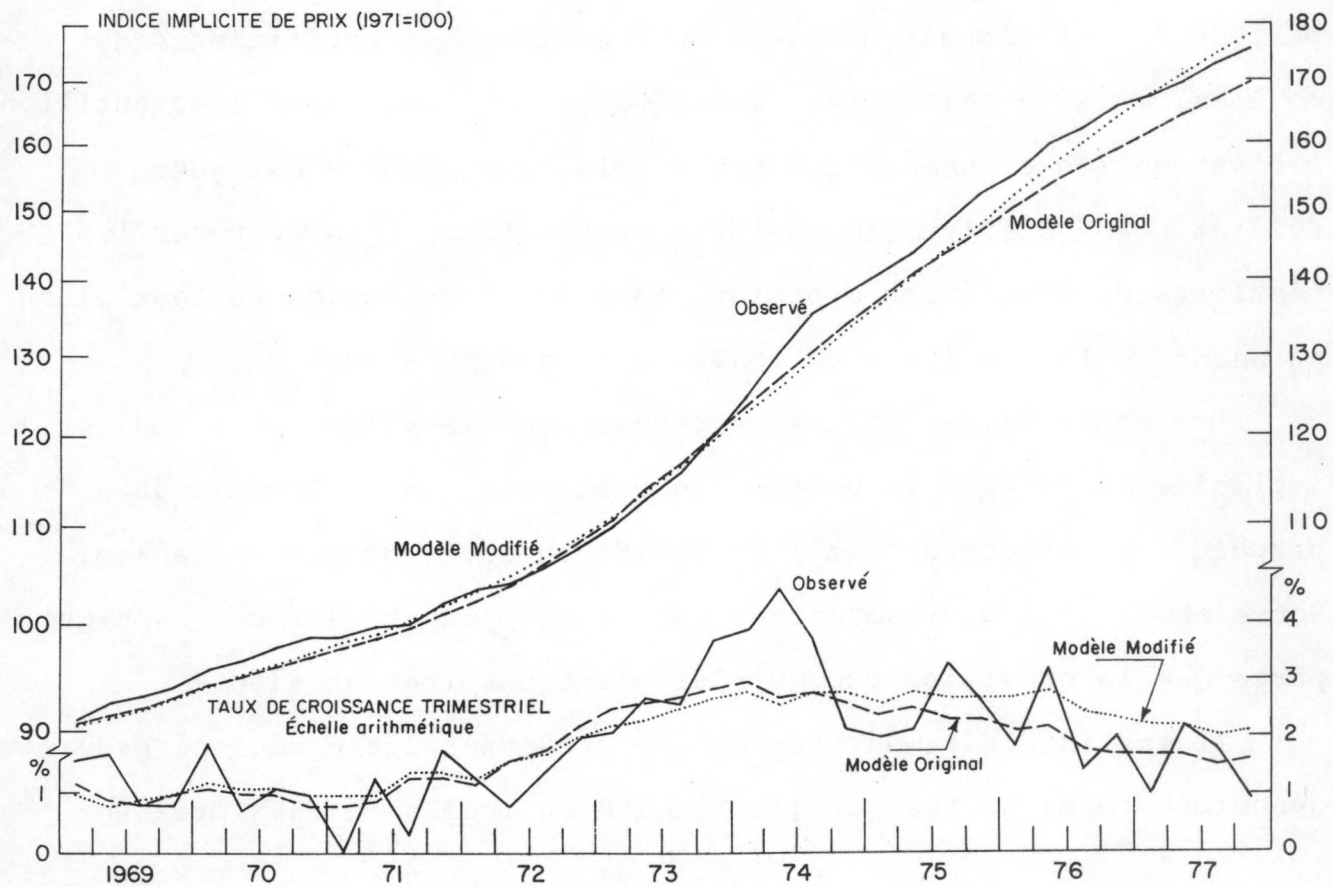
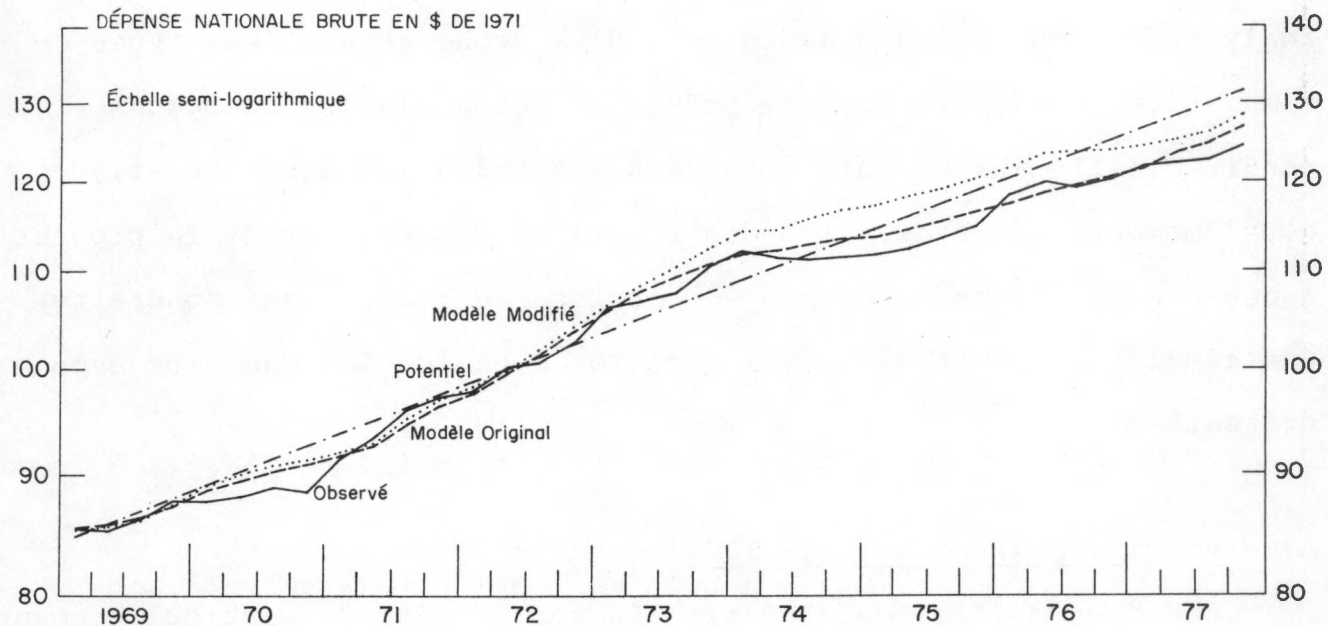
A) Prévision ex-post (1969-1977)

Les deux modèles ont été simulés sur la période particulièrement agitée de 1969 à 1977. Il s'agit d'une partie importante de la période échantillonnale utilisée pour estimer les coefficients des modèles, mais le gain obtenu en affectant une partie de l'échantillon à l'estimation et une autre partie à la simulation n'est guère évident. Les difficultés, au plan statistique, d'interpréter les résultats de simulation dynamique font de l'estimation un test plus puissant de la stabilité du modèle que la simulation.

Les sentiers de croissance prévus pour le volume et l'indice implicite de prix de la production nationale sont présentés au graphique #3 et comparés à l'évolution observée de ces variables. Notre choix du P.N.B. potentiel est aussi présenté sur ce graphique, parce que la prévision du PNB réel y est étroitement liée.

Il est intuitivement tentant de présenter l'exercice de prévision dynamique comme un test de la validité du modèle et de l'utiliser pour

GRAPHIQUE #3
SIMULATION DYNAMIQUE



choisir l'une des deux versions du modèle. Ce test, toutefois, n'est pas rigoureusement valide. Puisque le modèle original est récursif, on serait en droit d'attendre d'une simulation portant sur toute la période échantillonnale qu'elle donne du P.N.B. une estimation qui converge vers la valeur observée à la fin de 1977 (la somme des erreurs relatives au taux de croissance étant nulle par construction). Puisque le modèle modifié est simultané, il ne possède pas cette caractéristique à un même degré; ce modèle doit compter sur l'effet d'encaisse réelle pour compenser une prévision inexacte du niveau des prix. Ceci dit, il reste difficile d'en évaluer les implications pour la comparaison que nous soumettons. Nous sommes donc tentés d'attacher une plus grande importance à la qualité de la prévision du taux de capacité inutilisée, dont la détermination reflète l'interaction dynamique de toutes les équations du modèle. Ainsi, si les résultats de simulation dynamique peuvent nous apprendre quoique ce soit qui ne soit pas déjà implicite dans les statistiques se rapportant aux équations individuelles, c'est bien au niveau de cette variable.

Le tableau 9 compare la fiche technique des deux modèles. Le modèle original semble reproduire les fluctuations de la production avec plus d'exactitude que le modèle modifié. Tous deux ont tendance à sousestimer l'amplitude des récessions, mais le modèle modifié dévie systématiquement de l'expérience observée à partir de fin 1973.

Tableau 9 STATISTIQUES DE LA CAPACITE A PREVOIR (1969-1977)

	Modèle original	Modèle modifié
a) Racine de l'erreur (procentuelle) quadratique moyenne		
PNB nominal	2.00	1.80
PNB réel	1.15	2.54
Prix	2.33	1.75
b) Coefficients de corrélation (valeurs observées et simulées)		
Taux de capacité excédentaire	.90	.72
Taux de croissance réelle	.50	.52
Taux d'inflation	.79	.71

Les modèles s'accordent également pour attribuer une partie de la hausse des prix en 1974 (environ 3%) à des facteurs purement transitoires. Mais à partir de 1975, le taux d'inflation "prévu" par le modèle modifié est systématiquement plus élevé (de 2% à taux annuel) que celui "prévu" par le modèle original ou que celui observé sur la période 1975-1977. Encore une fois, le modèle original fait assez bonne figure dans cette comparaison.

B) Analyse de multiplicateurs monétaires

L'évaluation d'un modèle peut être facilitée par une meilleure appréciation du comportement qu'adoptent les variables endogènes suite à une perturbation des variables exogènes. Or, notre discussion des deux modèles, dans la première section de cette étude, a fait ressortir les implications différentes de chacun d'eux à un changement de

politique monétaire. Dans cette section, nous cherchons à quantifier ces différences et particulièrement à quantifier les implications, en termes de sous-utilisation des ressources, d'une politique monétaire anti-inflationniste. Pour ce faire, nous avons soumis nos modèles à deux chocs types: une augmentation de 5% dans la masse monétaire, et une élévation du taux de croissance annuel de la masse monétaire de 1%.

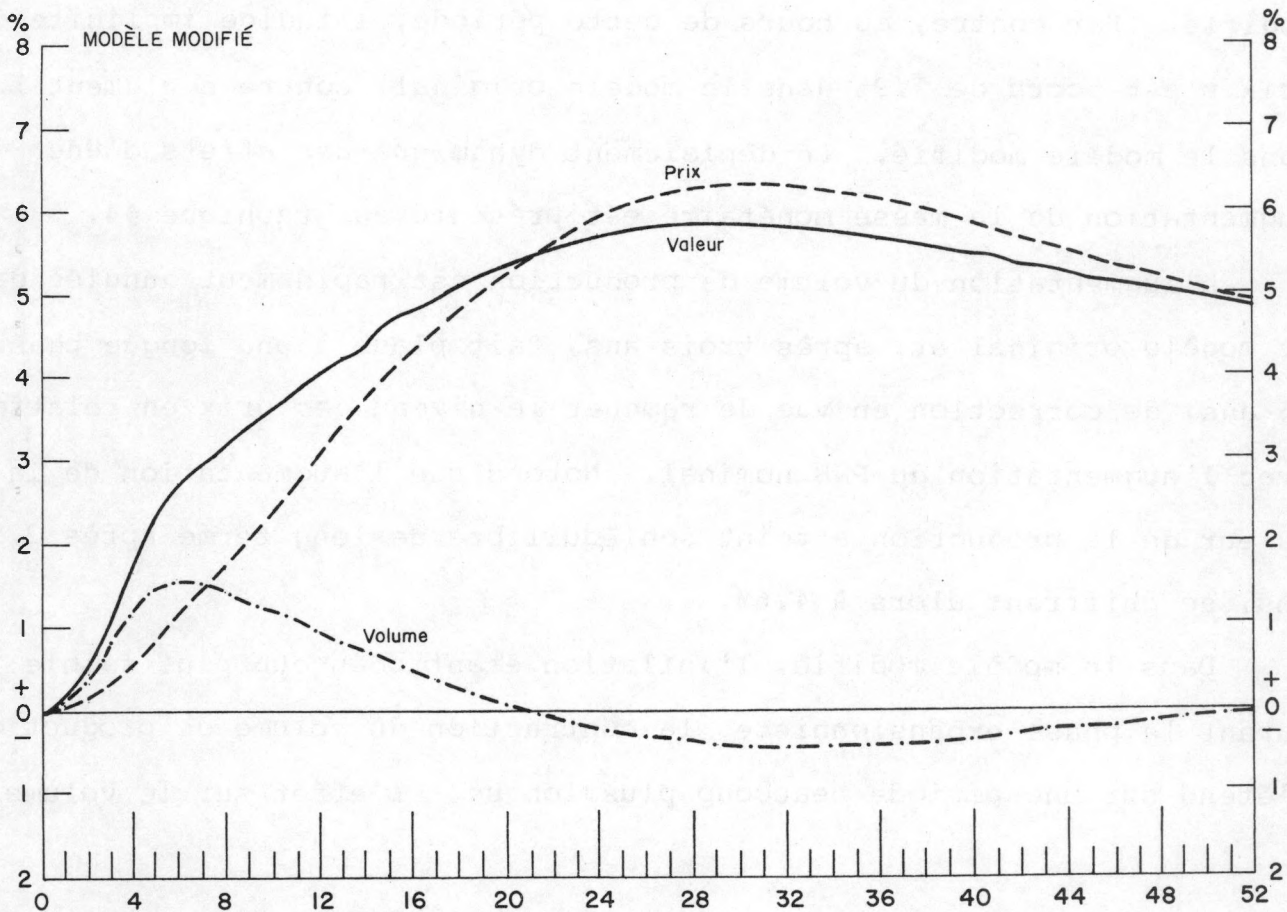
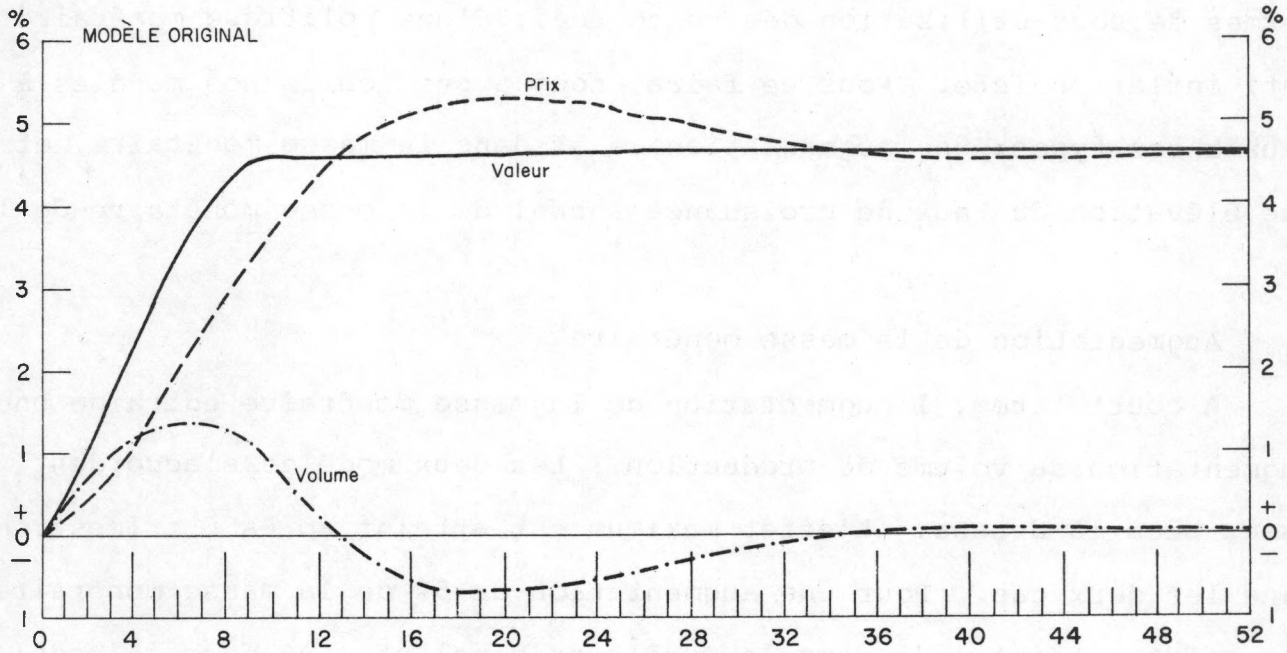
i) Augmentation de la masse monétaire

A court terme, l'augmentation de la masse monétaire entraîne une augmentation du volume de production. Les deux modèles s'accordent assez bien là-dessus. L'effet maximum est atteint après 6 trimestres dans les deux cas. Pour une augmentation de 5% de la masse monétaire, cet effet atteint 1.4% dans le modèle original et 1.6% dans le modèle modifié. Par contre, au cours de cette période, l'indice implicite de prix s'est accru de 1.9% dans le modèle original, contre seulement 1.1% dans le modèle modifié. Le déploiement dynamique des effets d'une augmentation de la masse monétaire est présenté au graphique #4.

L'augmentation du volume de production est rapidement annulée dans le modèle original et, après trois ans, fait place à une longue phase (5 ans) de correction en vue de ramener le niveau des prix en relation avec l'augmentation du PNB nominal. Notons que l'augmentation de la valeur de la production atteint son équilibre de long terme après 2.5 ans, se chiffrant alors à 4.6%.

Dans le modèle modifié, l'inflation étant beaucoup plus faible durant la phase expansionniste, la contraction du volume de production s'étend sur une période beaucoup plus longue. L'effet sur le volume de

GRAPHIQUE #4
EFFET D'UNE AUGMENTATION DE 5% DANS LA MASSE MONÉTAIRE



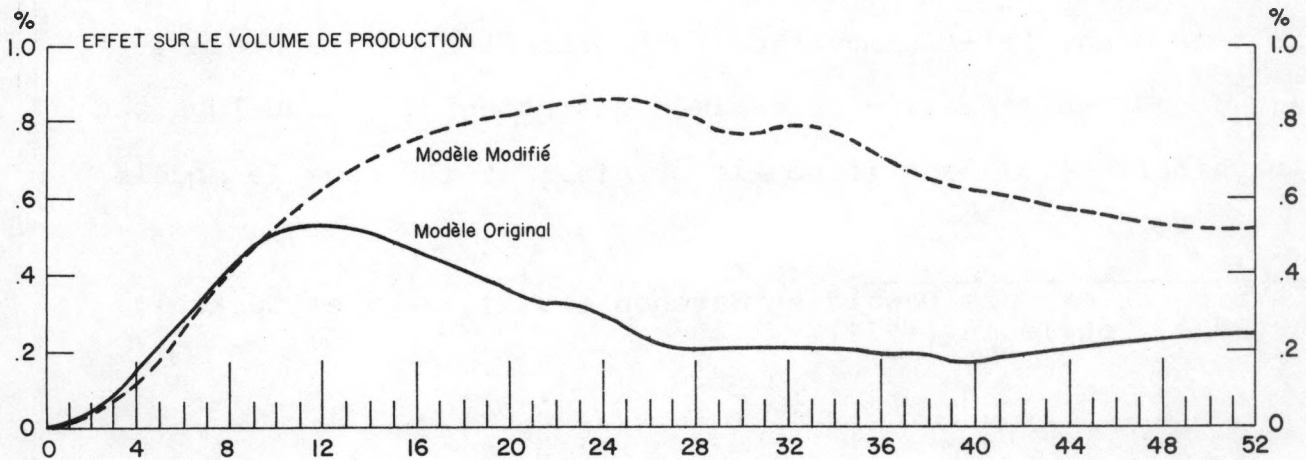
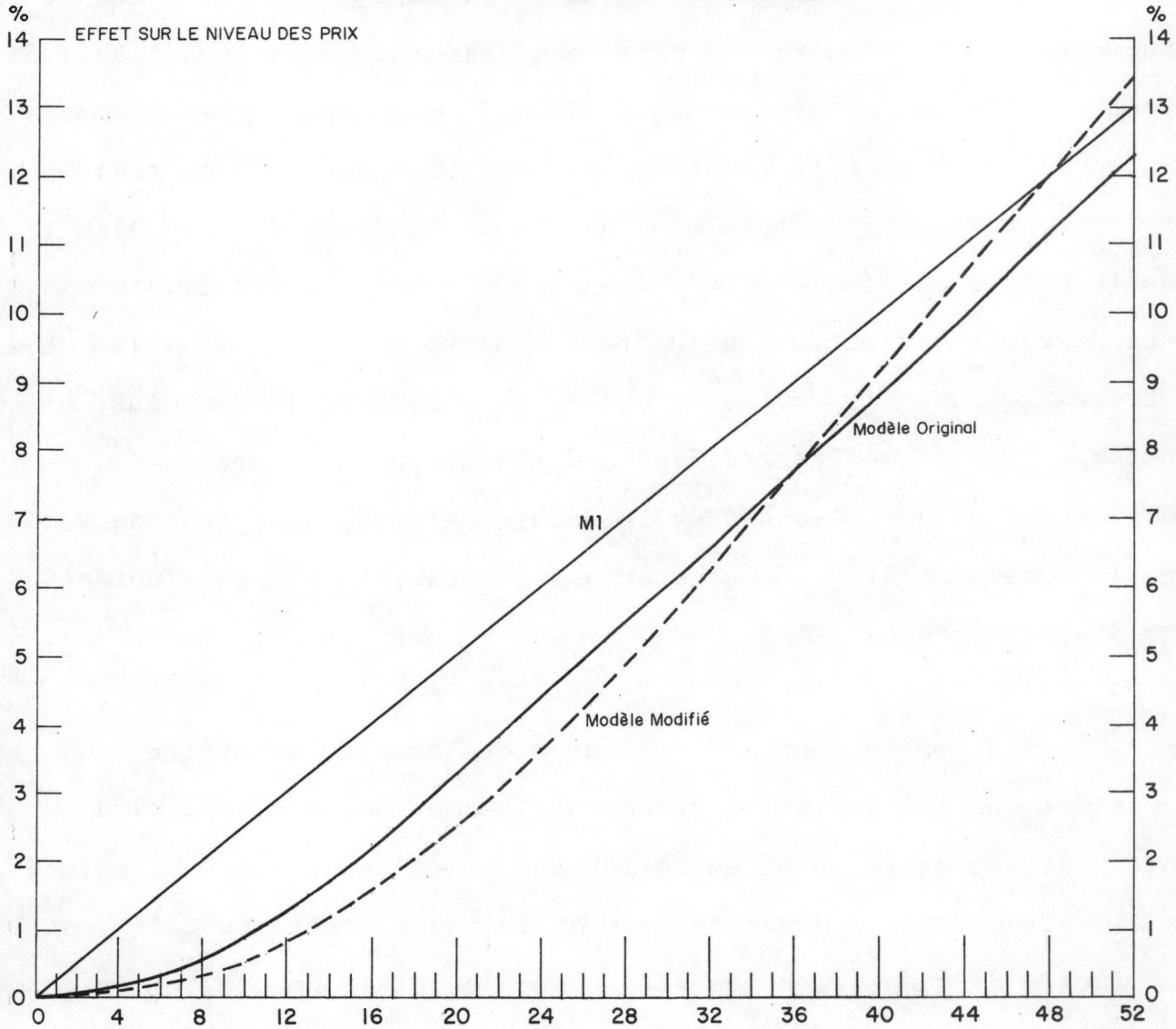
production reste ainsi positif pendant cinq années avant de donner lieu à une correction semblable à celle du modèle original. Il s'ensuit que l'augmentation de l'indice de prix sera temporairement plus élevée dans le modèle modifié, atteignant un maximum de 6.3% après 8 ans, contre 5.3% après 5 ans pour le modèle original. Cependant, la correction atteint approximativement la même amplitude dans les deux modèles (-.7% dans le modèle original contre -.5% dans le modèle modifié). C'est la durée de cette correction qui diffère. Alors que la contraction dure 12 trimestres dans le modèle original, elle dure deux fois plus longtemps dans le modèle modifié. La réduction du volume de production, qui dure 6 ans dans le modèle original dure près de 8 ans dans le modèle modifié. Ces retards se comparent avec ceux obtenus dans d'autres recherches¹⁴.

ii) Augmentation du taux de croissance de la masse monétaire

Alors que la simulation précédente permet de percevoir plus clairement les différences entre les deux modèles, c'est en simulant une élévation du taux de croissance de la masse monétaire qu'il est le plus facile de quantifier les effets sur le volume de production et les prix d'une politique inflationniste ou anti-inflationniste. Les résultats d'une telle simulation sont présentés au graphique #5. Etant donné que l'élasticité estimée des attentes est quelque peu infraunitaire (.94 dans le modèle original et .86 dans le modèle

14. Voir par exemple Dewald et Marchon (1977), Argy et Tuckwell (1974), ou Tobin (1974).

GRAPHIQUE #5
**AUGMENTATION DE 1% DU TAUX DE CROISSANCE
 ANNUEL DE LA MASSE MONÉTAIRE**



modifié), il faut retenir en interprétant ces résultats que la position d'équilibre à long terme pour le volume de production est déplacée d'environ .2% dans le modèle original et d'environ .5% dans le modèle modifié.

Dans le modèle original, une augmentation de 1% du taux de croissance annuel de la masse monétaire entraîne une augmentation temporaire de la production atteignant un maximum de 0.5% après 3 ans. L'augmentation du taux d'inflation atteint 1% après 3.5 ans, mais l'augmentation cumulative des prix ne s'élève alors qu'à la moitié de l'augmentation cumulative de la masse monétaire. Aussi, le taux d'inflation devra-t-il s'accroître de plus de 1% afin de permettre aux prix de rattraper l'augmentation de la masse monétaire.

Dans le modèle modifié, les répercussions sur le volume de production sont beaucoup plus élevées et, bien que temporaires en fin de compte, s'avèrent beaucoup plus durables. L'effet maximum est atteint après 6 ans, et se chiffre à 0.9%. L'augmentation du taux d'inflation procède plus lentement que dans le modèle original, elle atteint 1% après cinq ans, 1.4% après huit ans et semble se stabiliser autour de cette valeur pour au moins les cinq années subséquentes.

Les différences entre les deux modèles sont donc substantielles. Sur le plan théorique, le modèle modifié s'avère plus séduisant. Il n'impose pas la contrainte d'une élasticité unitaire de la demande globale par rapport aux prix. Sur le plan empirique, si nos estimations de l'équation de la demande semblent indifférentes aux deux spécifications, nos estimations de l'équation de prix favorisent nettement le modèle original. De même les prévisions de ce dernier se

révèlent nettement supérieures à celles du modèle modifié. La principale divergence entre les deux modèles concerne l'évolution des prix. La réaction du P.N.B. nominal dans le modèle original a été estimée directement et se révèle beaucoup plus rapide que dans le modèle modifié. Cela pourrait suggérer un effet de la politique monétaire sur les prix qui outrepasserait le mécanisme conventionnel axé sur le taux d'utilisation de la capacité de production. Un régime de taux de change flottant offre cette possibilité. Par son effet sur le taux de change, la politique monétaire affecte directement les prix des produits importés (donc les attentes inflationnistes) et indirectement les prix de certains produits nationaux faisant l'objet de commerce international. Ainsi, les prix et les attentes inflationnistes pourront être affectés par la politique monétaire avant même que les niveaux de production et d'emploi ne le soient. Il est également plausible que l'élasticité de la demande globale par rapport aux prix soit plus élevée que celle associée au modèle modifié. En économie ouverte, les possibilités de substitution de la production nationale par des produits importés peuvent expliquer une relation négative entre la production nationale et les prix nationaux.

5 CONCLUSION

Les critiques selon lesquelles l'estimation d'un modèle à forme réduite s'avère un exercice "impertinent" ne sont certes pas justifiées. Les coefficients que nous avons estimés sont à la fois stables et crédibles. La critique que l'on doit adresser à ce modèle (comme instrument de prévision à court terme) est qu'il n'utilise pas

efficacement l'information disponible. Par exemple, il ignore l'information contenue dans le rapport stocks/production ou dans les variations du taux de change. Par contre, quand les perturbations cycliques de l'économie sont dans une large mesure provoquées par la "danse du dollar" (I. Fisher), le paradigme du modèle de Saint-Louis, basé sur une courbe de Phillips dotée d'anticipations inflationnistes, peut rendre des services appréciables. Son mécanisme de formation des prix est insatisfaisant bien sûr - en fait, on pourrait le considérer comme une concession aux modèles structuraux d'inspiration plus keynésienne - mais cette déficience est compensée par une estimation directe des variations de la demande nominale. Le modèle devient plus limité comme instrument d'analyse à long terme. En plus de se heurter à l'exogénéité de la capacité de production, il ne satisfait pas la relation établie empiriquement et théoriquement entre la vitesse de circulation de la monnaie et le taux d'inflation.

Les faiblesses du modèle à forme réduite ont un caractère positif. Elles permettent d'orienter la recherche future. Ainsi, elles indiquent la nécessité de repenser le concept du surplus budgétaire de plein emploi et d'endogéniser la mesure de la capacité de production. L'estimation de l'équation de demande nous a permis de constater qu'il ne serait pas superflu d'allonger la liste des variables explicatives en y ajoutant par exemple les dépenses d'investissement liées à des grands travaux (on pense à la construction d'oléoducs, de complexes hydro-électriques...), ou encore des variables de déséquilibre de stocks. Mais la priorité doit être accordée à l'étude de la détermination des prix. L'introduction explicite des

prix étrangers ou des prix des exportations et des importations et de l'effet de la politique monétaire sur le taux de change constitue un préalable¹⁵. L'économie que l'on essaie d'expliquer aujourd'hui n'est pas l'économie américaine que l'équipe de Saint-Louis essayait d'expliquer en 1969. L'économie internationale a évolué et les modèles doivent suivre. Le modèle réduit a fait ses preuves, mais il devra accepter quelques transformations s'il veut conserver son à-propos.

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier J. Crow, W. White, C. Freedman, P. Grady et W. Alexander pour leurs encouragements et leurs critiques. Je veux aussi exprimer ma gratitude envers E. Cavé pour ses efforts à polir le texte. Il va de soi que tous sont dégagés de quelque responsabilité vis-à-vis le produit fini.

15. A ce titre, le modèle de Dewald et Marchon, qui retient le taux de croissance des prix des exportations et des importations comme un argument de l'équation de prix, laisse entrevoir un avenir prometteur. Toutefois, il devient alors nécessaire de boucler le modèle par une équation décrivant l'évolution du taux de change afin de tenir compte de l'effet des politiques économiques nationales sur l'évolution des prix étrangers exprimés en monnaie nationale.

BIBLIOGRAPHIE

- Andersen, L.C. et K.M. Carlson. "A Monetarist Model for Economic Stabilization", Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, avril 1970, pp. 7-25.
- _____ "St. Louis Model Revisited",
International Economic Review, juin 1974, pp. 305-327.
- Ando, A. et F. Modigliani. "Impacts of Fiscal Actions on Aggregate Income and the Monetarist Controversy: Theory and Evidence", dans Monetarism, J.L. Stein, ed., Amsterdam, North-Holland Publishing Co., 1976. 342 p.
- Argy, V.E. et R.H. Tuckwell. The Impact of Monetary Stabilization on Inflation and Unemployment - Some Empirical Evidence for Australia, Research Paper n° 52, School of Economic and Financial Studies, Macquarie University, North Ryde, N.S.W. Australia, 1974.
- Carlson, K.M. "Does the St. Louis Equation Now Believe in Fiscal Policy?", Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, février 1978, pp. 13-19.
- DeLeeuw, F. et J. Kalchbrenner. "Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization - Comment", Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, avril 1969, pp. 6-11.
- Dewald, W.G. et M.N. Marchon. International Prices and Exports in 'St-Louis' Models of Canada, France, Germany, Italy, the United Kingdom, and the United States, présenté au Konstanzer Seminar on Monetary Theory and Policy.
- Fisher, I. "The Business Cycle Largely a 'Dance of the Dollar'", Journal of the American Statistical Association, 18, décembre 1923, pp. 1024-1028.
- Freedman, C. Phillips Curves, Fisher Effects and Reduced Form Models, mimeo, département des recherches, Banque du Canada, 1978.
- Friedman, B. Even the St. Louis Model Now Believes in Fiscal Policy, Harvard Institute of Economic Research, Cambridge Mass., document de travail n° 519, novembre 1976, 7 p.
- Friedman, M. "The Role of Monetary Policy", American Economic Review, 58, mars 1968, pp. 1-17.
- _____ "A Theoretical Framework for Monetary Analysis", dans Milton Friedman's Monetary Framework; A Debate With His Critics, Robert J. Gordon ed., Chicago, University of Chicago Press, 1974, 192 p.

_____ "Comment to the Critics", Ibid.

Goldfeld, S.M. et A.S. Binder. "Some Implications of Endogenous Stabilization Policy", Brookings Papers on Economic Activity, 3, 1972, pp. 585-644.

Gordon, R.J. "Can the Inflation of the 1970s Be Explained?", Brookings Papers on Economic Activity, 1, 1977, pp. 253-279.

Gould, J.P. et C.R. Nelson. "The Stochastic Structure of the Velocity of Money", American Economic Review, 64, juin 1974, pp. 405-418.

Hamburger, M.J. "Behaviour of the Money Stock: Is There a Puzzle?", Journal of Monetary Economics, 3, juillet 1977, pp. 265-288.

Holbrook, R.S. et E.P. Howrey. The Policy Implications of Crowding Out, mimeo, Economics Department, University of Michigan, juillet 1976.

Jenkins, W.P. et L.R. Kenward. The Comparative Ex Post Forecasting Properties of Several Canadian Quarterly Econometric Models, Ottawa, Banque du Canada, 1977 (Rapport technique no 7).

Laidler, D. "The Influence of Money on Real Income and Inflation - A Simple Model with Some Empirical Tests for the United States 1953-72", The Manchester School, décembre 1973, pp. 367-395.

_____ "Money and Money-Income: An Essay on the Transmission Mechanism", Journal of Monetary Economics, 1, avril 1978, pp. 151-191.

Lucas, R.E. "Some International Evidence on Output-Inflation Trade-offs", American Economic Review, 63, juin 1973, pp. 326-334. (Voir aussi son "corrigendum", AER, décembre 1976).

Meyer, L.H. "The Balance Sheet Identity, the Government Financing Constraint, and the Crowding-Out Effect", Journal of Monetary Economics, 1, janvier 1975, pp. 65-78.

Okun, A. "Efficient Disinflationary Policies", American Economic Review, 68, mai 1978, pp. 348-352.

Scarth, W.M. "Expectations and the Wage-Price Spiral in a Simple Monetary Model", The Manchester School, septembre 1977, pp. 208-220.

Schmidt, P. et R. Waud. "The Almon Lag Technique and the Monetary Versus Fiscal Policy Debate", Journal of the American Statistical Association, 68, mars 1973, pp. 11-19.

Tobin, J. "Monetary Policy in 1974 and Beyond", Brookings Papers on Economic Activity, 1, 1974, pp. 219-232.

Vanderkamp, J. "Inflation: A Simple Friedman Theory with a Phillips Twist", Journal of Monetary Economics, 1, janvier 1975, pp. 117-122.

9
9

9
9

Printed in Canada

Imprimé au Canada