

Bref aperçu d'un modèle à forme réduite de prévision de la dépense nationale brute au Canada

A monetarist reduced-form model for Canada: a critical evaluation

Pierre Duguay

Volume 55, Number 3, juillet–septembre 1979

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/800838ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/800838ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Duguay, P. (1979). Bref aperçu d'un modèle à forme réduite de prévision de la dépense nationale brute au Canada. *L'Actualité économique*, 55(3), 411–425. <https://doi.org/10.7202/800838ar>

Article abstract

This paper presents a critical evaluation of a St-Louis type monetarist reduced-form model for Canada. The model centres on two equations estimated over the 1957-1977 sample period. An expenditure equation relates the growth of nominal GNE to the rate of monetary expansion and to changes in autonomous expenditure. The split between real growth and inflation is modelled through a simple Phillips curve with adaptive expectations.

The dynamic properties of the model are discussed, and illustrated with simulations of alternative monetary growth paths. The analysis reveals some disturbing characteristics of this type of model. For instance, the responses of GNE to money supply changes or to price shocks are not symmetrical though both represent the same shock to real money supply. The price response to a monetary shock, while more plausible than in most large macroeconomic models, remains inadequate since increased monetary expansion results in higher real money supply accompanying higher inflation. The author nevertheless leaves the impression that reduced form models are a useful starting point for econometric research; their limitations are only an invitation to further refinements.

BREF APERÇU D'UN MODÈLE À FORME RÉDUITE DE PRÉVISION DE LA DÉPENSE NATIONALE BRUTE AU CANADA *

L'objet de cette communication est de présenter quelques aspects de l'application pour le Canada d'un modèle de forme réduite inspiré du modèle monétariste de la Banque de réserve fédérale de St. Louis¹. Notre modèle veut décrire le comportement de la dépense nationale brute tant en dollars courants qu'en dollars constants. A cette fin, une première équation décrit la formation de la dépense nominale, et une seconde, le processus de répartition de la croissance nominale (\dot{Y}/Y) entre une augmentation de prix (\dot{P}/P) et une expansion du volume de production ($\dot{Q}/Q = \dot{Y}/Y - \dot{P}/P$). Ces équations ont été estimées pour la période 1957:1 — 1977:4. Les principaux résultats de l'estimation sont présentés au tableau A1 et aux graphiques A1 et A2 de l'appendice.

1. L'équation de demande se veut plus ou moins une forme réduite d'un modèle simple du type IS-LM :

$$\dot{Y}/Y = v(L) \dot{M}/M + [k_1(L) \dot{X}] / Y + [k_2(L) \dot{B}] / Y + g + u_y \quad (1)^2$$

Elle relie les variations trimestrielles de la dépense (\dot{Y}) à celles de la masse monétaire (\dot{M}), des recettes d'exportation (\dot{X}) et du surplus de plein emploi (\dot{B})³. Cette forme réduite ne prétend pas être complète, mais

* Communication présentée au 19^e Congrès annuel de la Société canadienne de science économique qui s'est tenu à Montréal du 9 au 11 mai 1979. Ce texte est basé sur le rapport technique n° 15, « Une analyse du modèle à forme réduite et son application au Canada », Banque du Canada, janvier 1979. Les opinions qui y sont exprimées sont celles de l'auteur et n'engagent pas la Banque.

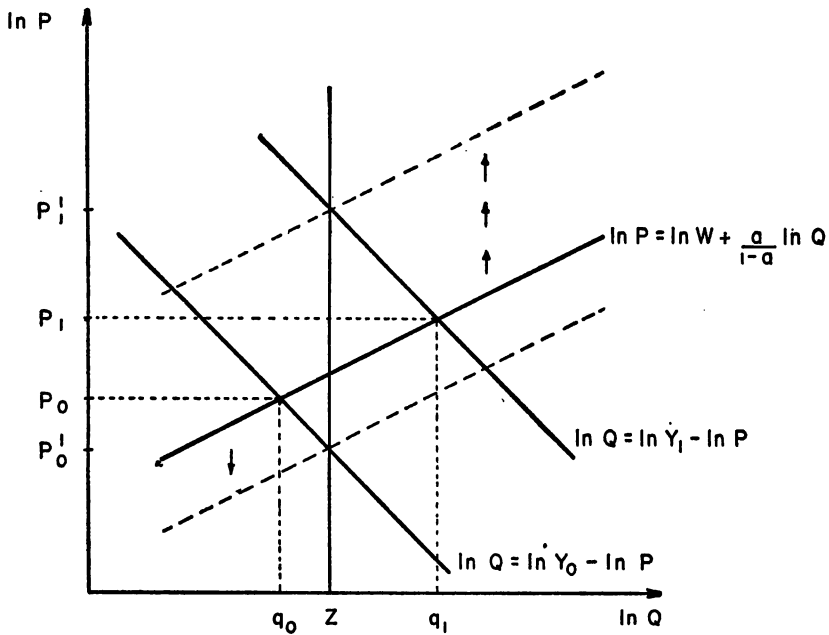
1. Voir L. Andersen et K. Carlson, « A Monetarist Model for Economic Stabilization », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, avril 1970.

2. La notation $f(L)$ indique un polynôme de délai dont la somme des coefficients sera représentée par $f(S)$.

3. Le surplus budgétaire de plein emploi permet d'éviter le biais de simultanéité introduit par l'action des stabilisateurs automatiques sur le surplus réalisé. B a été calculé en ajoutant au surplus sur une base de comptabilité nationale la valeur de l'expression $t(Z/Q - 1) Y$, où t est une estimation grossière du taux marginal d'imposition (.39 depuis 1967) et Z le revenu réel tendanciel. Il convient de signaler qu'aucune correction n'est faite relativement à l'influence des variations de prix.

elle traite les influences omises comme étant aléatoires (u_y). Elle retient des variables de politiques monétaire et fiscale, et essaie de capter l'influence marquée au Canada de la conjoncture internationale. Il ne serait probablement pas inutile, dans des applications pratiques de ce modèle, de tenir compte aussi de certains grands projets (on pense à la construction d'oléoducs, aux projets hydro-électriques, etc.), lesquels influent fortement sur l'activité économique au Canada.

La répartition de l'accroissement de la demande nominale entre augmentations de prix et de quantités dépend, à court terme, de l'élasticité respective des courbes d'offre et de demande (le mouvement de P_0q_0 à P_1q_1 dans le graphique 1). Le déplacement de la courbe d'offre est lui-même relié aux pressions de la demande sur le marché des facteurs de production (indiquées par des flèches sur le graphique 1) et à la



Graphique 1 : Dynamique des Prix et de la Production dans le modèle à forme réduite

(P_0, q_0) , (P_1, q_1) indiquent l'équilibre à court terme pour une courbe d'offre donnée.

(P'_0, Z) , (P'_1, Z) indiquent l'équilibre à long terme compatible avec la demande nominale Y_0, Y_1 .

révision des attentes inflationnistes ; il s'agit en somme d'une courbe de Phillips. Ainsi, l'équation de prix peut-elle s'écrire :

$$\dot{P}/P = a(\dot{Y}/Y - \dot{Z}/Z) + b(L) \dot{P}/P + c(Q - Z) / Q + d + u_p, \quad (2)$$

où Z représente le potentiel de production.

L'absence de prix étrangers est une lacune évidente de ce modèle ; mais leur introduction sans une explication satisfaisante des fluctuations du taux de change serait susceptible d'avoir des conséquences plus graves pour sa dynamique.

2. Ce modèle donne de la dynamique des prix et de la production une interprétation ou une saveur nettement monétariste⁴. La monnaie joue un rôle prépondérant dans la détermination de la demande globale en termes nominaux, et le volume de production converge vers un sentier de croissance tracé par la dotation (exogène) en capacités productives (Z). En effet, l'équation (2) peut être réécrite pour \dot{Q}/Q :

$$\dot{Q}/Q = (1 - a) \dot{Y}/Y + a \dot{Z}/Z - b(L) \dot{P}/P + c(Z - Q) / Q - d. \quad (3)$$

$$(1 - b(L)) \dot{Q}/Q = a \dot{Z}/Z + (1 - a - b(L)) \dot{Y}/Y + c(Z - Q) / Q - d.$$

Lorsque \dot{Y}/Y est stationnaire, $b(L) \dot{Y}/Y = b(S) \dot{Y}/Y$, un équilibre

$$\begin{aligned} \dot{Q}/Q &= \frac{[a \dot{Z}/Z + (1 - a - b(S)) \dot{Y}/Y + c(Z/Q - 1 - d/c)]}{(1 - b(S))} \\ &= \dot{Z}/Z, \end{aligned}$$

est atteint pour Z/Q constant, égal à :

$$1 + d/c + (1 - a - b(S)) (\dot{Z}/Z - \dot{Y}/Y) / c.$$

Le modèle est accélérationniste si $a + b(S) = 1$; les forces dynamiques décrites par l'équation de prix sont alors suffisantes pour ramener le taux d'utilisation de la capacité de production (Q/Z) à un niveau $c/(c + d)$ indépendant du taux d'expansion de la demande nominale. Toute tentative visant à maintenir le taux d'utilisation de la capacité à un niveau supérieur à ce taux « naturel » se heurterait à une accélération de l'inflation et nécessiterait un relèvement graduel du taux d'expansion monétaire. L'estimation de l'équation de prix ne permet pas d'ignorer cette possibilité : $\hat{a} = .31$, $\hat{b}(S) = .61$, $\hat{\sigma}(a + b(S)) = .072$.

Un sous-produit de l'estimation de l'équation de prix est l'estimation d'un sentier de production compatible à long terme avec le maintien d'une relative stabilité des prix. L'intervalle de confiance qui lui est

4. Voir J. Tobin, « Monetary Policy in 1974 and Beyond », *Brookings Paper on Economic Activity*, (1) 1974, ainsi que J. Vanderkamp, « Inflation : A Simple Friedman Theory with a Phillips Twist », *Journal of Monetary Economics*, janvier 1975.

rattaché est particulièrement élevé⁵ ; par exemple, tout le mouvement du sommet au creux de l'activité économique lors de la récession de 1970 se fait à l'intérieur des limites de cet intervalle. Comme on peut s'y attendre, le PNB canadien s'est généralement maintenu près de la limite supérieure ou a excédé cette limite, avec les conséquences que l'on sait pour l'inflation (voir graphique A2).

3. Dans le but de garder au modèle une forme récursive, une élasticité unitaire de la demande globale par rapport aux prix est imposée. Une augmentation de prix attribuable à des facteurs étrangers au modèle (u_p) n'entraînerait ainsi aucune augmentation du revenu nominal et se traduirait par une réduction équiproportionnelle immédiate du volume de production. Dewald et Marchon⁶ font grand cas de cette propriété, à laquelle ils attribuent la récession américaine de 1974-1975, mais qui nous semble pourtant contra-intuitive. La somme des revenus n'étant autre que la somme des dépenses, la contraction du volume de production ne peut provenir que de la réduction des encaisses réelles ; mais si l'influence de la masse monétaire ne se fait sentir qu'après un certain délai, pourquoi l'influence des prix serait-elle immédiate ?

L'imposition indiscriminée de cette contrainte serait susceptible d'entraîner un « biais » à la hausse dans l'estimation MCO du coefficient a . L'importance de ce biais peut être calculée empiriquement en comparant l'estimation MCO ($\hat{a} = .31$) avec l'estimateur des variables instrumentales. A cette fin, notre instrument pour \dot{Y}/Y nous est donné par les variables exogènes de l'équation (1). Cet estimateur ($\bar{a} = .33$) confirme la justesse de la contrainte imposée sur l'élasticité de la demande. Il est à remarquer que le fait que \hat{a} corresponde à la part des revenus bruts des entreprises dans le PNB corrobore en plus nos attentes a priori sur la valeur de ce coefficient⁷. Ce résultat nous laisse toutefois songeur. Quoi

5. L'écart-type de \hat{a}/\hat{c} a été calculé, suivant la méthode de linéarisation de Kmenta, $\text{Var}(f(a, b)) = f_a^2 \text{Var}(a) + f_b^2 \text{Var}(b) + 2 f_a f_b \text{Cov}(a, b)$, à 1.088.

Cela trace donc un intervalle de confiance de 4.35% au sentier de croissance de plein emploi.

6. W. Dewald, M. Marchon, *Monetary and Fiscal Actions: Did their relative importance in the U.S. change with flexible exchange rate?*, working paper 78-42, College of Administrative Science, Ohio State University, mai 1978.

7. Voir W. Scarth, « Expectations and the Wage-Price Spiral in a Simple Monetary Model », *The Manchester School*, septembre 1977.

Si $\ln Q = \ln Y - \ln P$ représente la courbe de demande (à élasticité unitaire) et $\ln Q = \ln Z + n(\ln P - \ln W)$ représente la courbe d'offre,

$$\ln P = \frac{n}{n+1} (\ln Y - \ln Z) + \frac{1}{n+1} \ln W.$$

Pour une fonction de production $\ln Q/Z = \beta \ln N/Z$, où N représente le facteur travail, $n = (1 - \beta)/\beta$, correspond à la part du travail dans le revenu national et $n/(n+1) = (1 - \beta)$ correspond à la part des revenus des entreprises.

qu'il en soit, cette propriété est une caractéristique cruciale de la dynamique des prix et de la production dans ce modèle.

4. Etant donné le rôle central de l'équation de demande, il vaut la peine d'y consacrer un peu plus d'attention.

Comme on s'y attend, l'influence du taux d'expansion monétaire est marquée. L'élasticité de la dépense par rapport à la masse monétaire ($v(S)$) varie entre .4 et .6 lorsque les recettes d'exportation sont présumées exogènes en termes nominaux, mais s'élève à .9 lorsque l'on tient compte de la possibilité — réelle en régime de taux de change fluctuant — que la valeur nominale des exportations soit influencée par l'évolution des prix intérieurs. Le multiplicateur des exportations ($k_1(S)$) est évalué à 1.6 après six trimestres ; celui du surplus de plein emploi ($k_2(S)$), à -1.0, bien qu'inférieur à celui des exportations, ne corrobore pas l'hypothèse du « *crowding-out* »⁸. Il convient cependant d'attirer l'attention sur l'inquiétante tendance à la baisse que montre ce multiplicateur après 1970 ; cela peut s'expliquer par un activisme fiscal accru pendant cette période⁹. Dans l'ensemble, les multiplicateurs obtenus sont à la fois plausibles et satisfaisants¹⁰.

L'écart-type d'estimation se révèle particulièrement stable à 1% (à taux de croissance trimestriel). Il s'agit là d'une marge d'erreur importante reflétant le fait que le taux de croissance trimestriel de la DNB est sujet à des variations aléatoires particulièrement prononcées. L'examen du corrélogramme de l'erreur confirme du reste la nature essentiellement aléatoire des résidus ; il révèle bien une faible autocorrélation négative du 6^e ordre, mais nous imputons cette aberration à nos contraintes sur la longueur des polynômes de délai. Cette marge d'erreur est regrettable dans la mesure où elle rend plusieurs tests statistiques à toutes fins pratiques inutiles. Toutefois, elle reflète bien l'incertitude qui entoure les variations trimestrielles de la DNB.

L'absence de variations suffisantes du taux d'expansion monétaire pendant le régime de parité fixe ne permet pas de conclure avec quelque degré de confiance que les coefficients de l'équation soient affectés signi-

8. Comme la controverse du « *crowding-out* » repose sur l'influence potentiellement restrictive de la dette publique, c'est en introduisant cette variable directement dans l'équation que l'on pourrait vérifier cette hypothèse empiriquement.

9. Voir C. Montmarquette et P. Forest, « Application et interprétation d'un test de causalité aux politiques fiscale et monétaire », *Revue canadienne d'économique*, 1978. Il est intéressant de remarquer que cette tendance à la baisse provient du multiplicateur des revenus ; celui des dépenses en biens et services s'affirme pendant la même période.

10. Il vaut la peine d'ajouter à cet égard que lorsque l'on permet au multiplicateur des dépenses publiques en biens et services de prendre une valeur différente de celui des revenus de plein emploi, nous obtenons le rapport attendu de 1/9 entre ces multiplicateurs, corroborant l'hypothèse du multiplicateur du budget équilibré. Etant donné le degré de multicollinéarité, il est bien sûr impossible d'y attacher une signification statistique.

ficativement par le régime de change. En fait, pendant cette période, 95% de la variance du taux de croissance de la DNB reste inexpliqué. Il n'est pas surprenant, dans ces conditions, que le modèle à forme réduite n'ait pas attiré l'attention des économistes. Par contre, pour les périodes 1957:1 — 1962:1 et 1970:3 — 1977:4, le coefficient de détermination s'accroît avec la variance de la variable endogène et celle du taux d'expansion monétaire (voir graphique A1). Pour toute la période 1957 — 1977, l'équation « explique » 51% de la variance de \dot{Y}/Y .

5. Le choix du meilleur indicateur de la politique monétaire est intimement relié au modèle de forme réduite. A ce titre, il semble que la révision de 1967 de la Loi sur les banques aurait eu des effets marqués. Jusqu'en 1967, la masse monétaire constituait un ensemble relativement homogène ne justifiant pas l'utilisation d'une définition étroite de la monnaie. Mais le retrait en 1967 de la limite légale sur les taux d'intérêt débiteurs pratiqués par les banques ainsi que l'adoption de coefficients de réserves-encaisses différents pour les dépôts à vue et les dépôts à terme ont introduit une distinction entre ces deux instruments et stimulé la fonction d'intermédiation financière des banques à charte¹¹. Depuis, il semble que la monnaie au sens étroit des encaisses hors banques et des dépôts à vue, M1, soit devenue un meilleur indicateur précurseur du comportement de la demande globale. Cela s'est avéré lors des périodes récentes de décélération de M1, lesquelles ont été suivies par une décélération de la DNB alors que les agrégats les plus globaux poursuivaient leur expansion. Ce résultat tendrait à suggérer l'importance du taux d'intérêt dans le mécanisme de transmission. Cela est d'autant plus plausible que les autorités monétaires ne contrôlent pas directement l'offre de M1, mais tâchent de l'orienter dans la direction choisie par leur influence sur les taux d'intérêt¹². Les variations de M1 dans l'équation de forme réduite pourraient ainsi être remplacées par leurs déterminants.

$$\text{Par exemple, si } \dot{M}/M = f(L) \dot{Y}/Y - l(L) \dot{r} + u_m, \quad (4)$$

l'équation (1) deviendrait :

$$\dot{Y}/Y = v(L) f(L) \dot{Y}/Y - v(L) l(L) \dot{r} + v(L) u_m + k_1(L) \dot{X}/Y + \dots$$

Une question empirique intéressante serait de vérifier si u_m exerce une influence sur la formation de la demande¹³ ; un keynésien aurait tendance à soupçonner la négative, insistant que u_m représente des varia-

11. Un exemple de l'influence de l'intermédiation financière sur les agrégats monétaires est passé en revue dans le rapport annuel de la Banque du Canada pour 1978.

12. Les aspects pratiques du contrôle monétaire exercé par la Banque du Canada ont été explicités dans son rapport annuel pour 1975.

13. Cette question a été soulevée par P. Duguay et P. Jenkins dans le rapport technique n° 12 : *Economic Stabilization and the Money Supply*, Banque du Canada, février 1978.

tions aléatoires de la demande de monnaie. Un monétariste y verrait la confirmation que le taux d'intérêt n'absorbe pas toutes les variations de l'offre et de la demande de monnaie, et qu'un déséquilibre affecte directement la demande globale ¹⁴.

6. Le rapprochement des équations (1) et (4) soulève une difficulté. La simulation du modèle (voir graphique 2) nous indique qu'une accélération de la masse monétaire entraîne en équilibre une augmentation du taux d'inflation et un accroissement des encaisses réelles (M/P). La théorie monétaire nous enseigne par contre qu'une augmentation du taux d'inflation s'accompagne d'une augmentation des taux d'intérêt nominaux et d'une réduction de la demande de monnaie. Cela nécessite que pour un certain temps pendant le processus d'ajustement, le taux de croissance du revenu nominal excède sa valeur d'équilibre. Techniquement, il faut que $\sum iv(i) < 0$ ¹⁵. Pour une élasticité-prix unitaire de la demande de monnaie, il faut aussi que $v(S) = 1$.

La condition d'homogénéité est presque réalisée lorsque l'on prend garde de ne pas fixer X et B en valeur nominale. Mais tous les coefficients du polynôme $v(L)$ sont positifs, indiquant une convergence monotonique de \dot{Y}/Y suite à un choc de \dot{M}/M ; le délai moyen entre \dot{M}/M et \dot{Y}/Y s'élève à 3.8 trimestres. Ce résultat, que l'on retrouve aussi dans le modèle de St. Louis, présente un inconvénient sérieux ; il limite la portée de ces modèles à des analyses de courte période.

Toutefois, comme modèle de courte période, le modèle à forme réduite, avec son paradigme simpliste de la dynamique des prix et de la production, peut rendre des services appréciables. Par exemple, il a su reproduire avec satisfaction les hauts et les bas de la conjoncture économique agitée de la période 1969 — 1977 (voir graphique 3) : la racine de l'erreur quadratique moyenne s'élève à 1.15% pour le PNB réel et à 0.45% pour le taux de croissance des prix, en simulation dynamique sur 36 trimestres.

7. Une analyse du modèle à forme réduite ne serait pas complète sans une indication de ce qui aurait pu se passer si les autorités n'avaient pas suivi la politique qu'ils ont dans les faits suivie. C'est une tentation bien humaine qui élève le modèle économétrique au rang de l'arbre de la connaissance du bien et du mal. Il faut se méfier de ces simulations ; leur nature purement mécanique nous suggère qu'elles sont trop faciles

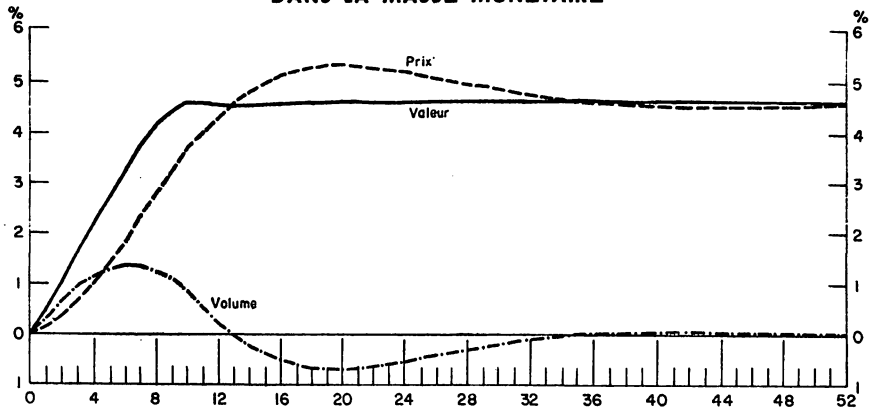
14. Voir par exemple : P.D. Jonson et J.C. Taylor, *Modelling Monetary Disequilibrium*, Research Discussion Paper 7705, Reserve Bank of Australia, septembre 1977. Voir aussi L.C. Andersen, « A Monetary Model of Nominal Income Determination », *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, juin 1975.

15. Voir C. Freedman, *Phillips Curves, Fisher Effect and the Reduced Form Models*, mimeo, département des recherches, Banque du Canada, 1978.

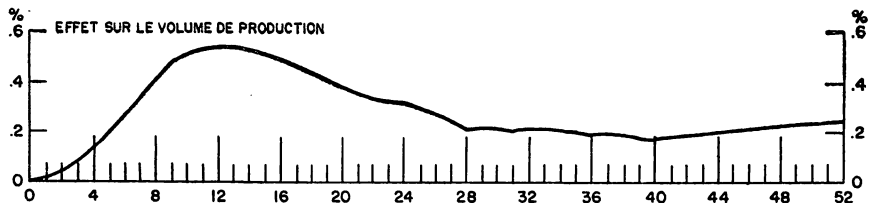
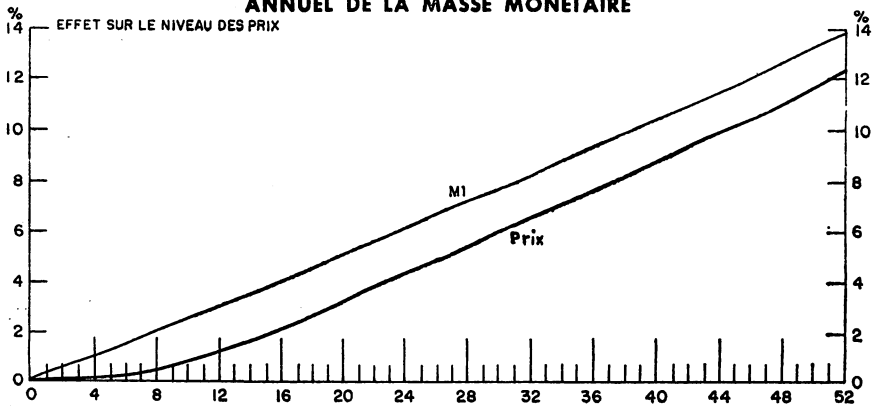
pour être valables. Elles ne prennent leur signification que dans les réserves qui les accompagnent. Les nôtres étant limitées, c'est déjà tout dire. Pour fins d'illustration nous avons choisi deux scénarios extrêmes de la politique monétaire. Le premier est fataliste, il plaira aux keynésiens : en 1975, au moment où le taux d'inflation se trouvait enraciné dans les attentes, la politique de moindre mal aurait pu être de poursuivre la ten-

GRAPHIQUE #2

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



AUGMENTATION DE 1% DU TAUX DE CROISSANCE ANNUEL DE LA MASSE MONÉTAIRE



dance élevée du taux d'expansion monétaire (14%). Le second est éclairé, il plaira davantage aux monétaristes : après la reprise de 1971, alors que l'état de l'économie était satisfaisant, les autorités auraient dû adhérer à une règle monétaire (8%) permettant une relative stabilité du taux d'inflation autour de la moyenne observée entre 1966 et 1971.

GRAPHIQUE #3

SIMULATION DYNAMIQUE

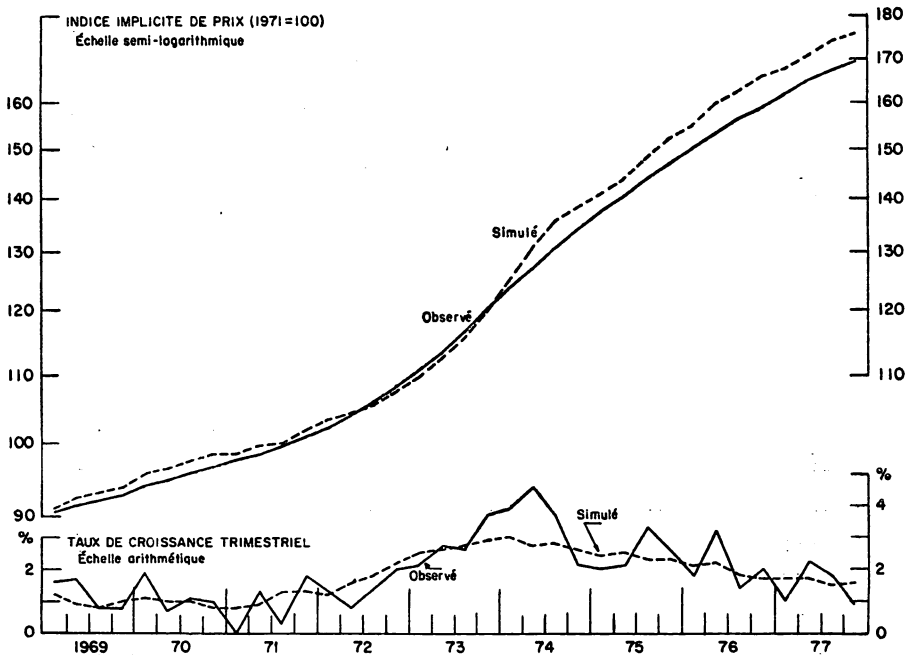
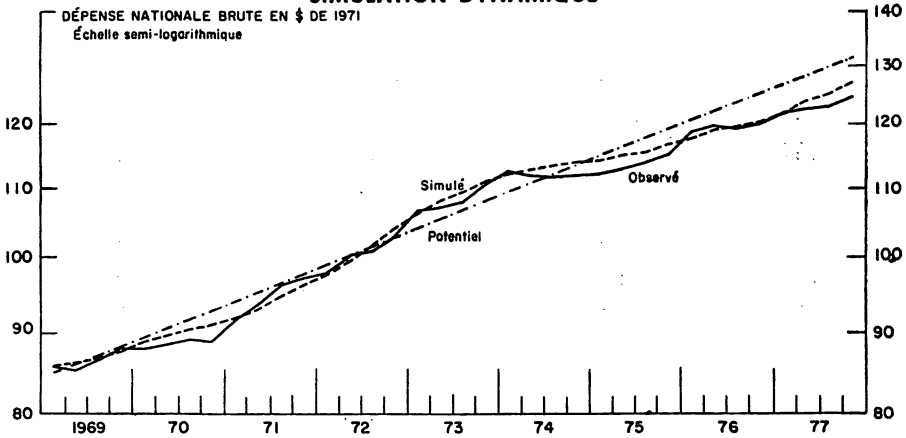


TABLEAU 1

Résultats de simulation

Taux de croissance de M1					
	Profil observé		Poursuite de l'expansion après 1975		Retour à la stabilité dès 1972
1967 — 1971	7.25%				
1971	12.7		12.7		12.7
1972	14.3		14.3		8.0
1973	14.4		14.4		8.0
1974	9.5		9.5		8.0
1975	13.8		13.8		8.0
1976	8.0		14.0		8.0
1977	8.3		14.0		8.0
1978	10.1		14.0		8.0
Taux de croissance du PNB réel					
	Observé	Erreur	Simulé	Expansion	Stabilité
1972	6.1	1.1	7.2	7.2	6.9
1973	7.5	.1	7.6	7.6	6.2
1974	3.6	0	3.6	3.6	2.8
1975	1.3	.5	1.8	1.8	2.6
1976	5.5	-2.2	3.3	3.8	3.9
1977	2.7	1.6	4.3	5.8	5.8
1978	3.4	2.6	6.0	6.6	6.9
Taux de croissance de l'indice implicite des prix de la DNB					
	Observé	Erreur	Simulé	Expansion	Stabilité
1972	5.0	.9	5.9	5.9	5.7
1973	9.1	1.1	10.2	10.2	8.8
1974	15.3	-3.4	11.9	11.9	8.2
1975	10.7	-1	10.6	10.6	7.3
1976	9.7	-8	8.9	9.1	5.5
1977	6.9	.1	7.0	8.8	4.5
1978	6.7	-2	6.5	10.1	5.2

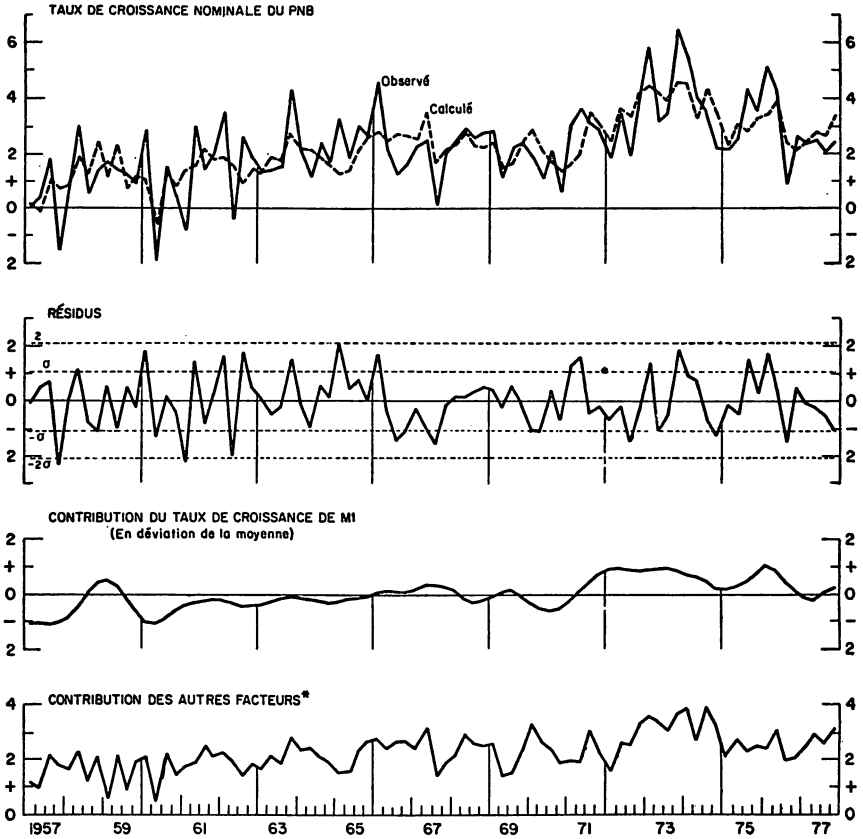
Comme on s'y attend, les résultats de simulations sont typiquement monétaristes. La politique expansionniste a d'abord un effet de courte durée sur la production réelle¹⁶ mais se traduit rapidement par une augmentation marquée du taux de croissance des prix. Le modèle suggère aussi qu'une partie importante de l'inflation entre 1973 et 1975 est attribuable aux autres variables explicatives de l'équation de demande (les recettes d'exportation et la politique budgétaire), et attribuée à la politique économique plutôt qu'aux contrôles directs des revenus la décélération marquée de l'inflation entre 1975 et 1978. Toutefois, il n'arrive pas à capter l'évolution de la production réelle pendant cette période ; l'erreur de prévision pour 1978 est particulièrement alarmante. Ajoutons à la défense des thèses monétaristes que cette erreur reflète l'instabilité du multiplicateur des exportations.

Pierre DUGUAY,
Banque du Canada.

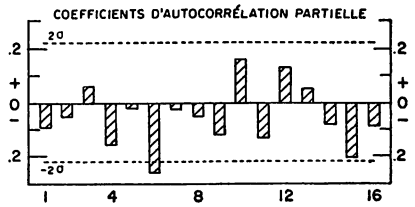
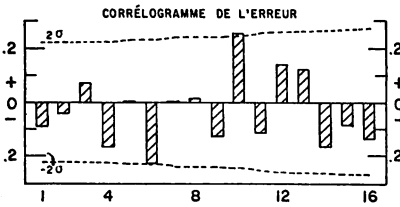
16. Puisque $a + b(S) = .94 < 1$, la relation d'arbitrage entre l'inflation et le taux de capacité excédentaire ne disparaît pas tout à fait à long terme. Une différence de 6% pour M/M se traduit par une différence de 5.4% ($= .91 \times 6\%$) sur le taux d'inflation et de 1% ($= (1 - .94) 1.35/.08$) sur le taux d'utilisation de la capacité. Ces quantités ne sont pas significativement différentes de 6% et de 0% respectivement.

APPENDICE

GRAPHIQUE A1
ANALYSE GRAPHIQUE DE L'ÉQUATION DE DÉPENSE NOMINALE



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



GRAPHIQUE A2
ANALYSE GRAPHIQUE DE L'ÉQUATION DE PRIX

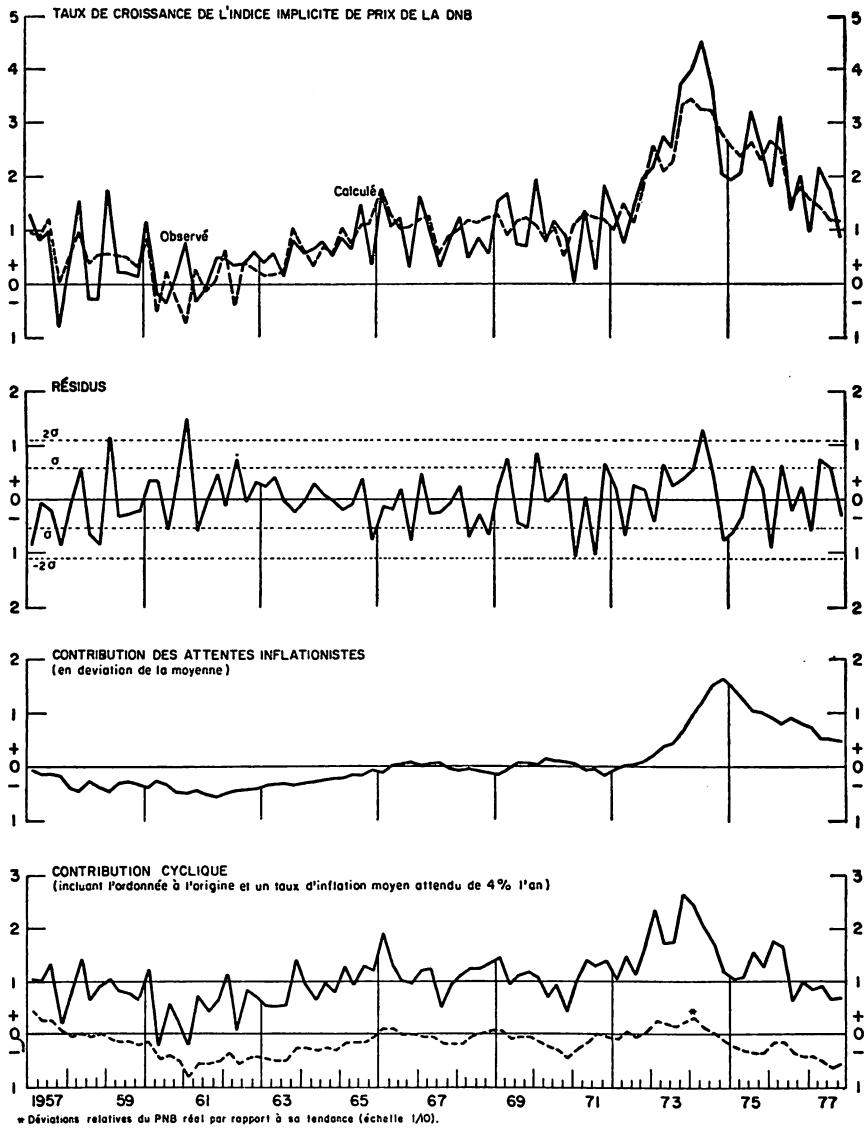


TABLEAU A1
Equations du modèle à forme réduite

Equation de prix : $\dot{P}/P = a(\dot{Y}/Y - \dot{Z}/Z) + b(L)\dot{P}/P + c(Q-Z)/Q + d$								
	\hat{a}	$\hat{b}(S)$	\hat{c}	\hat{d}	\bar{R}^2	ETE		
	(écart-type entre parenthèses)							
1957:1 — 1973:4	.28 (.05)	.58 (.24)	.08 (.03)	.29 (.21)	.56	.52 REQM (74-75) = .69		
# 1957:1 — 1977:4 (M.C.O.)	.31 (.05)	.61 (.08)	.09 (.03)	.29 (.11)	.72	.55		
## 1957:1 — 1977:4 (V.I.)	.33 (.09)	.61* (.10)	.08 (.03)	.24 (.13)	.63	.63		
Equation de demande : $\dot{Y}/Y = v(L)\dot{M}/M + [k_1(L)\dot{X}]/Y + [k_2(L)\dot{B}]/Y + g$								
$M = M1$	$\hat{v}(S)$	$\hat{k}_1(S)$	$\hat{k}_2(S)$	\hat{g}	\bar{R}^2	DW	ETE	Σe_i^2
1957:1 — 1967:2	.37 (.22)	1.58 (.57)	-1.32 (.59)	.72 (.32)	.30	2.4	1.13	47.05
1967:3 — 1977:4	.61 (.16)	1.72 (.39)	-.87 (.39)	.18 (.43)	.51	1.8	.93	31.91
# 1957:1 — 1977:4	.50* (.12)	1.63* (.31)	-.97* (.33)	.51 (.23)	.51	2.2	1.02	82.59
$M = M2C$								
1957:1 — 1967:2	.59 (.24)	1.28 (.59)	-1.09 (.57)	.32 (.38)	.32	2.6	1.11	45.60
1967:3 — 1977:4	.37 (.18)	1.84 (.42)	-1.02 (.43)	.23 (.64)	.38	1.5	1.04	39.79
1957:1 — 1977:4	.36 (.11)	1.69 (.33)	-.92 (.33)	.44 (.26)	.47	2.1	1.06	88.51
Alternative : $\dot{Y}/Y = d + v(L)\dot{M}/M + [k_1(L)(\dot{X} - X\dot{P}/P)]/Y + [k_2(L)(\dot{A} - A\dot{P}/P)]/Y$								
$M = M1$	$\hat{v}(S)$	$\hat{k}_1(S)$	$\hat{k}_2(S)$	\hat{g}	\bar{R}^2	DW	ETE	
## 1957:1 — 1977:4	.91** (.14)	1.28** (.37)	1.03** (.37)	.31 (.26)	.46	2.1	1.07	

NOTE : \hat{a} , \hat{g} et ETE sont présentés en pourcentage de croissance trimestrielle.

Sources des données

- Y* : dépense nationale brute, Cansim D40252
Q : dépense nationale brute à prix constant, Cansim D40593
P : indice implicite de prix de la DNB (= Y/Q)
X : exportations de biens et services, Cansim D40269
G : dépenses publiques en biens et services,
 Cansim D40255 + D40257
M1 : monnaie hors banques et dépôts à vue, Cansim B1609
M2C : monnaie hors banques plus ensemble des dépôts bancaires du public en dollars canadiens, Cansim B1603
Z : tendance de *Q*, 5.1% de croissance passant par le sommet observé en 1966:4 (\$75,850 millions de dollars de 1971).
 $42200 (1.01255)^T$, $T = 0$ (1955 : 1), 1, 2, ...
B : surplus budgétaire de « plein emploi »
 Cansim D40406 + $t(Z/Q - 1) Y$
 $t = .26$ avant 1962, $.31$ de 1962 à 1966, $.39$ depuis 1967
A : $.10 G + .9B$, force le multiplicateur des revenus de plein emploi et des transferts à égaliser 90% de celui des dépenses publiques en biens et services.

-
- * $\hat{b}(L) = .135L + .132L^2 + .122L^3 + .103L^4 + .077L^5 + .042L^6$
 * $\hat{v}(L) = .046 + .087L + .108L^2 + .111L^3 + .093L^4 + .056L^5$
 * $\hat{k}_1(L) = .645 + .448L + .287L^2 + .161L^3 + .071L^4 + .016L^5$
 * $\hat{k}_2(L) = -.395 - .274L - .174L^2 - .099L^3 - .044L^4 - .010L^5$
 ** $\hat{v}(L) = .099 + .109L + .114L^2 + .115L^3 + .112L^4 + .104L^5 + .092L^6$
 $+ .076L^7 + .055L^8 + .030L^9$
 ** $\hat{k}_1(L) = .507 + .352L + .225L^2 + .127L^3 + .056L^4 + .013L^5$
 ** $\hat{k}_2(L) = .397 + .276L + .177L^2 + .099L^3 + .044L^4 + .010L^5$
 # Equations analysées à l'aide des graphiques 1 et 2.
 ## Equations utilisées en simulation sur longue période.