

127
271

UNIVERSITE DE MONTREAL

L'INFLATION AU CANADA - 1974-1983 : MODELE
THEORIQUE ET RESULTATS EMPIRIQUES

PAR

MARC LEVESQUE

DEPARTEMENT DE SCIENCES ECONOMIQUES

FACULTE DES ARTS ET DES SCIENCES

MEMOIRE PRESENTE A LA FACULTE DES ETUDES SUPERIEURES
EN VUE DE L'OBTENTION DU GRADE DE
MAITRE ES SCIENCES (M.Sc.)

SEPTEMBRE 1984

TABLE DES MATIERES

Sommaire	v
Introduction	1
Chapitre I - Revue et critique des études récentes	4
Chapitre II - Un modèle de l'inflation canadienne avec attentes rationnelles	15
2.1. Le modèle lorsque les prix américains sont exogènes	16
2.1.1. Structure du modèle	16
2.1.2. Dérivation de la forme réduite	19
Chapitre III - Résultats empiriques	32
3.1. Objectifs de l'étude empirique	33
3.2. Fondements méthodologiques	35
3.3. Description de la méthodologie empirique	38
3.4. Description du système estimé	48
3.5. Résultats des estimations	51
3.6. Résultats des simulations	75
Conclusion	83
Notes	87
Remerciements	90
Bibliographie	92

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 : Evolution du FPE : système avec l'agrégat M1A	52
Tableau 2 : Evolution du FPE : système avec l'agrégat M2	54
Tableau 3 : Evolution du FPE : système avec l'agrégat M3	56
Tableau 4 : Régressions en moindres carrés ordinaires. Période 1974:1-1983:4 Système avec l'agrégat M1A	59
Tableau 5 : Régressions en moindres carrés ordinaires. Période 1974:1-1983:4 Système avec l'agrégat M2	64
Tableau 6 : Régressions en moindres carrés ordinaires. Période 1974:1-1983:4 Système avec l'agrégat M3	68
Tableau 7 : Matrice de corrélation des résidus entre équations. Système avec M1A	72
Tableau 8 : Matrice de corrélation des résidus entre équations. Système avec M2	73
Tableau 9 : Matrice de corrélation des résidus entre équations. Système avec M3	74

LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique 1 : Simulation dynamique sur 20 trimestres. Effet cumulatif de chocs monétaires externes et énergétiques sur l'inflation - Canada - Agrégat monétaire M1A	76
Graphique 2 : Simulation dynamique sur 20 trimestres. Effet cumulatif des chocs monétaires énergétiques et externes sur l'inflation - Canada - Agrégat monétaire M2	79
Graphique 3 : Simulation dynamique sur 20 trimestres. Effet cumulatif des chocs monétaires énergétiques et externes sur l'inflation - Canada - Agrégat monétaire M3	81

SOMMAIRE

L'objectif de ce travail est d'évaluer les facteurs qui ont pu contribuer à l'inflation au Canada au cours des années 1974-1983.

Dans un premier temps, nous développons un modèle théorique qui permet, suite à la dérivation d'une forme réduite, d'exprimer le taux d'inflation comme une fonction de certaines variables jugées pertinentes. Ensuite, nous évaluons empiriquement les liens entre ces variables à l'aide d'une méthodologie proposée par Sims (1980), qui consiste à estimer une autorégression vectorielle. Nous tirons ensuite des conclusions quant à la conduite de la politique monétaire au Canada.

INTRODUCTION

Depuis que la Banque du Canada a décidé en 1975, d'entreprendre de réduire l'inflation en exerçant un contrôle sur un agrégat monétaire pertinent, on s'interroge sans cesse sur sa démarche au niveau des instruments des indicateurs et des cibles appropriés de la politique. Nous nous proposons donc dans ce travail d'étudier ces deux dernières questions, en examinant, d'une part, les facteurs monétaires et non-monétaires qui ont pu contribuer à l'inflation canadienne au cours des années '70 et, d'autre part, le choix de l'agrégat monétaire pertinent à la conduite de la politique.

Notre analyse se situe dans une perspective de court terme. L'intérêt de la question réside surtout dans le temps requis après l'adoption de la politique à maîtriser l'inflation. Or, s'il est aujourd'hui monnaie courante d'affirmer que l'inflation est essentiellement un phénomène monétaire, il est néanmoins fort possible que plusieurs facteurs non-monétaires aient pu exercer, à court terme, une influence importante sur les prix. Parmi ceux-ci, soulignons l'importance des deux "crises" énergétiques, et particulièrement l'effet qu'a pu avoir la transmission internationale de l'inflation sur l'économie canadienne.

Dans la première partie du travail, sans faire une revue exhaustive de la littérature, nous discutons brièvement des études empiriques les plus récentes, qui traitent du lien monnaie-prix au Canada. Ensuite, nous émettons certaines critiques que nous jugeons pertinentes, par rapport au type d'analyse effectuée. Il s'agit, en somme, de voir en quoi notre travail diffère des travaux déjà effectués sur le sujet.

Dans une deuxième partie, nous développons un modèle structurel simple d'une petite économie ouverte, qui incorpore l'hypothèse des attentes rationnelles. Nous dérivons ensuite la forme réduite pour le taux d'inflation à partir de ce modèle, et nous discutons de la technique utilisée pour évaluer les attentes futures sur les variables, l'objectif étant de donner un fondement théorique à l'inclusion de certaines variables dans une équation d'inflation.

Dans la troisième partie, nous discutons brièvement de la méthode empirique que nous employons, afin d'évaluer l'ampleur, la stabilité et la persistance des effets de chacune des variables considérées sur le taux d'inflation.

Finalement, dans le dernier chapitre de ce travail, nous présentons les résultats empiriques obtenus, et nous en tirons les conclusions pour la poursuite de la politique anti-inflationniste au Canada.

CHAPITRE I

Revue et critique des études récentes

Le problème qui nous intéresse est donc celui des éléments déterminants du taux d'inflation au Canada au cours des années '70, particulièrement depuis la première crise énergétique. Plusieurs études empiriques existent déjà sur les facteurs explicatifs de l'inflation au Canada (Barber et McCallum (1981), Pigott (1980), Selden (1981), Kelly (1981)), mais accordent peu d'importance, en général, aux variables américaines dans leur analyse. Vu la taille relative du Canada par rapport aux Etats-Unis, nous considérons que le phénomène de la transmission de l'inflation mérite d'être pris en considération, à la fois sur le plan théorique et empirique. Or, deux études relativement récentes font exception à cette règle, que nous présentons ici sommairement, non pour en discuter en détail, mais afin de montrer précisément en quoi notre travail diffère de la littérature déjà existante.

D'abord, Bordo et Choudhri (1982) basent leur analyse sur l'équation quantitative de la monnaie $MV = PY$, où M est la masse monétaire, V la vélocité de la monnaie, P le niveau des prix et Y le revenu réel. Exprimée en taux de croissance, on a $\dot{M} + \dot{V} = \dot{P} + \dot{Y}$ (où un $\dot{\cdot}$ désigne la dérivée logarithmique de chacune des variables par rapport au temps). En isolant les prix, on obtient $\dot{P} = \dot{M} + \dot{u}$ où $\dot{u} = (\dot{V} - \dot{Y})$. Les auteurs posent alors l'hypothèse que $E(\dot{u}) = 0$, c'est-à-dire qu'en moyenne,

le taux de croissance de la vélocité est égal au taux de croissance du revenu. Ils établissent ainsi un lien direct entre le taux de croissance de la masse monétaire et le taux d'inflation. En considérant le fait que la politique monétaire peut prendre un certain temps avant d'agir, les auteurs estiment leur modèle avec des retards échelonnés, pour la période 1971:I-1980:IV, en utilisant des données trimestrielles. Ils découvrent ainsi que l'effet du taux de croissance de la masse monétaire sur le taux d'inflation est significatif, mais le pouvoir explicatif de l'équation est faible ($R^2 = 0,375$). Les auteurs introduisent alors plusieurs autres variables explicatives, dont des variables dichotomiques pour la période de contrôle des prix et des salaires et la période après-contrôle immédiate, les prix de l'énergie, le taux de croissance des salaires, le taux de chômage et une série de variables américaines.

Dans leurs résultats (nous présentons, ici, les résultats de manière très sommaire) les seules variables domestiques non-monétaires qui ont un effet significatif sur le taux d'inflation sont le taux de croissance des prix énergétiques et les variables de contrôle. Par contre, dans ce dernier cas, si la dichotomique pour la période de contrôle est négative et significative, il apparaît néanmoins que la dichotomique pour la période qui suit les contrôles de prix et salaires est positive et significative. Les contrôles de salaire ne semblent donc pas avoir eu un effet déterminant sur l'inflation au cours de l'ensemble des années '70.

Au niveau des variables américaines, les auteurs concluent qu'il y a un lien significatif entre la croissance monétaire américaine et canadienne et un lien non significatif entre l'inflation américaine ajustée pour les variations de taux de change et l'inflation canadienne. Cependant, lorsqu'ils séparent les effets des deux variables, soit l'inflation américaine et le taux d'appréciation du taux de change, ils découvrent un lien positif et significatif entre l'inflation américaine et l'inflation canadienne, et un lien néгатif et significatif entre l'inflation canadienne et le taux de variation du taux de change.

De plus, les auteurs introduisent deux autres variables : la portion de l'inflation américaine prédite par la croissance monétaire et la portion résiduelle. Lorsque ces deux variables sont introduites, seule la première exerce une influence significative sur l'inflation canadienne.

Dans une autre étude, Choudhri (1981) tente d'analyser empiriquement le lien entre des variables de prix et de monnaie canadiennes et américaines pour la période 1962:II-1980:IV. Un des points intéressants de son travail provient du fait qu'il couvre deux régimes de taux de change.

Pour analyser les effets des variables américaines sur les prix canadiens, Choudhri estime l'autorégression vectorielle suivante; à l'aide de données trimestrielles :

$$(1) \quad P_t = A_{10} + A_{11}(L) P_{t-1} + A_{12}(L) M_{t-1} + A_{13}(L) P_t^* + A_{14}(L) M_t^* + U_t$$

$$(2) \quad M_t = A_{20} + A_{21}(L) M_{t-1} + A_{22}(L) P_{t-1} + A_{23}(L) M_t^* + A_{24}(L) P_t^* + V_t$$

$$(3) \quad P_t^* = A_{30} + A_{31}(L) P_{t-1}^* + A_{32}(L) M_{t-1}^* + U_t^*$$

$$(4) \quad M_t^* = A_{40} + A_{41}(L) M_{t-1}^* + A_{42}(L) P_{t-1}^* + V_t^*$$

où P représente le taux d'inflation canadien, M le taux de croissance de la masse monétaire canadienne, et P^* et M^* les variables correspondantes pour les Etats-Unis. Les A_{ij} représentent des polynômes de l'opérateur de retard, telles que $A_{ijk} = \sum_{i=0}^M a_{ijk} L^k$ et $LY_t = Y_{t-1}$.

De plus, Choudhri (1983) contraint son système en excluant a priori la possibilité que les variables de prix et de monnaie américaines puissent influencer les variables correspondantes canadiennes. Notons aussi qu'il inclut des variables contemporaines américaines du côté droit des équations de monnaie et de prix canadiens, pour ainsi permettre à tout phénomène de causalité instantanée d'apparaître immédiatement dans la valeur des coefficients.

Enfin, pour déterminer le retard optimal sur les variables, il utilise la méthode proposée par Hsiao (1981), que nous expliquons dans la troisième partie de ce travail.

D'abord, Choudhri (1983) rejette, par la méthode de Hsiao (1981), l'inclusion de P_t^* dans l'équation (2) et M_t^* dans l'équation (1). Ensuite, il trouve qu'il y a causalité bidirectionnelle entre la monnaie canadienne et l'inflation canadienne, mais causalité unidirectionnelle de la monnaie américaine vers l'inflation canadienne. De plus, Choudhri trouve que le passage d'un régime de taux de change flexible ne semble pas avoir atténué l'effet des variables monétaires américaines sur le taux d'inflation canadien. Notons, par ailleurs, que Winer (1983) contredit ce résultat dans une autre étude.

Enfin, il ressort de l'étude que parmi toutes les innovations du système, les innovations monétaires américaines semblent exercer l'influence la plus importante sur le taux d'inflation canadien.

On peut donc tirer un certain nombre de conclusions générales à propos de ces études. D'abord, les variables de prix et de monnaie américaine semblent influencer le taux d'inflation canadien de manière déterminante. De plus, chacune des études suggère, en fait, que la monnaie canadienne pourrait être endogène, et que, par conséquent, il n'est pas acquis que le taux de change canadien est effectivement flexible. Enfin, l'étude de Bordo et Choudhri (1982) montre qu'il peut être justifié d'inclure d'autres variables que des variables monétaires dans les équations d'inflation canadienne et ceci d'autant plus que la monnaie canadienne seule semble expliquer une proportion relativement faible du taux d'inflation.

Par contre, nous considérons que ces deux études comportent un certain nombre de lacunes. D'abord, dans les deux cas on ne considère qu'une définition de la monnaie, soit M1 pour le Canada et M1A pour les Etats-Unis. Or, il n'est pas du tout évident a priori que ces agrégats sont ceux qui expliquent le mieux l'évolution du taux d'inflation.

D'autre part, il existe peu de fondements théoriques explicites pour l'inclusion des variables utilisées. Bordo et Choudhri (1982) établissent un lien entre la monnaie et l'inflation à partir de l'équation quantitative, mais on ne voit pas clairement ce qui justifie, en termes d'hypothèses de comportement clairement établies, l'introduction des autres variables dans les régressions. Dans ce sens, les autres variables de leur modèle sont introduites de manière relativement ad hoc : l'équation quantitative établit un lien sans équivoque entre la monnaie et les prix, mais ne justifie pas l'introduction des autres variables. De plus, bien que Choudhri (1983) justifie verbalement, pour sa part, l'introduction des variables américaines dans son système d'équations, il ne considère pas les autres variables pouvant influencer l'inflation canadienne.

Compte tenu de ces considérations, notre objectif sera, dans la prochaine partie, de fournir une justification théorique explicite à l'introduction des variables énergétiques et des variables étrangères, et ce, à partir d'un modèle structurel clairement spécifié.

Notre modèle sera donc construit de manière à tenir compte d'un certain nombre d'effets pouvant influencer l'inflation canadienne à court terme. Outre les effets monétaires domestiques et énergétiques, il est fort possible que même en présence d'un régime de taux de change flexible, les chocs nominaux externes puissent être transmis et exercer des effets sur l'économie domestique. Ce point mérite qu'on s'y attarde brièvement.

Traditionnellement, la littérature sur la transmission internationale des cycles tend à opposer deux cas distincts, soit un régime de taux de change parfaitement fixe ou parfaitement flexible. Dans le premier cas, les chocs monétaires sont automatiquement transmis par la balance des paiements, puisque la Banque Centrale est contrainte de fournir ou de retirer les réserves en change étranger lorsqu'il y a demande ou offre excédentaire de devises. Deuxièmement, en régime de taux de change fixe, l'arbitrage sur le marché des biens assure théoriquement un taux d'inflation unique entre les pays. En théorie, un taux de change flexible devrait permettre de bloquer ces canaux de transmission, d'où la proposition maintenant fermement établie à l'effet qu'un taux de change flexible garantit l'indépendance de chaque pays quant à la conduite de sa politique monétaire.

Toutefois, l'expérience avec les taux flexibles au cours de la dernière décennie, tant au Canada qu'ailleurs, jette un doute sur la validité de cette conclusion. Comme nous l'avons déjà souligné, Bordo

(1983) et Bordo et Choudhri (1982) ont trouvé un lien empirique significatif entre l'inflation américaine et l'inflation canadienne. De plus, comme le fait remarquer Choudhri (1983), la comparaison pertinente n'est pas entre taux fixes et flexibles, mais entre des taux fixes sujets à des réévaluations considérables et des taux flexibles "gérés", c'est-à-dire accompagnés d'interventions systématiques sur le marché de changes. Ce dernier facteur pourrait, en effet, contribuer à gêner considérablement les propriétés qu'on attribue généralement à la flexibilité du taux de change.

D'autres auteurs ont pour leur part montré qu'en présence de substitution de devises (Miles (1978) et plus récemment dans le cadre d'un modèle avec attentes rationnelles Saidi (1980)) ou de mobilité des capitaux (Flood (1979)), on peut assister à une transmission des chocs nominaux, même en régime de taux flexibles "purs". Plus fondamentalement, Dornbusch (1983) invoque un argument à l'effet que l'autonomie des politiques en régime de taux flexibles peut devenir presque impossible dans certains cas, particulièrement pour les pays dont la taille est limitée et le degré d'ouverture considérable, qui ne peuvent simplement pas accepter le degré de variation du taux de change imposé par la diversité des politiques nationales. Des taux parfaitement flexibles conduiraient, de fait, à des variations excessives du taux de change réel à court terme et, par conséquent, à une transmission des effets d'une inflation ou d'une déflation étrangère.

Ces considérations mises à part, plusieurs auteurs (dont Bordo et Choudhri (1982) et Courchene (1981)) prétendent que la Banque Centrale a, du moins depuis 1978, pratiqué une politique d'intervention systématique sur le marché des changes afin de prévenir la possibilité d'une dépréciation jugée "excessive". Aux yeux des autorités monétaires, une chute de la valeur de la monnaie canadienne en-deçà d'un certain plancher aurait l'effet de contrecarrer l'effort déflationniste entrepris par la Banque depuis 1975, par les effets sur les termes d'échange sur le marché des biens.

Notre objectif est donc de représenter dans un premier temps les différents facteurs qui ont pu contribuer à alimenter l'inflation au cours des années '70 dans le cadre d'un modèle structurel simple qui incorpore l'hypothèse du petit pays et celui des attentes rationnelles, et d'en dériver ensuite la forme réduite.

L'originalité de notre approche se situe à deux niveaux. D'une part, la littérature sur les attentes rationnelles s'est surtout attardée à examiner l'efficacité des politiques macroéconomiques par l'examen des effets des variables monétaires sur le secteur réel. Par contre, notre objectif est de travailler avec des formes réduites pour les prix, qui sont considérées comme endogènes dans le cadre du modèle. D'autre part, nous cherchons à inclure les prix énergétiques au sein du modèle, en faisant l'hypothèse que l'énergie constitue un intrant

intermédiaire et que, par conséquent, les chocs énergétiques au cours des années '70 ont pu exercer un effet sur l'output total. Enfin, comme nous l'avons déjà souligné, nous introduisons un canal de transmission de l'inflation des Etats-Unis au Canada.

En ce qui concerne ce dernier point, bien que nous reconnaissons la possibilité d'une influence directe de la croissance monétaire américaine sur la croissance monétaire canadienne par les effets de la politique de soutien du taux de change par la Banque Centrale, nous nous limitons à la transmission de l'inflation par le canal du marché des biens.

Finalement, nous présentons deux versions du modèle. Dans la première version, nous faisons l'hypothèse que lorsque les agents forment leurs attentes futures, ils ne perçoivent que la structure de l'économie domestique. Les prix américains sont donc perçus comme étant exogènes. Dans une deuxième version, nous spécifions une structure simple pour l'économie américaine, qui est, par hypothèse, connue par les agents. Nous dérivons ensuite des formes réduites pour les prix dans chacun des cas.

CHAPITRE II

Un modèle de l'inflation canadienne avec
attentes rationnelles

2.1. Le modèle lorsque les prix américains sont exogènes

2.1.1. Structure du modèle

Notre modèle est élaboré suivant une structure simple IS-LM, semblable à celui développé par Sargent et Wallace (1973).

Nous faisons l'hypothèse qu'il existe deux types de biens dans l'économie : des biens domestiques (produits et consommés au Canada) et des biens étrangers (produits aux U.S.A. et importés). Nous introduisons ensuite l'hypothèse du petit pays. Ainsi, l'économie domestique est considérée comme un "price taker" à l'égard des biens étrangers. De plus, les exportations sont exogènes, (nous nous permettons donc de les négliger), et il n'y a pas de dépenses gouvernementales. Toutes les variables sont exprimées en logarithmes.

La première équation est donc une équation simple de composition de l'indice des prix :

$$(2.1) \quad Q_t = \alpha P_t + (1-\alpha) (P_t^* + e_t) \quad 0 < \alpha < 1$$

où Q_t représente l'indice général des prix, P_t le niveau des prix des biens domestiques, P_t^* le niveau des prix des biens étrangers, et e_t le taux de change nominal (\$ Can./\$ U.S.). Le terme $(P_t^* + e_t)$ représente

donc le prix domestique des biens étrangers qui entrent dans la composition de l'indice général des prix, par la transmission directe du prix domestique des biens importés. Suivant Turnovsky (1977), l'équation (2.1) peut être considérée comme un indice réel du coût de la vie, sous l'hypothèse qu'une fonction d'utilité comportant les biens étrangers et domestiques comme arguments est de la forme Cobb-Douglas.

La deuxième équation est une équation IS augmentée, pour tenir compte des effets possibles d'une modification des termes d'échange sur la demande de biens domestiques :

$$(2.2) \quad Y_t = b_0 + b_1(e_t - P_t + P_t^*) - b_2(i_t - (E_t P_{t+1} - P_t)) + \varepsilon_{1t} \quad (b_0, b_1, b_2 > 0)$$

i_t représente le taux d'intérêt nominal et $E_t P_{t+1}$ est le niveau anticipé des prix à la période t pour la période $t+1$. Le terme $(E_t P_{t+1} - P_t)$ représente donc l'inflation anticipée. Le premier terme de la partie droite de l'équation (2.2) représente le taux de change réel, ou l'avantage relatif de prix par rapport à l'étranger, et le deuxième terme représente ainsi le taux d'intérêt réel, pertinent aux décisions d'investissement et de consommation.

L'équation (2.2) est donc obtenue en faisant l'hypothèse qu'une augmentation relative du prix des biens étrangers en monnaie domestique provoque un effet de substitution de la demande de consommation des biens étrangers vers les biens domestiques. Le paramètre b_1 peut donc être

considéré comme une élasticité de la demande de biens domestiques par rapport aux prix relatifs. De plus, nous faisons l'hypothèse que les décisions d'investissement ne dépendent que du taux d'intérêt réel.

Du côté de l'offre, on reprend l'hypothèse d'une courbe de Phillips basée sur l'hypothèse du taux naturel de chômage, modifiée pour les anticipations sur les prix. De plus, on introduit l'effet des chocs énergétiques sur l'offre.

$$(2.3) \quad Y_t^S = k_0 + k_1(P_t - E_{t-1} P_t) - k_2(R_t - P_t) + \varepsilon_{2t}$$

où Y_t^S représente l'output de biens domestiques en termes réels, et R_t le niveau des prix de l'énergie à la période t . k_0 peut donc être interprété comme étant le niveau d'output correspondant au taux naturel de chômage. Ainsi, si on néglige l'effet des chocs énergétiques, l'output ne peut diverger de son niveau naturel que si les prix réalisés à la période t sont supérieures aux anticipations sur les prix formés à la période précédente. Suivant Blinder (1981), nous introduisons aussi l'hypothèse qu'une augmentation du prix relatif de l'énergie aura l'effet de réduire le niveau de l'output. Nous négligeons, pour l'instant, la possibilité qu'il puisse y avoir des intrants importés.

L'équation d'équilibre sur le marché monétaire est une équation généralement acceptée, incorporant l'hypothèse que la demande de monnaie en terme réel dépend de Y_t et de i_t , et que l'offre de monnaie est exogène. Notons qu'on a déglonflé la demande de monnaie par l'indice général des prix, Q_t .

$$(2.4) \quad M_t - Q_t = a_0 + a_1 Y_t - a_2 i_t + \varepsilon_{3t}$$

Finalement, nous faisons l'hypothèse que les attentes sont rationnelles au sens de Muth (1961), c'est-à-dire que pour toute variable X_t , les anticipations futures sont des expériences mathématiques conditionnelles de la variable, compte tenu de l'information disponible au temps t .

$$(2.5) \quad E_t X_{t+i} = E(X_{t+i} / \Omega_t)$$

Plus précisément, les attentes futures seront générées sur la base de prévisions optimales basées sur la structure du modèle.

Les variables endogènes sont donc Y_t , Q_t , i_t et P_t . e_t , P_t^* , R_t et M_t sont considérées comme exogènes. Notre modèle peut donc être considéré comme "keynésien" en ce sens que les prix sont déterminés sur le marché des biens, et le taux d'intérêt sur le marché monétaire.

2.1.2. Dérivation de la forme réduite

Il s'agit donc maintenant de dériver une forme réduite pour le niveau des prix, qui sera exprimé en fonction de toutes les variables exogènes du modèle. On fera l'hypothèse que l'ensemble de l'information disponible à la période contemporaine renferme le processus qui génère le niveau des prix au cours des périodes présentes et passées, ainsi que le processus stochastique qui détermine l'évolution des variables exogènes dans le temps.

En isolant i_t dans l'équation (2.3), et par substitution dans (2.2), on obtient l'équation (2.6) :

$$(2.6) \quad Y_t = \beta_0 + \beta_1(e_t - P_t - P_t^*) + \beta_2(M_t - q_t) + \beta_3(E_t P_{t+1} - P_t) + u_{1t}$$

La demande globale est donc une fonction croissante du taux de change réel, des encaisses réelles détenues par le public et des attentes inflationnistes. Les paramètres $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ sont tous positifs.

$$\beta_0 = \frac{b_0 - b_2 a_0}{a_2 + a_1 b_2}; \quad \beta_1 = \frac{b_1 a_2}{a_2 + a_1 b_2} > 0; \quad \beta_2 = \frac{b_2}{a_2 + a_1 b_2} > 0; \quad \beta_3 = \frac{a_2 b_2}{a_2 + a_1 b_2} > 0$$

En faisant l'hypothèse que le marché des biens est en équilibre à tout moment, ($Y_t = Y_t^S$) on peut utiliser l'équation (2.4) pour isoler P_t et obtenir la pseudo-forme réduite suivante :

$$(2.7) \quad P_t = \phi_0 + \phi_1 E_{t-1} P_t + \phi_2 (P_t^* + e_t) + \phi_3 R_t + \phi_4 M_t + \phi_5 E_t P_{t+1} + u_{2t}$$

$$\phi_0 = \frac{\beta_0 - k_0}{\Delta} \quad \text{où} \quad \Delta = k_1 + k_2 + \beta_1 + \beta_2 \alpha + \beta_3$$

$$\phi_1 = \frac{k_1}{\Delta} > 0; \quad \phi_2 = \frac{\beta_1 - (1-\alpha)}{\Delta} \beta_2 \gtrless 0; \quad \phi_3 = \frac{k_2}{\Delta}; \quad \phi_4 = \frac{\beta_2}{\Delta} > 0; \quad \phi_5 = \frac{\beta_3}{\Delta} >$$

Tous les paramètres associés aux variables de l'équation (2.7) sont positifs, à l'exception de ϕ_2 . Plus précisément, on aura $\phi_2 \gtrless 0$ selon que $b_1 \gtrless (1-\alpha) \frac{b_2}{a_2}$. L'interprétation de ce résultat est relativement direct. Par exemple, lorsque le terme $(P_t^* + e_t)$ augmente, deux effets distincts influencent le niveau des prix; premièrement, la demande

globale augmente (par une proportion b_1) par le fait qu'il se produit un effet de substitution dans la consommation généré par l'effet de prix relatifs. Cet effet conduit à une augmentation des prix des biens domestiques. D'autre part, une augmentation du prix des biens étrangers exprimé en monnaie domestique augmente le niveau général des prix (par une proportion $(1-\alpha)$). Par conséquent, si l'offre de monnaie en termes nominaux est constant, les encaisses réelles détenues diminueront, ce qui exerce des pressions à la baisse sur le taux d'intérêt ($1/a_2$). La demande de biens d'investissement diminue comprimant ainsi la demande globale. L'effet sur le niveau des prix sera donc négatif. Ainsi, l'effet final sur le niveau des prix peut être positif ou négatif dépendant de l'influence relative de ces deux effets.

L'équation (2.7) n'est, par contre, qu'une pseudo-forme réduite, puisqu'elle ne peut être évaluée empiriquement. Pour exprimer le niveau des prix uniquement en fonction des variables exogènes du modèle, il faut expliciter le processus de formation des attentes. Compte tenu des hypothèses posées, les anticipations passées et présentes sur les prix seront générées en traitant ces attentes comme des prévisions optimales, à partir de la structure et des paramètres du modèle. La méthode générale que nous utilisons est utilisée dans Sargent (1973 et 1979), Sargent et Wallace (1976) et Sargent et Wallace (1973).

En avançant l'équation (2.7) d'une période, et en évaluant l'espérance mathématique conditionnelle au temps t , on obtient :

$$(2.8) \quad E_t P_{t+1} = \frac{\phi_0}{1-\phi_1} + \frac{\phi_2}{1-\phi_1} (E_t P_t^* + E_t e_{t+1}) + \frac{\phi_3}{1-\phi_1} E_t R_{t+1} + \frac{\phi_4}{1-\phi_1} E_t M_{t-1} \\ + \frac{\phi_5}{1-\phi_1} E_t P_{t+2}$$

Le terme en $E_t P_{t+2}$ apparaît par une propriété bien établie, soit que, pour toute variable X , $E_t E_{t+1} X_{t+2} = E_t X_{t+2}$. En d'autres termes, l'anticipation d'une anticipation future est égale à l'anticipation présente; les agents peuvent former des attentes pour les périodes futures, mais ne savent pas comment ces attentes peuvent être modifiées dans l'avenir. Une discussion sommaire de ces questions peut être trouvée dans Shiller (1978).

De manière plus générale :

$$(2.9) \quad E_t P_{t+j} = \frac{\phi_0}{1-\phi_1} + \frac{\phi_2}{1-\phi_1} (E_t P_{t+j}^* + E_t e_{t+j}) + \frac{\phi_3}{1-\phi_1} E_t R_{t+j} + \frac{\phi_4}{1-\phi_1} E_t M_{t+j} \\ + \frac{\phi_5}{1-\phi_1} E_t P_{t+j+1}$$

Par substitution répétée de (2.9) dans (2.8), on obtient :

$$(2.10) \quad E_t P_{t+1} = \frac{\phi_0}{1-\phi_1} \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} + \frac{\phi_2}{1-\phi_1} \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} [E_t P_{t+j}^* + E_t e_{t+j}] \\ + \frac{\phi_3}{1-\phi_1} \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} E_t R_{t+j} + \frac{\phi_4}{1-\phi_1} \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} E_t M_{t+j}$$

$$\text{où } \delta = \frac{\phi_5}{1-\phi_1} .$$

Pour aboutir à une forme réduite finale, il faut spécifier le comportement des variables "exogènes" du modèle, afin d'exprimer les attentes futures en fonction de valeurs présentes et passées des variables. Etant donné nos hypothèses sur la formation des attentes, le processus de chacune des variables est connu par les agents. Nous avons choisi de représenter l'évolution de chacune des variables comme un processus autorégressif de la forme suivante :

$$(2.12) \quad \sum_{i=1}^{\infty} W_i^0 P_{t-i}^* + \varepsilon_{0t}$$

$$(2.13) \quad \sum_{i=1}^{\infty} W_i^1 e_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$(2.14) \quad \sum_{i=1}^{\infty} W_i^2 R_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

$$(2.15) \quad \sum_{i=1}^{\infty} W_i^3 M_{t-i} + \varepsilon_{3t}$$

où les W_i^k sont des paramètres connus, et les $\varepsilon_{k,t}$ sont des termes d'erreur aléatoires, indépendants et identiquement distribués, dont l'espérance mathématique est nulle et la variance constante.

En utilisant le principe de la décomposition en chaîne de Wold (Wold (1964)), on peut évaluer les attentes pour les période $t+j$ ($j = 1, \dots, \infty$) pour chacune des variables :

$$(2.16) \quad E_t(P_{t+j}^*) = \sum_{i=0}^{\infty} V_{ji}^0 P_{t-i}^*$$

$$(2.17) \quad E_t(e_{t+j}) = \sum_{i=0}^{\infty} V_{ji}^1 e_{t-i}$$

$$(2.18) \quad E_t(R_{t+j}) = \sum_{i=0}^{\infty} V_{ji}^2 R_{t-i}$$

$$(2.19) \quad E_t(M_{t+j}) = \sum_{i=0}^{\infty} V_{ji}^3 M_{t-i}$$

où les V_{ji}^k sont fonction des W_i^k .

Il suffit donc de substituer (2.16), (2.17), (2.18) et (2.19) dans (2.11) pour obtenir :

$$(2.20) \quad P_t = \varrho_0 + \theta_1(P_t^* + e_t) + \theta_2 \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} (\sum_{i=0}^{\infty} V_{ji}^0 P_{t-i-1}^* + \sum_{i=0}^{\infty} V_{ji}^1 e_{t-i-1})$$

$$+ \theta_3 \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} (\sum_{i=0}^{\infty} V_{ji}^0 P_{t-i}^* + \sum_{i=0}^{\infty} V_{ji}^1 e_{t-i}) + \theta_4 R_t$$

$$+ \theta_5 \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} (\sum_{i=0}^{\infty} V_{ji}^2 R_{t-i-1} + \theta_6 \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} (\sum_{i=0}^{\infty} V_{ji}^2 R_{t-i}))$$

$$+ \theta_7 M_t + \theta_8 \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} (V_{ji}^3 M_{t-i-1}) + \theta_9 \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} (\sum_{i=0}^{\infty} V_{ji}^3 M_{t-i}) + \tilde{u}_t$$

où \tilde{u}_t est un terme aléatoire exprimé en fonction des termes aléatoires du modèle. Comme le modèle est linéaire, et tous les termes aléatoires sont indépendants et identiquement distribués, le terme u_t sera de moyenne nulle et de variance constante.

On peut donc écrire :

$$(2.21) \quad P_t = C + \sum_{i=0}^{\infty} z_i^0 P_{t-i}^* + \sum_{i=0}^{\infty} z_i^1 e_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} z_i^2 R_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} z_i^3 M_{t-i} + u_t$$

L'équation (2.19) représente la forme réduite finale. Les z_i^k sont fonction des V_{ji}^k , de la manière suivante :

$$z_i^0 = \begin{cases} \phi_2 + \frac{\phi_5 \phi_2}{1 - \phi_1} \sum \delta^{j-1} V_{0j}^0 & \text{si } i = 0 \\ \frac{\phi_2(\delta_1 + \delta_5)}{1 - \delta_1} \sum \delta^{j-1} (V_{ij}^0 + V_{i+1,j}^0) & \text{si } i \geq 1 \end{cases}$$

$$z_i^1 = \begin{cases} \phi_2 + \frac{\phi_5 \phi_2}{1 - \phi_1} \sum \delta^{j-j} V_{0j}^1 & \text{si } i = 0 \\ \frac{\phi_2(\phi_1 + \phi_5)}{1 - \phi_1} \sum \delta^{j-1} (V_{ij}^1 + V_{i+1,j}^1) & \text{si } i \geq 1 \end{cases}$$

$$z_i^2 = \begin{cases} \phi_3 + \frac{\phi_1 \phi_3}{1 - \phi_1} \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} V_{0j}^2 & \text{si } i = 0 \\ \frac{\phi_3(\phi_1 + \phi_5)}{1 - \phi_1} \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} (V_{ij}^2 + V_{i+1,j}^2) & \text{si } i \geq 1 \end{cases}$$

$$z_i^3 = \begin{cases} \phi_4 + \frac{\phi_5 \phi_4}{1 - \phi_1} \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} V_{0j}^3 & \text{si } i = 0 \\ \frac{\phi_4(\phi_1 + \phi_5)}{1 - \phi_1} \sum_{j=1}^{\infty} \delta^{j-1} (V_{ij}^3 + V_{i+1,j}^3) & \text{si } i \geq 1 \end{cases}$$

Pour obtenir une forme réduite pour le taux d'inflation, il suffit d'exprimer les équations (2.19) et (2.1) en taux de croissance et d'effectuer les substitutions nécessaires afin d'obtenir une équation de la forme :

$$(2.22) \quad \dot{Q}_t = A_1(L) \dot{P}_t^* + A_2(L) \dot{e}_t + A_3(L) R_t + A_4(L) \dot{M}_t + u_t$$

où $\dot{X}_t = \frac{1}{X_t} \frac{dX_t}{dt}$ et les $A_i(L)$ sont des polynômes de l'opérateur de retard telles que :

$$A_i(L) = \sum_{j=0}^{\infty} A_{ij} L^j \quad \text{pour } i = 1, 2, 3 \quad \text{et} \quad LX_t = X_{t-1}$$

Deuxième version du modèle

Jusqu'ici, nous avons fait l'hypothèse que les agents, dans la formation de leurs attentes, ne perçoivent que le secteur domestique de l'économie. Les prix étrangers sont donc perçus comme étant strictement exogènes. Il s'agit maintenant de spécifier une structure pour l'économie américaine. Cette structure diffère de celle spécifiée pour l'économie canadienne à un égard : l'évolution des prix étrangers ne peut influencer les variables domestiques. La structure spécifiée est donc très semblable à celle de Sargent-Wallace (1975), à l'exception qu'on introduit une variable pour tenir compte des chocs énergétiques. Le modèle est donc composé d'une équation d'équilibre IS, où la demande globale dépend du taux d'intérêt réel, d'une équation d'équilibre sur le marché monétaire (l'offre de monnaie est exogène), et d'une fonction

d'offre globale basée sur l'hypothèse du taux naturel de chômage, augmentée pour tenir compte des anticipations de prix. On rajoute donc les équations (2.23), (2.24) et (2.25) au modèle de la section 1.

$$(2.23) \quad Y_t^* = K_0 - K_1(i_t^* - (E_t P_{t+1}^* - P_t^*)) + \varepsilon_{4t}$$

$$(2.24) \quad Y_t^{*S} = h_0 + h_1(P_t^* - E_{t-1} P_t^*) - h_2(R_t^* - P_t^*) + \varepsilon_{5t}$$

$$(2.25) \quad M_t^* - P_t^* = r_0 + r_1 Y_t^* - r_2 i_t^* + \varepsilon_{6t}$$

Le * signifie qu'il s'agit d'une variable étrangère.

On peut maintenant dériver la forme réduite pour les prix étrangers, et faire les substitutions nécessaires afin d'intégrer l'hypothèse que les agents domestiques connaissent la structure de l'économie U.S. Nous procédons de la même manière que dans la section 1.

En isolant i_t^* dans (2.25) et en substituant le résultat dans (2.23), on obtient :

$$(2.26) \quad Y_t^* = N_0 + N_1(M_t^* - P_t^*) + N_2(E_t P_{t+1}^* - P_t^*) + u_{1t}$$

$$N_0 = \frac{k_0 - k_1 k_0}{1 - k_1 r_1} ; \quad N_1 = \frac{k_1}{1 + k_1 r_1} > 0 ; \quad N_2 = \frac{k_1 k_2}{1 + k_1 r_1}$$

Par l'hypothèse que l'équilibre est toujours atteint sur le marché des biens, on peut utiliser l'équation (2.24) pour obtenir la pseudo-forme réduite :

$$(2.27) \quad P_t^* = \rho_0 + \rho_1 E_{t-1} P_t^* + \rho_2 M_t^* + \rho_3 E_t P_{t+1}^* + \rho_4 R_t^* + M_{2t}$$

$$\rho_0 = \frac{N_0 - h_0}{h_1 + h_2 + N_1 + N_2}; \quad \rho_1 = \frac{h_1}{h_1 + h_2 + N_1 + N_2} > 0; \quad \rho_2 = \frac{N_1}{h_1 + h_2 + N_1 + N_2} > 0$$

$$\rho_3 = \frac{N_2}{h_1 + h_2 + N_1 + N_2} > 0; \quad \rho_4 = \frac{h_2}{h_1 + h_2 + N_1 + N_2} > 0$$

En générant une expression équivalente pour la période $t+1$, et en prenant l'espérance mathématique :

$$(2.28) \quad E_t P_{t+1}^* = \frac{\rho_0}{1 - \rho_1} + \frac{\rho_2}{1 - \rho_1} E_t M_{t+1}^* + \frac{\rho_3}{1 - \rho_1} E_t P_{t+2}^* + \frac{\rho_4}{1 - \rho_1} R_{t+1}^*$$

De manière plus générale,

$$(2.29) \quad E_t P_{t+j}^* = \frac{\rho_0}{1 - \rho_1} + \frac{\rho_2}{1 - \rho_1} E_t M_{t+1}^* + \frac{\rho_3}{1 - \rho_1} E_t P_{t+j+1}^* + \frac{\rho_4}{1 - \rho_1} R_{t+1}^*$$

Par substitution répétée de (2.29) dans (2.28), on obtient :

$$(2.30) \quad E_t P_{t+1}^* = \frac{\rho_0}{1 - \rho_1} \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} + \frac{\rho_2}{1 - \rho_1} \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} E_t M_{t+j}^* + \frac{\rho_4}{1 - \rho_1} \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} E_t R_{t+j}^*$$

Donc, comme dans la section précédente, les attentes sur le niveau des prix à la période t pour la période $t+1$ dépendent de toutes les attentes futures sur les variables exogènes. De plus, on peut facilement vérifier que la condition de convergence, $0 < \lambda < 1$, est respectée. En effet, $\lambda = \frac{\rho_3}{1 - \rho_1} = \frac{N_1}{N_1 + N_2}$. On impose, de plus, la contrainte

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t P_{t+j}^* = 0.$$

On peut maintenant effectuer les substitutions nécessaires pour obtenir une équation pour les prix étrangers. En substituant l'équation (2.30) dans (2.27), on obtient :

$$\begin{aligned}
 (2.31) \quad P_t^* = & \rho_0 \left(1 + \frac{\rho_1 + \rho_3}{(1-\rho_1)(1-\lambda)} \right) + \frac{\rho_1 \rho_2}{1-\rho_1} \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} E_{t-1} M_{t+j-1}^* \\
 & + \frac{\rho_3 \rho_2}{1-\rho_1} \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} E_t M_{t+j}^* + \rho_2 M_t^* + \frac{\rho_1 \rho_4}{1-\rho_1} \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} E_{t-1} R_{t+j-1}^* \\
 & + \frac{\rho_3 \rho_4}{1-\rho_1} \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} E_t R_{t+j}^* + \rho_4 R_t^* + u_t
 \end{aligned}$$

Il s'agit maintenant de spécifier un processus stochastique pour l'évolution des variables exogènes, M^* et R^* , structure sur la base de laquelle les agents forment leurs attentes sur l'évolution future des variables. Comme dans la section précédente, nous faisons l'hypothèse que les variables exogènes suivent un processus autorégressif.

$$(2.32) \quad M_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} z_i^0 M_{t-i}^* + \varepsilon_{4t}$$

$$(2.33) \quad R_t^* = \sum_{i=1}^{\infty} z_i^1 R_{t-i}^* + \varepsilon_{5t}$$

Comme ces processus sont connus, on peut écrire :

$$(2.34) \quad E_t M_{t+j}^* = \sum_{i=0}^{\infty} \tilde{V}_{ji}^0 M_{t-i}^*$$

$$(2.35) \quad E_t R_{t+j}^* = \sum_{i=0}^{\infty} \tilde{V}_{ji}^1 R_{t-i}^*$$

où les \tilde{V}_{ji}^k sont fonction des z_i^k .

Par substitution dans l'équation (2.31), on obtient :

$$(2.36) \quad P_t^* = C_1 + \frac{\rho_1 \rho_2}{1 - \rho_1} \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} \left(\sum_{i=0}^{\infty} \tilde{V}_{ji}^0 M_{t-i-1}^* \right) \\ + \frac{\rho_3 \rho_2}{1 - \rho_1} \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} \left(\sum_{i=0}^{\infty} \tilde{V}_{ji}^1 M_{t-i}^* \right) + \rho_2 M_t^* \\ + \frac{\rho_1 \rho_4}{1 - \rho_1} \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} \left(\sum_{i=0}^{\infty} \tilde{V}_{ji}^1 R_{t-i-1}^* \right) \\ + \frac{\rho_3 \rho_4}{1 - \rho_1} \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-1} \left(\sum_{i=0}^{\infty} \tilde{V}_{ji}^1 R_{t-1}^* \right) + \rho_4 R_t^* + u_t$$

L'expression finale pour les prix étrangers sera donc de la forme :

$$(2.37) \quad P_t^* = C + \sum_{i=0}^{\infty} g_i^0 M_{t-i}^* + \sum_{i=0}^{\infty} g_i^1 R_{t-i}^* + u_t$$

Afin d'obtenir une forme réduite finale pour le niveau des prix, il suffit de remplacer l'équation (2.12) par l'équation (2.37), ce qui nous donne une forme réduite pour les prix domestiques telle que :

$$(2.38) \quad P_t = A_1(L) M_t + A_2(L) M_t^* + A_3(L) R_t + A_4(L) R_t^* + A_5(L) e_t + u_t$$

$$\text{où } A_j(L) = \sum_{k=0}^n a_{jk} L^k \quad ; \quad LY_t = Y_{t-1}$$

En utilisant cette expression dans l'équation (2.1), et en exprimant toutes les variables en taux de croissance, on obtient :

$$(2.39) \quad \dot{Q}_t = B_1(L) \dot{M}_t + B_2(L) \dot{M}_t^* + B_3(L) \dot{R}_t + B_4(L) \dot{R}_t^* + B_5(L) \dot{e}_t + u_t$$

Le taux de croissance de l'indice des prix est donc fonction des valeurs présentes et retardées du taux de croissance de la monnaie domestique, de la monnaie étrangère, des prix énergétiques domestiques et étrangers, et du taux de dépréciation de la monnaie domestique.

CHAPITRE III

Résultats empiriques

3.1. Objectifs de l'étude empirique

Dans la première partie de ce travail, nous avons montré comment il était possible, à partir d'une structure macroéconomique relativement simple, de dériver une équation de forme réduite qui lie le taux d'inflation à certaines variables considérées comme exogènes, du moins sur le plan théorique. Dans cette deuxième partie, nous examinons les liens empiriques entre ces variables, à l'aide de données trimestrielles pour la période 1974-I/1983-IV. Le choix de notre période d'estimation a été établie suivant un certain nombre de critères. D'abord, nous voulons limiter notre analyse à la période qui suit l'introduction "de jure" du système de taux de change flexible au Canada. Deuxièmement, une analyse récente de Winer (1983) semble démontrer que l'inclusion des premières années du régime de taux flexibles de jure pourrait biaiser les résultats, étant donné les changements importants au niveau des réserves officielles en devises étrangères au début de la période. Enfin, nous désirons limiter notre période d'estimation à celle qui suit immédiatement le premier choc pétrolier, étant donné les changements structurels importants que cet événement a pu provoquer. De plus, notons que la période choisie recoupe celle au cours de laquelle la Banque du Canada a décidé de réduire l'inflation¹.

Nous désirons donc apporter une tentative de réponse aux questions suivantes :

- 1) Quelle est l'importance précise de chacune des variables dans l'explication du phénomène inflationniste au cours de la période choisie? En particulier, nous désirons isoler le rôle spécifique de la monnaie compte tenu de l'effet des autres variables choisies. Une question spécifique qui nous intéresse est celle de savoir si l'inflation est un problème strictement "domestique", au sens où elle serait principalement déterminée par le taux de croissance de la masse monétaire canadienne, ou si, au contraire, elle serait liée à l'évolution du taux d'inflation aux Etats-Unis et à celle du taux de change.
- 2) Quel est le rôle de l'évolution des prix énergétiques après la crise pétrolière de 1973-1974? Il s'agit, en somme, de voir si les chocs pétroliers ont eu un rôle déterminant au cours des années '70, du moins en ce qui concerne l'évolution du taux d'inflation.
- 3) Quel est l'agrégat monétaire qui semble le plus pertinent à la conduite d'une politique monétaire anti-inflationniste? Cette question revient à poser celui de l'indicateur approprié de la politique. Il s'agit alors de voir quel agrégat exhibe le lien le plus étroit avec le taux d'inflation au cours de cette période.

4) Les liens de causalité à deux niveaux. D'abord, entre la monnaie et les prix, et ensuite, entre la monnaie, les prix et les variables américaines. L'intérêt de la question réside surtout dans le temps considérable requis pour que les effets de la politique anti-inflationniste se fassent sentir sur le taux d'inflation.

La méthodologie empirique proposée consiste à estimer une autorégression vectorielle contrainte, à 5 variables et ce, en utilisant trois définitions de la monnaie. Donc, dans la section suivante, nous discuterons d'abord des fondements de la méthode d'estimation choisie, de ses avantages et de ses inconvénients. Ensuite, nous présentons et interprétons les résultats obtenus, tout en soulignant les limites quant à l'interprétation des résultats obtenus dans ce cadre.

3.2. Fondements méthodologiques

La méthodologie qui consiste à estimer une autorégression vectorielle non contrainte trouve ses origines chez Sims (1980), et ce à partir d'une critique des méthodes traditionnellement utilisées pour l'identification des modèles économétriques structurels. Ces problèmes se situent, pour Sims, à deux niveaux, qui sont, intimement liés : d'une part, l'identification des modèles économétriques structurels, par la nature même de la construction de modèles à grande échelle, implique un grand nombre de restrictions a priori entre les équations spécifiées.

La nature des restrictions, si elles ne sont pas, de facto respectées, peuvent rendre les méthodes d'estimation inefficaces, et les conclusions inutilisables à des fins d'analyse de politiques. L'exemple donné par Sims (1980), pour illustrer son argument, est celui de l'identification d'équations de demande : en principe, par exemple, il n'a aucun sens de considérer la demande pour deux biens comme étant le résultat de deux comportements distincts. Néanmoins, en analysant des systèmes d'équilibre partiel, il peut être plausible d'exclure plusieurs variables du côté droit des équations. Si pour une analyse d'équilibre partielle, les restrictions peuvent paraître "raisonnables", un système d'équations construit à partir d'équations individuelles, ou sectorielles, peut générer un système de restrictions indésirable et inefficace. D'autre part, ces considérations deviennent d'autant plus importantes lorsqu'il s'agit de spécifier le caractère exogène ou endogène des variables considérées. Souvent, selon Sims (1980), les restrictions imposées au niveau de l'exogénéité attribuée à plusieurs variables sont trop arbitraires, les raisons invoquées étant souvent que la modélisation du comportement de chaque variable nécessiterait un effort trop important, et éloigné des problèmes que l'on désire analyser. Souvent, l'exogénéité est attribuée à certaines variables parce qu'il s'agit de variables de politique, même si elles peuvent contenir, en réalité, une composante endogène importante. Ainsi, Sims (1980) remarque que :

"It appears to me that if the list of exogenous variables were carefully reconsidered, and tested in cases where exogeneity appears doubtful the identification of these models might well, by Hatanaka's criterion, fail, and would at best be weak".
(Sims, 1980, p. 6).

Les mêmes problèmes peuvent ~~de fait~~, survenir lorsqu'il s'agit de considérer une forme réduite, dans la mesure où toute forme réduite est dérivée d'un modèle structurel qui incorpore un certain nombre de restrictions, qui peuvent de fait être "fausses". Et même si dans plusieurs cas les modèles de forme réduite peuvent générer des erreurs de prévision inférieures à celles d'un modèle structurel complet, elles n'échappent pas nécessairement au problème introduit par la distinction à établir entre l'exogénéité et l'endogénéité des variables.

Par exemple, dans le cas des variables que nous étudions, il est loin d'être évident, et il peut même être contre-intuitif de considérer le taux de change, comme étant une variable strictement exogène par rapport au taux d'inflation. En général, les modèles de détermination du taux de change accordent un rôle important aux facteurs monétaires et inflationnistes. Le même argument pourrait s'appliquer à un autre niveau, à l'exogénéité de la monnaie par rapport aux prix ou encore une fois, par rapport au taux de change. Il serait au moins intéressant de pouvoir observer si de telles restrictions sont compatibles avec les données existantes.

L'ensemble de ces problèmes associés à l'identification de modèles macroéconomiques structurels ont donc conduit Sims (1980) à considérer une stratégie alternative pour la construction de modèles macroéconomiques. Ainsi, il propose de considérer l'estimation d'auto-régressions vectorielles non contraintes², où toutes les variables sont considérées, dans un premier temps comme endogènes. Dans une deuxième étape, on peut donc effectuer des tests d'hypothèses dont le contenu a une signification sur le plan de la théorie économique, et imposer par la suite des restrictions aux équations du modèle. Si la méthode peut paraître attrayante, ne serait-ce que parce qu'elle n'impose aucune restriction a priori sur le comportement des variables elle ne va pas sans présenter certains problèmes, dont nous traiterons dans la section suivante.

3.5. Description de la méthodologie empirique

La méthodologie empirique que nous utilisons pour résumer les liens entre les variables de notre modèle est relativement récente, et elle n'a été employée, à notre connaissance, que par un nombre limité d'auteurs qui utilisent des données canadiennes, (Backus (1982), Choudhri (1983), Burbidge et Harrison (1984)). Elle présente, de plus, plusieurs avantages. Comme nous l'avons déjà souligné ci-haut, on n'a nullement besoin d'établir une distinction a priori entre variables exogènes et variables endogènes. La méthode que nous proposons nous permet aussi d'effectuer des tests de causalité (telle que définie par Granger (1969)).

Enfin, lorsque le système d'équations est représentée sous la forme d'une moyenne mobile, il est possible d'observer par des méthodes de simulation, les effets dynamiques d'un choc imposé à une variable sur toutes les autres variables du modèle pour un horizon déterminé. Par conséquent, on peut mesurer l'effet dynamique relatif de chaque variable sur le taux d'inflation, et voir si cet effet est persistant ou temporaire.

Une autorégression vectorielle est définie comme un système d'équations où chaque variable contemporaine est exprimée en fonction de ses propres valeurs retardées, et des valeurs retardées de toutes les autres variables du système. Le modèle comprend donc autant d'équations que de variables. Dans la mesure où l'on n'impose pas de contraintes au niveau de l'exogénéité des variables, on n'inclura que des variables retardées du côté droit des équations. Ainsi, chaque variable contemporaine est considérée, par définition, comme étant endogène. De plus, la méthode d'estimation est attrayante au niveau de sa simplicité : les paramètres peuvent être estimés pour chaque équation individuelle, par moindres carrés ordinaires.

Pour illustrer l'approche, considérons un système bivarié, dont les variables dépendantes sont X_t et Y_t . On pourrait alors exprimer la représentation autorégressive du modèle de la manière suivante :

$$(3.1) \quad \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

où les $A_{ij}(L)$ représentent des polynômes de l'opérateur de retard telles que $A_{ij}(L) = \sum_{k=1}^n A_{ijk} L^k$ où $LY_t = Y_{t-1}$. Les termes d'erreur ϵ_{1t} et ϵ_{2t} obéissent aux hypothèses habituelles.

La solution du système 2.1 peut donc générer une représentation du modèle en moyenne mobile de la forme :

$$(3.2) \quad \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{11}(L) & B_{12}(L) \\ B_{21}(L) & B_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

où les B_{ij} représentent des polynômes de l'opérateur de retard, telles que $B_{ij}(L) = \sum_{g=0}^n b_{ijg} L^g$, dérivées par substitution récursive des a_{ijk} de telle manière à représenter X_t et Y_t comme fonction des valeurs présentes et passées de u_1 et u_2 .

En effet, chaque équation contient un terme d'erreur, et ce terme d'erreur, les ϵ_{1t} et ϵ_{2t} est le seul facteur qui contribue de manière contemporaine à la variable dépendante. On peut donc le considérer comme une innovation dans le système. La représentation en moyenne mobile permet donc d'exprimer les valeurs courantes des variables considérées en termes des valeurs de toutes les innovations courantes et retardées associées aux variables du système autorégressif.

Dans le cas de notre exemple à deux variables, X_t est fonction de X_{t-1}, \dots, X_{t-n} et de ϵ_{1t} . Mais, X_{t-1} est lui-même fonction de ses propres valeurs passées et de l'innovation retardée d'une période.

Ainsi, par substitution récursive, il est possible d'exprimer chacune des variables "endogènes" comme une fonction d'un vecteur d'innovations présentes et retardées.

La représentation en moyenne mobile est particulièrement utile pour analyser les effets de court et de moyen terme d'un choc imposé à une variable sur l'évolution dynamique des autres variables. De telles "fonctions d'impact", qui ne sont, en fait que des multiplicateurs dynamiques, peuvent être générées directement à partir des paramètres du système estimé.

Si la méthode est attrayante à ce niveau, elle ne va pas sans poser un certain nombre de problèmes. Bien que par hypothèse, dans l'exemple cité ci-haut, ε_1 est l'innovation associée à la variable Y_t et ε_2 est associé à X_t , les séries ε_1 et ε_2 ne seront généralement pas indépendantes. En d'autres termes, si la corrélation entre la série u_1 et u_2 est élevée, l'effet de l'innovation associée à X_t sur la variable Y_t peut provenir partiellement de la corrélation contemporaine entre les innovations des deux séries. Or, il serait désirable de pouvoir interpréter les résultats de la simulation comme le produit d'une innovation indépendante de X_t ou de Y_t . On voudrait donc extraire de ε_1 la composante qui est corrélée avec ε_2 afin de pouvoir l'interpréter comme une innovation indépendante associée à Y_t et extraire de ε_2 la portion corrélée avec ε_1 , afin de pouvoir exprimer ε_2 comme une innovation indépendante, associée à X_t . L'orthogonalisation du système qui extrait l'innovation indépendante de Y_t , par exemple, est simplement³ :

$$(3.3) \quad \begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

où

$$(3.4) \quad \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} \\ B_{21} & B_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \lambda \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

et

$$(3.5) \quad \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -\lambda \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

$$\text{pour } \lambda = \frac{\text{COV}(\varepsilon_1, \varepsilon_2)}{\text{VAR}(\varepsilon_2)}$$

Afin d'extraire la partie indépendante de l'innovation dans X_t , il suffit de renverser les termes hors de la diagonale dans la matrice, et de remplacer ε_2 par ε_1 dans le dénominateur de l'expression définissant λ .

Or, cette transformation n'est pas unique. Il existe, en fait, autant de manières d'effectuer cette transformation qu'il existe de moyens d'ordonner les variables dans l'autorégression. Dans le cas où les innovations ne sont pas fortement corrélées, ce problème peut être négligeable. Par contre, dans le cas inverse, on peut introduire un sérieux problème de non singularité, c'est-à-dire que les résultats obtenus au stade de la simulation peuvent ne pas être uniques. Offenbacher

et Porter (1985), par exemple, ont trouvé que les résultats de B. Friedman (1982) sont particulièrement sensibles à l'ordre dans lequel on place les variables. Le problème posé est donc paradoxal, parce que lorsque la corrélation contemporaine entre les innovations est faible, les résultats du modèle transformé seront moins portés à diverger de ceux du modèle non transformé; par contre, lorsque la corrélation résiduelle est élevée, les résultats peuvent être sensibles à l'ordre dans lequel les variables sont placées. De surcroît, le nombre de manières possibles d'ordonner les variables augmente avec le nombre de variables incluses dans l'autorégression. Il n'existe pas de solution à ce dilemme qui n'est pas strictement du domaine expérimental, ce qui peut impliquer de nombreux calculs.

Le deuxième problème introduit par l'estimation d'un système autorégressif est de nature purement empirique; généralement, dans les modèles de ce type, toutes les variables sont incluses avec un nombre équivalent de retards, ce qui implique un nombre élevé de paramètres à estimer. Par exemple, le système discuté par Sims (1980) qui comporte six variables et quatre retards chacune implique l'estimation de 144 paramètres. En fait, dans un modèle autorégressif, le nombre de paramètres à estimer tendra à croître proportionnellement avec le carré du nombre de variables. Ainsi, au fur et à mesure qu'on augmente le nombre de variables considérées, on épuise rapidement les degrés de liberté disponibles. De plus, la pratique courante qui consiste à imposer un

nombre équivalent de retards à chaque variable est relativement arbitraire; par contre, il n'existe aucun critère théorique a priori qui nous permettrait d'imposer des restrictions à ce niveau.

Hsiao (1981) a proposé récemment un critère statistique qui nous permet à la fois de limiter le nombre de paramètres à estimer et de permettre à chaque variable d'influencer les autres variables avec un délai différent. Cette procédure est d'autant plus intéressante qu'elle combine l'estimation d'un modèle non contraint, tel que proposé par Sims (1980) avec le genre de tests d'hypothèses qui pourraient être effectués dans une deuxième étape. De plus, elle permet de tirer certaines conclusions quant à la direction de la causalité, telle que définie par Granger (1969).

L'approche de Hsiao (1981) consiste à combiner un critère suggéré par Aikake (1969), qui consiste à fonder le critère du choix optimal des variables à inclure ou à exclure d'un modèle sur la minimisation de l'erreur finale de prédiction (FPE), et l'approche de Granger (1969) qui propose une définition statistique de l'exogénéité. Cette approche permet, finalement, de définir une procédure séquentielle qui limite le nombre de paramètres à estimer, et qui permet à chaque variable d'exercer une influence sur les autres variables avec un délai différencié, dont la longueur serait basée sur un critère explicite d'optimalité.

Afin d'illustrer la méthode suggérée, (que nous utilisons par la suite à l'étape de l'identification de notre modèle), considérons un système autorégressif bivarié de la forme suivante⁴ :

$$(3.6) \quad Y_t = \psi_{11}(L) Y_t + \psi_{12}(L) X_t + u_t$$

$$(3.7) \quad X_t = \psi_{21}(L) Y_t + \psi_{22}(L) X_t + v_t$$

où $\psi_{ij}(L) = \sum_{k=1}^{m_{ij}} \psi_{ijk} L^k$ et $LY_t = Y_{t-1}$, L étant simplement un opérateur de retards. u_t et v_t sont des bruits blancs suivant les hypothèses habituelles.

Le critère proposé par Aikake (1969) consiste donc à minimiser le FPE, qui est défini comme le carré de l'erreur asymptotique moyen de prédiction. Ainsi, on peut écrire :

$$\text{FPE de } Y_t = E(Y_t - \hat{Y}_t)^2$$

$$\text{où } \hat{Y}_t = \hat{\psi}_{11}^m(L) Y_t + \hat{\psi}_{12}^n(L) X_t + \hat{a};$$

où m et n désignent le nombre de retards de ψ_{11} et ψ_{12} respectivement, et $\hat{\psi}_{11}^m(L)$, $\hat{\psi}_{12}^n(L)$ et \hat{a} sont des paramètres estimés par moindres carrés.

Ainsi,

$$\text{FPE}_y = \sigma_u^2 (1 + m+n+1/T)$$

et

$$\sigma_u^2 = \text{SSR}/T-m-n-1$$

où SSR est simplement $\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2$.

On peut alors définir la valeur estimée du FPE :

$$\widehat{FPE}_y(m, n) = \frac{T+m+n+1}{T-m-n-1} \cdot \frac{SSR}{T}$$

Hsiao (1981) fait remarquer que le choix du nombre de retards à l'aide de ce critère est équivalent à l'application d'un test F approximatif avec des niveaux de signification variables. Par exemple, on choisira m et n retards, plutôt que $m+r$, $n+s$ retards, si $FPE(m, n) < FPE(m+r, n+s)$. Selon Hsiao (1981), cette procédure est équivalente à choisir m , n si :

$$F_{r+s, T-m-n-r-s-1} = \frac{SSR(m, n) - SSR(m+r, n+s)}{SSR(m+r, n+s)} \cdot \frac{T-m-n-r-s-1}{r+s} < 2 \frac{T}{T+m+n+1}$$

Ainsi, contrairement à la pratique habituelle, au fur et à mesure que m et n augmentent, on est davantage porté à inclure des variables supplémentaires dans l'autorégression.

On pourrait, à ce stade-ci, objecter que cette procédure favoriserait l'inclusion de variables qui seraient non pertinentes, et qu'une procédure inverse, qui consisterait à réduire progressivement le niveau de signification du test au fur et à mesure qu'on ajoute des variables supplémentaires serait plus appropriée.

Toutefois, il est à noter ici que la procédure que nous utilisons nous conduit à contraindre un système qui, autrement, inclurait le retard maximal sur chacune des variables. La méthode présente donc un

certain attrait, parce que le fait qu'on décide d'exclure une variable sur la base de ce critère implique qu'on est d'autant plus certains que son exclusion est justifiée. Et, puisqu'il s'agit ici de contraindre un modèle déjà spécifié, une telle approche nous semble préférable.

Hsiao propose donc d'utiliser le critère du FPE minimum, et le combiner avec la définition de la causalité de Granger (1969) pour obtenir l'approche séquentielle suivante :

- 1) considérer Y_t comme une variable qui suit un processus autorégressif univarié en variant le nombre de retards de 1 à M, où M est le retard maximal. Choisir alors l'ordre qui minimise le FPE, soit m;
- 2) considérer alors la variable X compte tenu des retards spécifiés pour Y. Varier le nombre de retards de X de 1 à M, et choisir alors l'ordre qui minimise le FPE, soit n;
- 3) comparer $FPE(m, 0)$ et $FPE(m, n)$. Si $FPE(m, 0) > FPE(m, n)$, on conclut alors que X cause Y, et l'équation est spécifiée comme suit :

$$Y_t = \psi_{11}^m(L) Y_t + \psi_{12}^n(L) X_t + a + u_t$$

Par contre, si $FPE(m, 0) < FPE(m, n)$ on conclut alors que X ne cause pas Y, et on considère Y comme une variable exogène qui suit un processus autorégressif univarié. Il est à noter ici que suivant la définition de Granger (1969) de la causalité, affirmer que X ne cause pas Y signifie que $\psi_{12}(L) = 0$, et ce critère est suffisant pour établir une distinction entre les variables endogènes et exogènes du modèle⁵;

4) répéter la même approche pour l'équation explicative de χ , en spécifiant d'abord X comme un processus autorégressif univarié, et en suivant ensuite la même approche séquentielle que dans 1), 2) et 3), déterminer ainsi le nombre de retards pour $\psi_{21}(L)$ et $\psi_{22}(L)$.

3.4. Description du système estimé

Nous avons estimé notre modèle à cinq variables pour la période 1974:I-1983:IV en utilisant des données trimestrielles. Les variables retenues pour expliquer le taux d'inflation au cours de cette période sont l'inflation américaine, le taux de croissance de la masse monétaire canadienne, le taux d'appréciation du taux de change, et le taux de croissance des prix énergétiques, tel que mesuré par l'indice des prix de l'énergie. Nous utilisons des données non désaisonnalisées, et les taux de croissance sont exprimés en première différence logarithmique. L'inflation est mesurée par le dégonfleur de la dépense nationale de chacun des pays⁶. De plus, nous utilisons trois agrégats monétaires pour le Canada, soit M1A, M2 et M3.

Nous avons estimé trois systèmes autorégressifs, soit un système pour chacun des trois agrégats choisis. Afin d'identifier les équations, nous avons utilisé la méthode du FPE minimum, suivant l'approche séquentielle proposée par Hsiao (1981). Pour chacune des variables considérées, nous avons choisi un retard maximal de douze trimestres (trois ans)⁷.

Les systèmes autorégressifs pour M1A et M3 incluent les cinq variables mentionnées plus haut. Le système pour M2 ne contient que quatre variables, ceci pour des raisons strictement empiriques. En effet, il nous a été impossible d'identifier l'équation de M2 sans épuiser complètement les degrés de liberté. Nous avons donc choisi de combiner dans une seule variable le taux d'inflation américain et le taux d'appréciation du taux de change. Le résultat nous donne une mesure du taux de change ajusté; bien qu'il serait sans doute préférable de séparer les effets des deux variables, nous considérons que le taux de change ajusté peut néanmoins nous fournir un aperçu globalement intéressant de la transmission de l'inflation des Etats-Unis au Canada.

Au cours de l'étape de l'identification des trois systèmes, nous avons aussi considéré l'ordre d'inclusion des variables dans chacune des équations. L'approche retenue étant basée sur une procédure séquentielle, il est possible que les premières variables incluses, particulièrement les retards sur la variable dépendante, aient capté les effets des autres variables à inclure dans le système.

Hsiao (1981) a trouvé pour sa part que l'ordre ne semble pas modifier sensiblement les résultats dans le cadre de son système bivarié. Nous avons néanmoins choisi de considérer ce problème, et, pour chacune des équations de chaque système estimé, nous avons inclus ces variables par ordre d'importance, suite à la spécification d'un processus autorégressif pour la variable dépendante. Cet ordre, peut, de fait, être

considéré comme étant relativement arbitraire, l'importance de chacune des variables étant de nature strictement empirique, mais nous avons néanmoins considéré une approche plutôt intuitive à la question. Ainsi, dans chacune des équations nous avons introduit les variables dans l'ordre : inflation canadienne, monnaie canadienne, inflation américaine, taux de change, prix énergétiques.

Finaleme nt, suivant Choudhri (1983), nous avons imposé l'hypothèse du petit pays sur les systèmes estimés, en excluant, a priori la possibilité que les variables nominales canadiennes puissent exercer une influence sur les variables américaines. Ainsi, nous avons imposé l'hypothèse que le taux d'inflation américain suit un processus autorégressif univarié. Par ailleurs, lorsque Choudhri (1983) procède à l'étape de l'identification de son système, il permet l'inclusion des variables monétaires et de prix américaines contemporaines au sein des équations correspondant aux mêmes variables canadiennes. Nous avons considéré ainsi la possibilité que la variable d'inflation américaine contemporaine influence la monnaie et l'inflation canadienne. Toutefois, contrairement à Choudhri (1983), nous n'avons pas cherché à imposer cette hypothèse lors de la spécification du modèle. Nous avons plutôt décidé de baser notre décision sur la base du critère de minimisation du FPE. Ainsi, si l'inclusion du taux d'inflation américain contemporain dans les équations d'inflation et de taux de croissance de la masse monétaire font baisser le FPE en-dessous de sa valeur calculée lorsqu'on n'inclut que

des variables retardées, elle est incluse. Autrement, elle est exclue. (En fait, nous avons remarqué que ce choix est équivalent, dans notre cas, à inclure la variable contemporaine si sa statistique t est relativement élevée).

Dans la prochaine section nous présentons les résultats de nos estimations. Dans un premier temps, nous discutons de la spécification retenue pour chacune des équations, spécifiquement en ce qui a trait à l'inclusion ou à l'exclusion de certaines variables. Ceci nous permet, par la suite, de discuter sommairement de la direction de la causalité entre les variables retenues. En dernière analyse, nous présentons les résultats des simulations au niveau des fonctions d'impact.

3.5. Résultats des estimations

Les tableaux 1, 2 et 3 présentent les résultats de la procédure d'identification de chacun des trois systèmes en termes de l'évolution du FPE, une fois que le retard "optimal" sur chacune des variables a été déterminé, un trait indique que la variable n'a pas été incluse, le FPE étant inférieur en l'absence de la variable que lorsqu'elle a été ajoutée à l'équation, même lorsque le délai optimal a été choisi.

Tableau 1

Evolution du FPE : système avec l'agrégat M1A

Variable dépendante	Variables explicatives ($\times 10^{-4}$)				
	PCAN	MCAN	PUS	EXR	ENR
PCAN	2,5742(1)	-	2,3859(2)	2,3002(3)	2,1694(4)
MCAN	4,9602(2)	5,9361(1)	4,8740(3)	-	3,4830(4)
PUS	-	-	0,2486	-	-
EXR	-	1,8250(2)	1,6034(3)	2,2182(1)	-
ENR	-	-	3,8259(2)	2,9017(3)	4,7858(1)

Le tableau 1 présente les résultats obtenus en utilisant l'agrégat M1A, avec le système à cinq variables. L'intérêt de ce tableau réside dans le fait qu'on peut en tirer des conclusions au niveau de la causalité entre les variables. Toutefois, il faut analyser les résultats avec prudence : l'ensemble du système a été estimé au cours de la période pendant laquelle la Banque du Canada affirmait réduire l'inflation par un contrôle de l'agrégat M1. Ainsi, l'inclusion de plusieurs variables dans l'équation monétaire, et les conclusions qu'on peut en tirer au niveau de la causalité peuvent résulter partiellement des effets de la fonction de réaction de la Banque Centrale.

En observant le tableau 1, on voit clairement qu'il semble y avoir causalité unidirectionnelle du taux d'inflation vers le taux de croissance de la masse monétaire, et non l'inverse. Sur la base du

critère de minimisation du FPE, on a rejeté l'inclusion de la variable monétaire dans l'équation d'inflation, mais on a accepté l'introduction de la variable d'inflation dans l'équation monétaire. On remarque de plus que l'introduction de la variable d'inflation dans l'équation monétaire entraîne une baisse considérable du FPE. La monnaie, lorsque définie par l'agrégat M1A, ne semble donc pas exercer une influence directe sur le taux d'inflation.

Un autre conclusion particulièrement intéressante concerne le comportement du taux de change. Il semble que la causalité va du taux de variation du taux de change au taux d'inflation, et du taux de croissance de la masse monétaire vers le taux de change. Notons, en effet, que le taux de change n'est influencé que par l'inflation américaine et le taux de croissance de la masse monétaire canadienne, et qu'il semble exercer un effet direct sur le taux d'inflation domestique.

Une autre conclusion intéressante est que le taux d'inflation aux Etats-Unis influence à la fois le taux de croissance de la masse monétaire canadienne et le taux d'inflation. Encore une fois, ce résultat pourrait être perçu comme le résultat d'une fonction de réaction de la Banque Centrale, où celui-ci réagit à une dépréciation anticipée du taux de change en observant l'évolution de l'inflation aux Etats-Unis⁸.

Finalement, nous observons un phénomène de causalité des prix énergétiques vers l'inflation domestique, et vers le taux de croissance

de la monnaie domestique. Le seul phénomène que nous n'arrivons pas à interpréter pour l'instant est l'effet des variables d'économie ouverte sur les prix énergétiques. En effet, la procédure que nous avons utilisée nous a conduit à inclure le taux d'inflation américain et le taux de change dans l'équation des prix de l'énergie, ce qui semble être assez contre-intuitif à première vue.

Tableau 2

Evolution du FPE : système avec l'agrégat M2

Variable dépendante	Variables explicatives			
	PCAN	MCAN	PEX	ENR
PCAN	2,5742(1)	2,0052(2)	1,8869(3)	-
MCAN	1,4123(2)	1,5046(1)	1,2508(3)	1,0741(4)
PEX	-	-	2,4893(1)	-
ENR	-	-	-	4,7858(1)

Le tableau 2 présente les résultats pour l'agrégat M2. Comme nous l'avons déjà souligné, le système autorégressif n'inclut que quatre variables lorsque M2 est utilisé pour représenter le taux de croissance de la masse monétaire. Nous remarquerons aussi que les conclusions que l'on peut tirer au niveau de la causalité sont modifiées lorsqu'on estime le système en utilisant une autre définition de la monnaie.

D'abord, en ce qui a trait à la détermination du taux de croissance des prix de l'énergie, les résultats nous semblent beaucoup moins contre-intuitifs que dans le cas précédent. En effet, la spécification retenue pour l'équation de prix énergétiques est un simple processus autorégressif. De plus, les résultats indiquent qu'il y a maintenant un effet de rétroaction entre la monnaie et l'inflation, contrairement au cas précédent; le critère d'identification ne rejette pas l'inclusion du taux de croissance de la masse monétaire dans l'équation d'inflation. Par contre, comme dans le cas précédent, même si les résultats sont différents, on ne peut conclure à une causalité à sens unique de la monnaie vers le taux d'inflation.

A partir des résultats obtenus, on peut aussi conclure à une causalité unidirectionnelle du taux de change ajusté vers le taux d'inflation. Toutefois, ce résultat est difficilement comparable à celui obtenu avec l'agrégat monétaire M1A, étant donné que nous avons été incapable de séparer les effets de l'inflation américaine et du taux de change.

De plus, en ce qui a trait à l'équation monétaire, la monnaie semble réagir à toutes les variables incluses, ce qui semble, comme dans le cas précédent, refléter certains aspects possibles d'une fonction de réaction de la Banque Centrale. On remarquera aussi que lorsqu'on utilise l'agrégat M2, le FPE final des équations de prix et de monnaie est sensiblement inférieur que dans le cas précédent. Finalement, nous

n'arrivons pas à expliquer la présence des prix énergétiques dans l'équation pour le taux de change ajusté.

Tableau 3

Evolution du FPE : système avec l'agrégat M3

Variable dépendante	Variables explicatives				
	PCAN	MCAN	PUS	EXR	ENR
PCAN	2,5742(1)	2,4123(2)	2,5550(3)	2,2736(4)	2,1155(5)
MCAN	2,8156(2)	3,0529(1)	2,4372(3)	2,1856(4)	1,8882(5)
PUS	-	-	0,2486	-	-
EXR	-	2,0183(2)	1,6811(3)	2,2182(1)	-
ENR	-	-	3,8259(2)	2,9017(3)	4,7858(1)

Finalement, le tableau 3 présente les résultats obtenus au stade de l'identification pour le système à cinq variables utilisant l'agrégat monétaire M3. Les résultats au niveau de l'identification du système, du moins en ce qui concerne le causalité peuvent paraître semblables à plusieurs égards à ceux obtenus dans le premier système, mais en réalité ils en diffèrent considérablement, notamment, sur les points les plus importants.

D'abord, comme c'est le cas lorsqu'on utilise l'agrégat M2 comme mesure de la masse monétaire, il semble y avoir rétroaction entre le taux de croissance de la monnaie et le taux d'inflation. De plus,

contrairement au premier système identifié, on ne rejette pas cette fois-ci la présence du taux de change dans l'équation monétaire. Ainsi, bien que les seules variables qui expliquent le taux d'appréciation du taux de change soient toujours le taux d'inflation aux Etats-Unis et le taux de croissance de la masse monétaire domestique, on ne peut plus conclure que la causalité entre le taux de change et la monnaie canadienne est à sens unique. L'évolution du taux de change semble donc influencer à la fois l'évolution du taux d'inflation et l'évolution de la masse monétaire. Nous trouvons aussi le même type de résultat pour les prix énergétiques que lorsqu'on a identifié le premier système.

L'examen des tableaux 1, 2 et 3 nous permet donc de tirer certaines conclusions sommaires au niveau de la causalité. D'abord, on ne peut conclure à une causalité à sens unique de la monnaie vers le taux d'inflation, peu importe le choix de l'agrégat monétaire. Au mieux, on découvre un effet de rétroaction entre la monnaie et le prix. Ces résultats sont tout à fait compatibles avec ceux de Choudhri (1983), bien que son analyse s'effectue dans un cadre différent, et sur une période différente. Ensuite, les variables associées à l'ouverture de l'économie semblent influencer à la fois l'évolution du taux d'inflation et celui de la masse monétaire. De plus, dans le cas des deux systèmes à cinq variables, le taux de change n'est expliqué que par le taux de croissance de la masse monétaire canadienne, et le taux d'inflation aux Etats-Unis, bien que les conclusions au niveau de la causalité monnaie-

taux de change dépend de l'agrégat monétaire que l'on considère. Enfin, dans les trois systèmes estimés, nous trouvons des résultats qui sont à première vue difficiles à interpréter au niveau des prix énergétiques.

Il s'agit maintenant d'observer les résultats obtenus au niveau des systèmes estimés, c'est-à-dire la longueur des retards de chaque équation, les signes des coefficients, et le pouvoir explicatif de chacune des équations de chaque système.

Le tableau 4 présente les résultats obtenus pour le système à cinq variables estimé en utilisant l'agrégat monétaire MIA. Etant donné que chaque équation contient les mêmes variables, (avec des retards différents) nous avons regroupé l'ensemble des résultats au sein du même tableau, afin de permettre une vue d'ensemble. Un retard maximal de douze trimestres a été considéré pour chaque variable.

Comme nous l'avons déjà souligné, nous avons rejeté l'inclusion de la variable monétaire dans l'équation d'inflation lorsqu'on utilise l'agrégat MIA. Le taux d'inflation lui-même suit un processus autorégressif de quatrième ordre, et nous remarquons que la valeur contemporaine de l'inflation américaine influence le taux d'inflation canadien, avec un coefficient qui est presque unitaire. Par la procédure qui consiste à minimiser le FPE, nous avons rejeté l'inclusion de valeurs retardées de l'inflation américaine au sein de l'équation d'inflation canadienne. De plus, les prix énergétiques, retardés d'une seule période contribuent au pouvoir explicatif de l'équation d'inflation.

Tableau 4

Régressions en moindres carrés ordinaires
Période 1974:I-1983:4
Système avec l'agrégat M1A

Variables explicatives	Retard	Variable dépendante				
		PCAN	MCAN	PUS	EXR	ENR
CSTE	-	0,0056 (0,59)	0,0943 (3,17)	0,0068 (2,32)	0,0047 (0,59)	-0,0911(-3,9)
PCAN	1	-0,5407(-2,65)	-0,1925(-0,65)	-	-	-
	2	-0,2237(-1,88)	-0,4940(-1,91)	-	-	-
	3	-0,2980(-2,55)	0,1047 (0,49)	-	-	-
	4	0,6217 (5,29)	0,1205 (0,47)	-	-	-
	5	-	0,9157 (2,73)	-	-	-
	6	-	1,1132 (2,76)	-	-	-
	7	-	-0,1959(-0,74)	-	-	-
	8	-	0,0394 (0,15)	-	-	-
	9	-	-0,2907(-0,91)	-	-	-
	10	-	-0,8885(-2,45)	-	-	-
MCAN	1	-	-0,3754(-1,81)	-	0,2807 (3,08)	-
	2	-	-0,5136(-2,47)	-	-0,5199(-3,57)	-
	3	-	0,0569 (0,29)	-	-0,0253(-0,25)	-
	4	-	-0,0783(-0,38)	-	-0,1551(-1,67)	-
	5	-	0,0834 (0,46)	-	-0,0084(-0,09)	-
	6	-	-0,1075(-0,58)	-	0,2177 (2,52)	-
	7	-	-0,2700(-1,72)	-	-0,0229(-0,24)	-
	8	-	-0,1173(-0,56)	-	0,1819 (2,01)	-
	9	-	-	-	-0,2564(-2,52)	-

Tableau 4 (suite)

Régressions en moindres carrés ordinaires
Période 1974:I-1983:4
Système avec l'agrégat M1A

Variables explicatives	Retard	Variable dépendante				
		PCAN	MCAN	PUS	EXR	ENR
PUS	0	0,9488 (2,55)	-1,0145(-1,35)	-	-	-
	1	-	-	0,3706 (2,33)	0,5803 (1,27)	-0,1482(-0,25)
	2	-	-	0,3534 (2,07)	0,7086 (1,52)	2,1323 (3,39)
	3	-	-	0,3090 (1,77)	-0,9028(-1,75)	2,0346 (3,05)
	4	-	-	-0,0835(-0,48)	-1,2274(-2,59)	1,2708 (1,74)
	5	-	-	-0,3530(-2,17)	0,3196 (0,63)	0,6084 (0,85)
	6	-	-	-	0,5668 (1,27)	-2,37 (-3,34)
	7	-	-	-	-	-1,01 (-1,27)
	8	-	-	-	-	0,3675 (0,52)
	9	-	-	-	-	1,8960 (2,62)
	10	-	-	-	-	2,3912 (3,41)
EXR	1	-0,3180(-2,15)	-	-	0,4998 (2,82)	-0,0193(-0,11)
	2	-	-	-	-	-0,1739(-0,79)
	3	-	-	-	-	-0,1127(-0,53)
	4	-	-	-	-	0,2620 (1,29)
	5	-	-	-	-	0,4142 (1,91)
	6	-	-	-	-	0,0838 (0,38)
	7	-	-	-	-	-0,5721(-2,94)
ENR	1	0,2079 (1,93)	-0,3122(-1,85)	-	-	-
	2	-	-0,2916(-1,18)	-	-	-
	3	-	0,1255 (1,48)	-	-	-
	4	-	-0,4146(-1,54)	-	-	-
R ²		0,8264	0,9048	0,5575	0,7202	0,7852
\bar{R}^2		0,7884	0,7680	0,4924	0,5255	0,6011
D.W.		1,94	2,42	2,08	1,68	1,85
FPE		2,1694(x 10 ⁻⁴)	3,4830(x 10 ⁻⁴)	0,2486(x 10 ⁻⁴)	1,6034(x 10 ⁻⁴)	2,9017(x 10 ⁻⁴)
# OBS		40	40	40	40	40
F		21,76	6,61	8,57	3,70	4,26

Statistique t entre parenthèses.

Toutefois, le signe négatif associé à la variable de taux de change peut difficilement être expliqué à première vue, si l'on croit au maintien en tout temps de la parité des pouvoirs d'achat. Par contre, nous pouvons suggérer une interprétation de ce résultat, dans la mesure où l'on considère que les effets d'une augmentation exogène de la demande de biens commercialisables (exportés) puissent se sentir à la fois sur le marché des changes et sur le marché des biens. Ainsi, en l'absence du maintien de la parité des pouvoirs d'achat, une augmentation de la demande de biens commercialisables peut entraîner une demande excédentaire de monnaie domestique sur le marché des changes, provoquant ainsi une appréciation de la monnaie (donc une baisse du taux de change). Sur le marché des biens, la demande excédentaire entraîne une augmentation du prix des biens commercialisables et, éventuellement, des autres biens dans l'économie. On observe ainsi une relation négative, à court terme, entre le taux de change et le taux d'inflation.

Pour l'équation du taux de croissance de la masse monétaire, nous avons retenu huit retards sur la masse monétaire, et dix retards sur le taux d'inflation. Notons que le lien que nous observons semble être globalement positif, surtout après deux trimestres. Ainsi, comme nous l'avons souligné, on ne peut considérer que la masse monétaire est exogène, du moins lorsqu'on considère l'agrégat M1A. Les retards sur la croissance monétaire sont, eux-aussi, globalement négatifs.

Le résultat le plus surprenant dans l'équation monétaire est le signe, et la taille du coefficient associé à la variable d'inflation américaine. La seule interprétation que nous pouvons proposer de ce résultat (surtout étant donné que nous avons rejeté la présence du taux de change dans l'équation monétaire) est que nous captions les effets d'une fonction de réaction de la Banque Centrale face à une dépréciation anticipée de la monnaie domestique. Ainsi, toute augmentation du taux d'inflation aux Etats-Unis serait contrecarrée par une baisse du taux de croissance de la monnaie domestique. Bordo et Choudhri (1982) ont suggéré que la Banque du Canada aurait tenté, du moins depuis 1978, d'aligner les taux d'intérêt nominaux canadiens sur les taux nominaux américains, afin de prévenir une dépréciation du dollar canadien. Les résultats obtenus ne contrediraient pas cette hypothèse, surtout que la politique monétaire canadienne procède, depuis 1975, par l'influence que peut exercer la Banque sur les taux d'intérêt de court terme. Ainsi, l'inflation américaine exerce une influence positive sur le taux d'inflation canadien, mais négative sur le taux de croissance de la masse monétaire.

Finalement, notons que trois des quatre coefficients associés aux prix énergétiques ont un signe négatif. Deux interprétations de ce résultat sont possibles. D'abord, il est possible que la Banque Centrale réagisse à des hausses des prix énergétiques parce qu'elle craint de nouvelles poussées inflationnistes, d'où le résultat obtenu. Il est

aussi possible, surtout pour les années '70, que les hausses des prix énergétiques reflètent une situation au niveau des variables réelles, notamment que chaque poussée importante des prix de l'énergie a été accompagnée d'une chute du taux de croissance du revenu réel. Le résultat obtenu pourrait donc s'expliquer via la fonction de demande de monnaie.

Enfin, lorsqu'on utilise l'agrégat M1A comme mesure de la masse monétaire, nous obtenons le mauvais signe dans l'équation du taux de change pour la majorité des coefficients associés au taux de croissance de la masse monétaire et au taux d'inflation américain. Bien que nous ne proposons pas d'interprétation de ce résultat, soulignons néanmoins que cette situation est corrigée lorsqu'on utilise un agrégat monétaire plus large, soit M3, résultat dont nous discuterons un peu plus loin.

Passons maintenant aux résultats obtenus par l'estimation du système à quatre variables, utilisant l'agrégat M2. A plusieurs égards (mais pas dans tous les cas) les résultats obtenus dans le cadre de ce système d'équations nous semblent beaucoup moins contre-intuitifs, à première vue, que ceux obtenus dans le système précédent.

D'abord, le taux de croissance de la masse monétaire exerce une influence positive sur le taux d'inflation, avec un retard optimal de sept trimestres. Par contre, nous obtenons toujours un signe négatif sur la variable de taux de change (il s'agit ici du taux de change ajusté),

Tableau 5

Régressions en moindres carrés ordinaires
Période 1974:I-1983:4
Système avec l'agrégat M2

Variables explicatives	Retard	Variables dépendantes			
		PCAN	MCAN	PEX	ENR
CSTE	-	-0,0002(-0,02)	0,0034 (0,26)	0,0188 (3,51)	0,0219 (3,52)
PCAN	1	-0,3425(-2,14)	-0,3489(-1,97)	-	-
	2	-0,3682(-2,45)	-0,1882(-1,12)	-	-
	3	-0,3452(-2,13)	-0,0450(-0,30)	-	-
	4	0,4282 (2,70)	-0,1459(-0,99)	-	-
	5	-	0,0628 (0,35)	-	-
	6	-	-0,3196(-2,07)	-	-
	7	-	-0,3382(-2,57)	-	-
MCAN	1	0,6334 (3,15)	0,8178 (3,74)	-	-
	2	0,1236 (0,53)	-0,0979(-0,44)	-	-
	3	0,4797 (2,09)	0,6578 (2,73)	-	-
	4	-0,3027(-1,13)	0,1048 (0,44)	-	-
	5	0,3188 (1,42)	-0,0952(-0,42)	-	-
	6	-0,5029(-2,43)	0,4360 (1,94)	-	-
	7	0,5509 (2,78)	-0,1450(-0,61)	-	-
	8	-	0,5327 (2,52)	-	-
	9	-	-0,1729(-0,92)	-	-

Tableau 5 (suite)

Régressions en moindres carrés ordinaires
Période 1974:I-1983:4
Système avec l'agrégat M2

Variables explicatives	Retard	Variable dépendante			
		PCAN	MCAN	PEX	ENR
PEX	1	-0,2522(-1,82)	-0,2642(-2,22)	0,4416 (2,95)	-
	2	-	0,0817 (0,58)	-	-
	3	-	-0,2502(-1,73)	-	-
	4	-	0,3380 (2,18)	-	-
ENR	1	-	-0,1179(-1,22)	-0,1763(-1,50)	0,3324 (2,05)
	2	-	-0,0119(-0,09)	-	-
	3	-	0,0017 (0,01)	-	-
	4	-	0,3010(-2,90)	-	-
	5	-	0,2192 (1,97)	-	-
R^2		0,8846	0,9274	0,2064	0,0996
\bar{R}^2		0,8333	0,7951	0,1635	0,0759
D.W.		2,05	1,87	1,93	1,89
FPE		1,8869(x 10 ⁻⁴)	1,0741(x 10 ⁻⁴)	2,4669(x 10 ⁻⁴)	4,7858(x 10 ⁻⁴)
# OBS		40	40	40	40
F		17,25	7,05	4,81	4,20

Statistique t entre parenthèses.

toujours avec un seul retard. De plus, cette fois-ci, le taux de croissance des prix énergétiques est exclu de l'équation.

Contrairement au système estimé en utilisant l'agrégat monétaire M1A, tous les signes des coefficients d'inflation retardée dans l'équation monétaire sont négatifs à une exception près. Ainsi, si on en a conclu à un effet de rétroaction entre le taux d'inflation et le taux de croissance de la masse monétaire, lorsque l'agrégat M2 est utilisé, cette causalité n'est pas positive dans les deux directions; la monnaie exerce une influence globalement positive sur les prix, mais les prix exercent une influence globalement négative sur la monnaie. Donc, au moins en ce qui concerne l'effet du taux d'inflation sur le taux de croissance de la masse monétaire, l'équation pourrait capter les effets d'une fonction de réaction de la Banque Centrale. Par contre, le système utilisant M2 est le seul des trois systèmes estimés où ce phénomène semble se produire. Les conclusions tirées de l'analyse du premier système diffèrent aussi par l'effet des prix énergétiques sur la monnaie, qui est d'abord négatif pendant deux trimestres pour devenir positif par la suite. Remarquons, de plus, que l'effet le plus important se manifeste au cours des quatrième et cinquième trimestres de retard, et que cet effet est positif.

Par ailleurs, le signe associé aux quatre retards sur le taux de change ajusté alterne d'un retard à l'autre, et nous préférons ne pas tirer de conclusions à cet égard. Finalement, le taux de change

ajusté et le taux de croissance des prix énergétiques semblent suivre un simple processus autorégressif univarié du premier ordre, à l'exception de la présence, d'ailleurs difficile à interpréter du taux de croissance des prix énergétiques au sein de l'équation du taux de change ajusté.

Sous plusieurs aspects, le système à cinq variables estimé en utilisant l'agrégat monétaire M3, présenté au tableau 6, retient les mêmes caractéristiques que le premier système estimé en utilisant M1A. Par contre, elle en diffère aussi à plusieurs niveaux très importants. D'abord, comme c'est le cas dans le système avec M2, le taux de croissance de la masse monétaire exerce une influence positive sur le taux d'inflation. Par contre, l'effet semble être beaucoup plus faible, et se manifeste entièrement après un seul trimestre.

Deuxièmement, dans l'équation du taux de change, bien que tous les signes des coefficients associés à la monnaie domestique ne soient pas nécessairement positifs, l'ensemble de l'effet après les huit retards estimés semble être globalement du signe attendu. De même, bien que les deux premiers retards du taux d'inflation américain exercent un effet positif sur le taux de change, le troisième et le quatrième retards sont du signe attendu, et la valeur des coefficients en valeur absolue, est beaucoup plus importante.

De plus, l'effet négatif du taux d'inflation aux Etats-Unis sur la croissance monétaire canadienne semble être moins frappante,

Tableau 6

Régressions en moindres carrés ordinaires
Période 1974:1-1983:4
Système avec l'agrégat M3

Variables explicatives	Retard	Variable dépendante				
		PCAN	MCAN	PUS	EXR	ENR
CSTE		0,0053 (0,56)	0,0068 (0,39)	0,0068 (2,32)	0,0013 (0,14)	-0,0911(-3,9)
PCAN	1	-0,4274(-3,11)	-0,4030(-2,36)	-	-	-
	2	-0,2727(-2,27)	-0,0829(-0,47)	-	-	-
	3	-0,2764(-2,41)	-	-	-	-
	4	0,5953 (5,13)	-	-	-	-
MCAN	1	0,1989 (1,58)	0,8906 (3,26)	-	-0,4009(-2,84)	-
	2	-	0,0654 (0,25)	-	-0,0344(-0,22)	-
	3	-	-0,1408(-0,67)	-	0,2936 (1,81)	-
	4	-	0,3238 (1,62)	-	0,2022 (1,42)	-
	5	-	0,1661 (0,77)	-	0,2473 (2,00)	-
	6	-	-0,2184(-0,97)	-	0,2052 (1,54)	-
	7	-	0,2147 (0,89)	-	-0,2980(-2,50)	-
	8	-	0,2920 (1,78)	-	-0,0386(-0,28)	-
	9	-	-	-	0,3363 (2,31)	-
PUS	0	0,7580 (1,98)	-	-	-	-
	1	-	-1,6179(-2,39)	0,3706 (2,33)	0,2833 (0,61)	-0,1482(-0,2)
	2	-	1,2143 (1,20)	0,3534 (2,07)	0,6564 (1,23)	2,1323 (3,3)
	3	-	0,3585 (0,48)	0,3090 (1,77)	-0,7281(-1,34)	2,0346 (3,0)
	4	-	0,5363 (0,58)	-0,0835(-0,48)	-1,1648(-2,22)	1,2708 (1,7)
	5	-	-1,8250(-1,48)	-0,3530(-2,17)	-	0,6084 (0,8)
	6	-	1,4367 (1,38)	-	-	-2,3696(-3,3)
	7	-	-1,3068(-1,44)	-	-	-1,0109(-1,2)
	8	-	-	-	-	0,3675 (0,5)
	9	-	-	-	-	1,8960 (2,6)
	10	-	-	-	-	2,3912 (3,4)

Tableau 6 (suite)

Régressions en moindres carrés ordinaires
Période 1974:I-1983:4
Système avec l'agrégat M3

Variables explicatives	Retard	Variable dépendante				
		PCAN	MCAN	PUS	EXR	ENR
EXR	1	-0,3094(-3,14)	-0,5224(-1,25)	-	0,1893 (1,14)	-0,0919(-0,10)
	2	-	-0,1852(-0,76)	-	-	-0,1739(-0,79)
	3	-	0,2424 (1,02)	-	-	-0,1127(-0,52)
	4	-	-0,0963(-0,42)	-	-	0,2620 (1,29)
	5	-	0,0977 (0,48)	-	-	0,4142 (1,91)
	6	-	0,0965 (0,51)	-	-	0,0838 (0,38)
	7	-	-	-	-	-0,5721(-2,94)
ENR	1	0,2133 (2,03)	0,1426 (0,93)	-	-	-
	2	-	-0,0092(-0,05)	-	-	-
	3	-	0,1637 (0,96)	-	-	-
	4	-	-0,5520(-2,92)	-	-	-
	5	-	0,4199 (1,77)	-	-	-
R ²		0,8393	0,9406	0,5575	0,6696	0,7852
\bar{R}^2		0,7979	0,7896	0,4924	0,4845	0,6011
D.W.		2,10	2,09	2,08	2,29	1,85
FPE		2,1155(x 10 ⁻⁴)	1,8882(x 10 ⁻⁴)	0,2486(x 10 ⁻⁴)	1,6811(x 10 ⁻⁴)	2,9017(x 10 ⁻⁴)
# OBS		40	40	40	40	40
F		20,24	6,23	8,57	3,62	4,26

Statistiques t entre parenthèses.

à première vue, que dans le cas du premier système avec M1A. Par contre, les signes des coefficients alternent sensiblement, et la valeur des coefficients négatifs est particulièrement élevée en comparaison avec les autres, particulièrement au premier et au cinquième retards. Par ailleurs, l'effet cumulatif des prix énergétiques sur le taux de croissance de la masse monétaire est beaucoup moins facilement interprétable que dans les autres cas.

A tous les autres points de vue, le système avec M3 présente les mêmes caractéristiques que le système avec M1A; l'influence du taux d'inflation américain et des prix énergétiques sur le taux d'inflation canadien est positive et l'effet du taux de change est toujours négatif. Et, à quelques retards près, l'équation des prix énergétiques a sensiblement la même allure.

Ainsi, suite à l'analyse effectuée en observant les résultats de l'estimation des trois systèmes, nous pouvons conclure que les résultats peuvent différer considérablement selon l'agrégat monétaire qu'on choisit. Dans deux des trois cas la monnaie exerce une influence importante globalement positive sur le taux d'inflation, mais dans aucun des cas ce lien est-il à sens unique. Toutefois, des trois agrégats choisis, M2 est celui qui semble exhiber le lien le plus durable et le plus important avec le taux d'inflation. Et, malgré les différences apparentes entre chacun des systèmes estimés, certains résultats globaux semblent invariants par rapport à l'agrégat monétaire choisi; nous pensons notamment au coefficient négatif du taux de change (ou du taux de change

ajusté dans le cas de M2) dans l'équation d'inflation, à l'effet positif sur l'inflation de l'inflation américaine, là où elle a été incluse, et à son effet négatif sur le taux de croissance de la masse monétaire. Par contre, les résultats diffèrent sensiblement d'un système à l'autre à d'autres niveaux, notamment au niveau des signes des coefficients de la monnaie domestique et de l'inflation américaine dans l'équation du taux de change, et du signe des effets des prix énergétiques dans l'équation monétaire.

Les tableaux 7, 8 et 9 présentent les résultats de la matrice de corrélation des résidus entre les équations. Rappelons-nous qu'une corrélation contemporaine élevée entre les innovations d'un système autorégressif multivarié comme ceux que nous présentons peut poser des problèmes quant aux résultats de la simulation. D'une part, elle introduit la nécessité d'effectuer certaines transformations sur le système, mais d'autre part cette transformation peut dans certains cas, introduire un problème de non-singularité.

Tableau 7

Matrice de corrélation des résidus entre équations
Système avec M1A

	PCAN	EXR	PUS	ENR	MCAN
PCAN	1,0000				
EXR	-0,2595	1,0000			
PUS	-0,0703	-0,0208	1,0000		
ENR	0,0721	0,0768	0,2544	1,0000	
M1A	-0,0222	-0,0749	-0,0875	0,0392	1,0000

D'abord, le tableau 7 présente les corrélations contemporaines entre les résidus lorsque l'agrégat monétaire utilisé est M1A. Seulement deux des corrélations semblent élevées, bien que nous ne disposons pas d'un critère statistique précis pour apporter des jugements à ce propos. En effet, on remarque une corrélation négative importante entre les résidus de l'équation de taux de change et celle d'inflation canadienne. La corrélation entre les résidus de l'équation de prix énergétiques et d'inflation américaine est aussi relativement élevée. Dans tous les autres cas, nous observons une corrélation faible des résidus entre équations.

Tableau 8

Matrice de corrélation des résidus entre équations
Système avec M2

	PEX	ENR	MCAN	PCAN
PEX	1,0000			
ENR	0,2690	1,0000		
MCAN	0,1242	1,1201	1,0000	
PCAN	-0,0452	0,1278	0,2151	1,0000

Pour M2, le résultat est légèrement différent. D'abord, les corrélations résiduelles sont plus élevées, en général, que dans le premier cas. De plus, dans ce cas-ci, on remarque une forte corrélation entre les résidus des équations monétaire et d'inflation canadienne. La corrélation la plus forte, curieusement, est entre l'équation de prix énergétiques et celui du taux de change ajusté. Par contre, remarquons que la corrélation la plus forte dans ces deux systèmes n'excède pas 0,3 en valeur absolue.

Tableau 9

Matrice de corrélation des résidus entre équations
Système avec M3

	PCAN	EXR	PUS	ENR	MCAN
PCAN	1,0000				
EXR	0,0853	1,0000			
PUS	-0,0424	-0,1725	1,0000		
ENR	0,0691	0,1145	0,2544	1,0000	
M3	0,3008	0,2060	0,2245	0,4648	1,0000

Dans le système estimé en utilisant l'agrégat M3, il en est autrement. Une corrélation résiduelle est particulièrement élevée, soit celle entre l'équation monétaire et l'équation de prix énergétiques. La corrélation entre les résidus de l'équation monétaire et celui d'inflation canadienne est aussi relativement élevée, comme c'était le cas avec le système utilisant M2.

Toutefois, il peut être assez difficile de présenter une évaluation sommaire des effets de chacune des cinq variables sur l'inflation au Canada au cours de la période choisie par une simple observation des résultats obtenus pour chacune des équations. Par conséquent, il peut être particulièrement utile d'analyser les résultats des fonctions d'impact générées à partir des systèmes estimés.

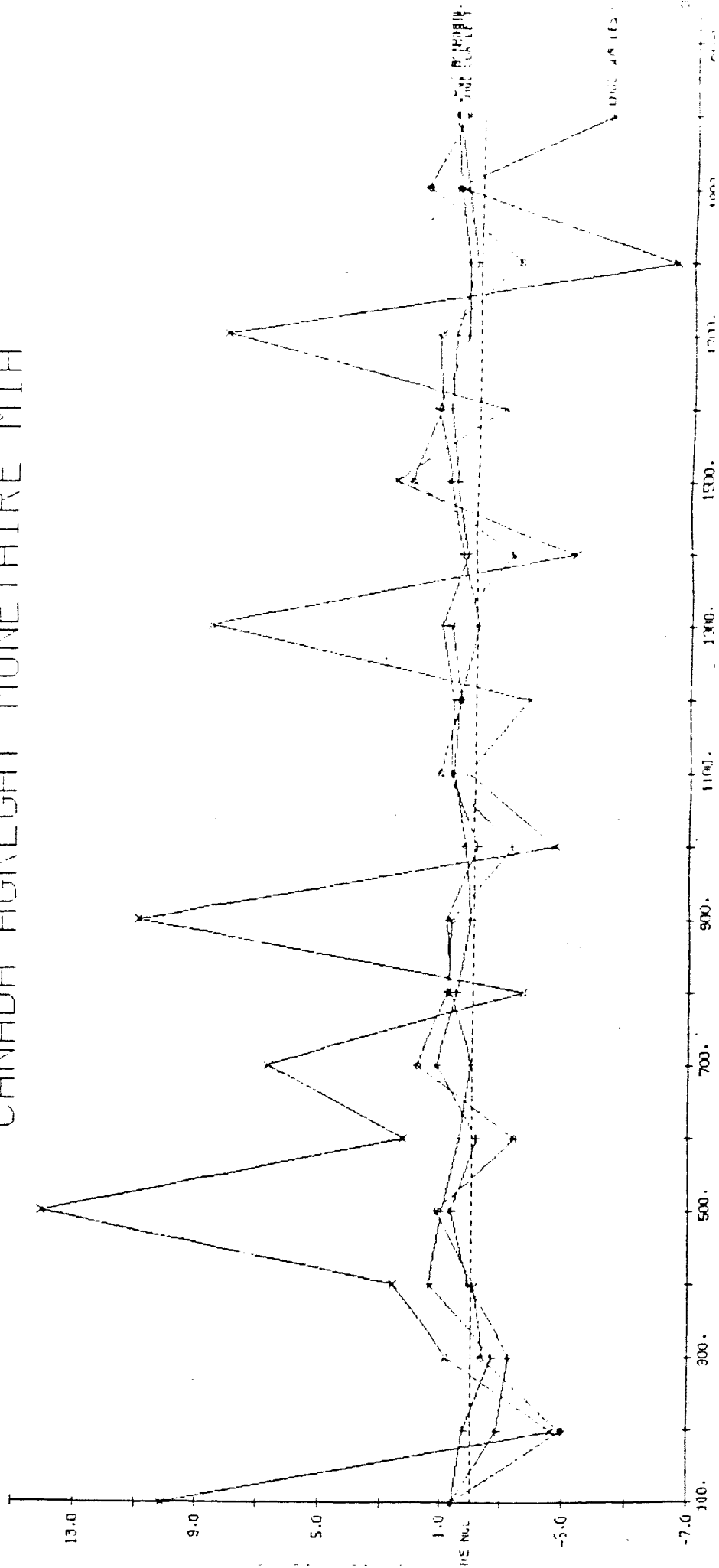
5.6. Résultats des simulations

Les graphiques 1, 2 et 3 présentent les résultats de simulations sur vingt trimestres à partir des trois systèmes estimés. Chacun des graphiques correspond à un système estimé, et présente les effets d'un choc imposé à chaque variable considérée sur le taux d'inflation.

Toutefois, il faut interpréter les résultats avec prudence; pour des motifs d'ordre technique nous n'avons pas procédé à l'orthogonalisation de la matrice de corrélation des résidus. Nous évitons aussi le problème de non-singularité, mais nous imposons aussi l'hypothèse d'une corrélation nulle entre les innovations, alors que cela n'est pas nécessairement le cas. D'ailleurs, Backus (1983) et Choudhri (1983) ont procédé de la même manière; le premier parce que la corrélation résiduelle étant élevée entre plusieurs équations, il considère que les résultats sont plus aisément interprétables en travaillant avec le système non transformé, et le deuxième parce qu'il juge que la transformation n'est pas réellement nécessaire, les corrélations résiduelles étant faibles. Nos fonctions d'impact (ou multiplicateurs) ont donc été évaluées à partir du système non transformé en effectuant une simulation dynamique à la suite de l'imposition d'un choc unitaire sur chaque variable au début de la période (trimestre 1). En d'autres termes, il s'agissait de simuler l'évolution temporelle du système en initialisant les valeurs de chaque variable à 0 pour la première période, et d'inclure à la fin de l'équation explicative de la variable sur laquelle on impose

Graphique 1

SIMULATION DYNAMIQUE SUR 20 TRIMESTRES
EFFET CUMULATIF DE CHOCS MONETAIRES
EXTERNES ET ENERGETIQUES SUR L INFLATION
CANADA AGREGAT MONETAIRE M1A



le choc, une variable dichotomique qui prend la valeur 1 pour la première période, et 0 pour les autres. Après la simulation sur vingt trimestres, on obtient l'évolution dynamique de toutes les variables du système; pour les fins de notre analyse, nous avons alors isolé l'effet sur le taux d'inflation.

Le graphique 1 présente la simulation obtenue à partir du système utilisant l'agrégat monétaire M1A. Chaque courbe représente l'effet cumulatif d'une variable sur le taux d'inflation.

Comme le montre le graphique, la seule variable qui influence le taux d'inflation de manière significative est le taux d'inflation américain. La monnaie semble avoir un effet négligeable sur l'inflation. En effet, rappelons-nous que la monnaie n'est pas présente dans l'équation d'inflation; le seul canal par lequel le taux de croissance de la masse monétaire peut exercer un effet sur le taux de croissance des prix est par son effet sur le taux de change, et dans ce cas, l'effet transmis est négligeable. Dans ce contexte, le taux de change et le taux de croissance des prix énergétiques ont, eux-aussi, un effet négligeable sur l'inflation canadienne, même après vingt trimestres. Ainsi, seul un choc sur l'inflation américaine exerce un effet, durable par ailleurs, sur l'inflation canadienne, si l'agrégat M1A est utilisé comme mesure de la masse monétaire.

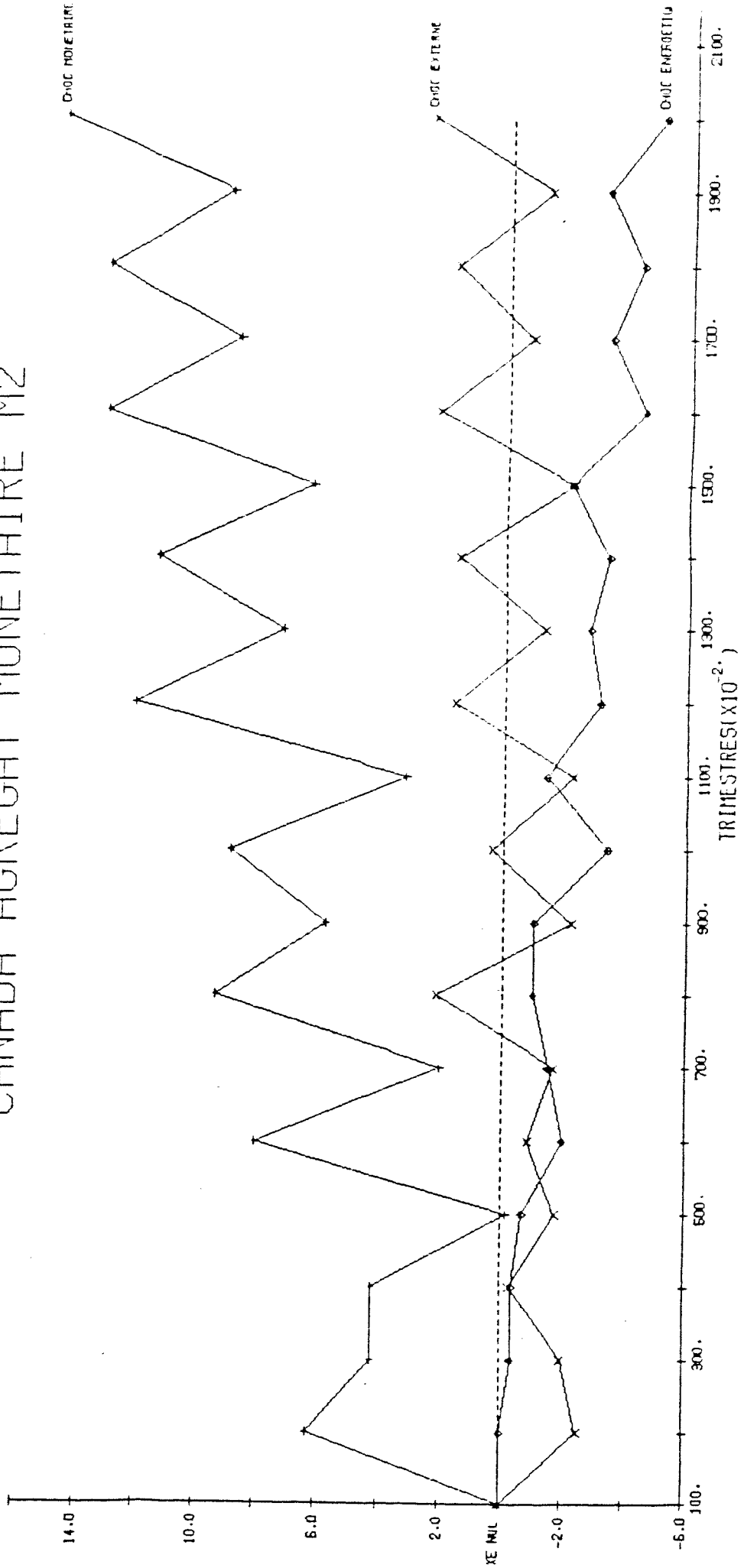
Les résultats obtenus avec M2 et M3 sont, par contre, complètement opposés, du moins en ce qui a trait aux effets d'un choc monétaire sur l'inflation. Le graphique 2 nous montre que l'effet d'une augmentation du taux de croissance de l'agrégat M2 sur l'inflation est positif, persistant et immédiat. De plus, l'effet est, après vingt trimestres plus que proportionnel : une augmentation de un pour cent du taux de croissance de M2 entraîne, après vingt trimestres, une augmentation du taux d'inflation de l'ordre de 1,4% environ.

Par ailleurs, dans le cas de M2, un choc externe, mesuré par l'effet du taux de change ajusté sur l'inflation est presque négligeable. Après une période de sept trimestres au cours de laquelle l'effet est négatif, l'impact semble tourner de manière cyclique autour de 0.

Le seul résultat surprenant qui se dégage de cette simulation est l'effet d'un choc sur le taux de croissance des prix énergétiques. Contrairement à nos attentes, l'effet d'un choc énergétique sur l'inflation est négatif et persistant. Cela nous a conduit à nous demander si, en fait, l'ensemble de cet exercice de simulation pour les prix énergétiques n'a pas capté un effet de revenu réel, dans la mesure où les chocs énergétiques ont été suivis, au cours des années '70, par des périodes de récession qui pourraient avoir exercé des pressions importantes à la baisse sur le taux d'inflation.

Graphique 2

SIMULATION DYNAMIQUE SUR 20 TRIMESTRES
EFFET CUMULATIF DES CHOCS MONETAIRES
ENERGETIQUES ET EXTERNES SUR L INFLATION
CANADA AGREGAT MONETAIRE M2

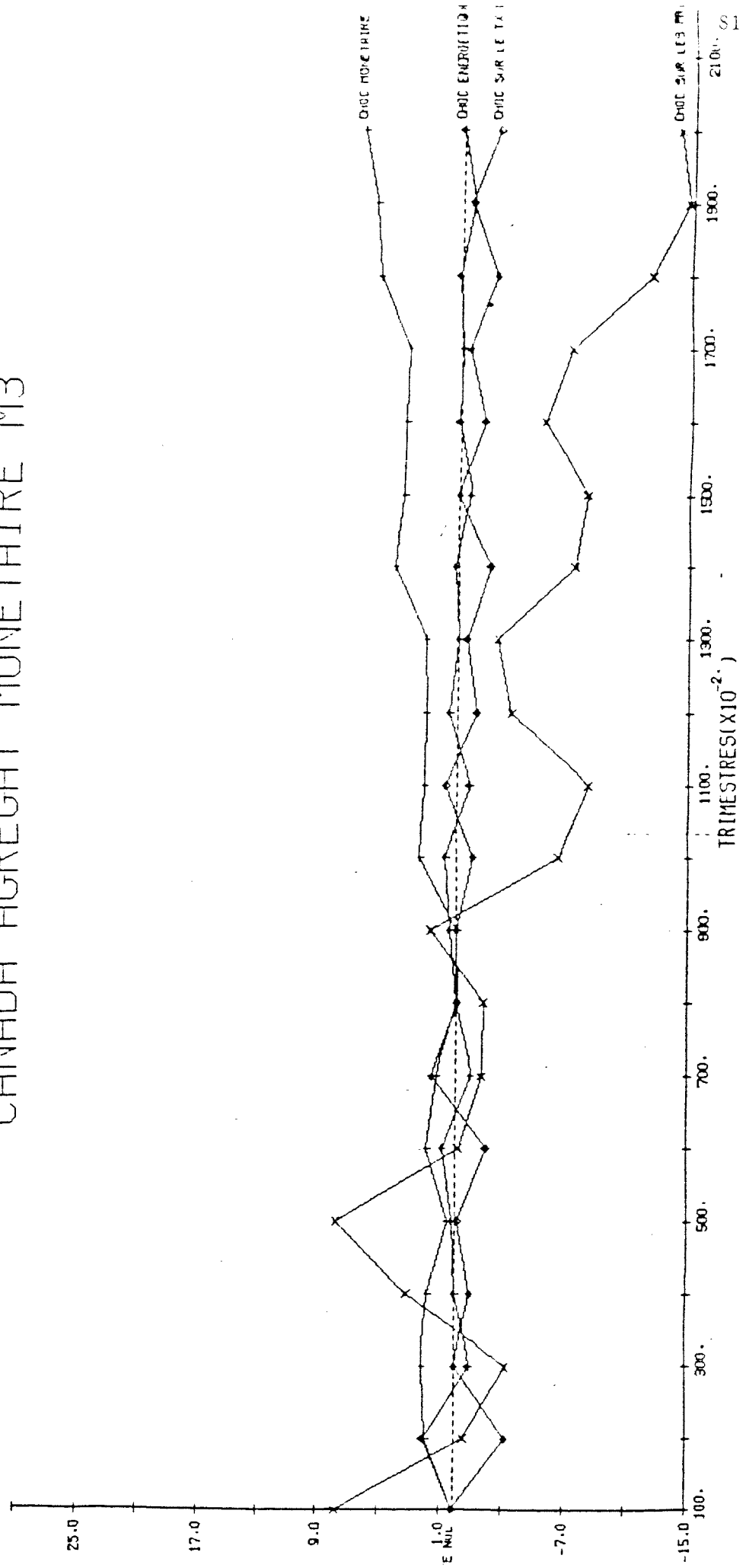


Finalement, comme nous le montre le graphique 3, l'agrégat M3 exerce, lui aussi un effet positif et persistant sur le taux d'inflation. Toutefois cet effet se fait sentir plus lentement; l'effet sur le taux d'inflation est négligeable pendant dix trimestres, à la suite desquels le choc monétaire exerce une influence positive. L'effet est beaucoup moins important, après vingt trimestres, que celui obtenu avec l'agrégat M2. Encore une fois, comme c'était le cas avec l'agrégat M1A, les effets du choc sur le taux de change et du choc énergétique sont négligeables. Par contre, remarquons que dans la simulation effectuée à partir du troisième système estimé l'effet d'un choc sur l'inflation américaine est négatif. Ce résultat provient essentiellement de l'effet, dont nous avons déjà discuté, du taux d'inflation américain sur la masse monétaire canadienne. L'effet direct du taux d'inflation américain sur l'inflation est positif, et relativement fort, mais il semble être dominé après neuf trimestres par l'effet qu'il produit sur la masse monétaire. Par contre, entre les troisième et sixième trimestres, l'effet obtenu est positif, et relativement important.

Il semble donc que l'on peut tirer certaines conclusions à partir des résultats des trois simulations. D'abord, l'effet de la monnaie sur l'inflation diffère sensiblement d'un système à l'autre. L'agrégat M1A exerce peu d'effets sur le taux d'inflation, même après vingt trimestres. Et, même si l'effet de M3 est positif, et persistant, il prend un certain temps à se faire sentir. Par contre, l'agrégat M2 exhibe un

Graphique 3

SIMULATION DYNAMIQUE SUR 20 TRIMESTRES
EFFET CUMULATIF DES CHOCS MONETAIRES
ENERGETIQUES ET EXTERNES SUR L INFLATION
CANADA AGREGAT MONETAIRE M3



lien très fort, et persistant avec l'inflation, même après vingt trimestres.

En général, l'effet du taux de change est presque nul, peu importe l'agrégat monétaire choisi. L'effet des prix énergétiques sur l'inflation est nul dans deux des trois cas, et négatif dans l'autre.

Quant aux prix américains, ils n'ont une influence positive, et importante que dans un seul cas, celui du système estimé avec l'agrégat M1A, là où la monnaie est simplement absente de l'équation d'inflation. Dans l'autre cas, celui de l'agrégat M3, le taux d'inflation américain exerce d'abord une influence positive et ensuite négative.

CONCLUSION

Dans ce travail, nous avons d'abord développé un modèle macro-économique simple, qui relie le taux d'inflation à certaines variables jugées pertinentes dans une forme réduite. L'objectif d'un tel exercice consistait à justifier théoriquement l'introduction de variables nominales autres que la monnaie dans une équation de forme réduite pour le taux d'inflation. Ainsi, nous avons établi un lien théorique entre l'inflation canadienne et le taux de croissance de la masse monétaire au Canada, le taux d'appréciation du taux de change, le taux de croissance des prix énergétiques et le taux d'inflation aux Etats-Unis.

Dans un deuxième temps, nous avons évalué le lien entre ces variables et le taux d'inflation à l'aide d'une méthodologie proposée par Sims (1980), qui consiste à travailler avec une autorégression vectorielle. Nous avons ensuite contraint ce système à l'aide d'une méthodologie proposée par Hsiao (1981), qui permet de limiter la longueur des délais inclus dans chacune des équations, et de tirer des conclusions au niveau de la causalité entre les variables. Finalement, le système a été estimé en utilisant trois agrégats monétaires pour le Canada, M1A, M2 et M3, et des fonctions d'impact ont été générées pour chacun des systèmes.

Les résultats que nous obtenons montrent que, parmi les trois agrégats monétaires choisis, seuls M2 et M3 démontrent un lien important avec le taux d'inflation au Canada. De plus, nos résultats suggèrent que M2 est l'agrégat monétaire qui entretient le lien le plus fort avec le taux d'inflation¹⁰. L'effet de M1A sur l'inflation semble négligeable, et l'effet de M3, quoique positif, est plus faible et moins immédiat. Aucune des autres variables ne semble influencer le taux d'inflation de manière positive et significative lorsqu'on utilise les agrégats M2 et M3. Le système avec M1A suggère une certaine influence du taux d'inflation américain, mais lorsqu'on réestime le même système en utilisant M3, l'effet positif de l'inflation américaine n'est que de courte durée.

Dans tous les systèmes, l'impact des autres variables est négligeable, ou important et négatif. Ces résultats semblent d'ailleurs contredire celles de Choudhri (1983), qui tendent à démontrer que les variables étrangères sont celles qui exercent l'influence la plus importante sur le taux d'inflation au Canada. Par contre, il est à noter que Choudhri (1983) n'a choisi d'utiliser qu'une seule définition de la monnaie, soit M1. C'est peut-être la lacune la plus importante dans son étude. Or, lorsque nous utilisons M1A dans nos systèmes, l'effet de l'inflation américaine est importante; toutefois, les conclusions à cet effet sont renversées lorsqu'on utilise un agrégat plus large. De plus, son étude recoupe une période différente.

Nos résultats semblent donc suggérer que la Banque du Canada, sans sa tentative de réduire l'inflation, devrait tenter d'utiliser un agrégat monétaire plus large que M1, comme M2 par exemple. Le lien entre notre agrégat étroit et l'inflation est négligeable, mais le lien entre la monnaie et l'inflation, est important lorsqu'on utilise un agrégat plus large.

Par ailleurs, nos travaux ne semblent pas confirmer les affirmations de la Banque, à l'effet que la dépréciation de la monnaie canadienne pourrait entraîner une hausse importante des prix et des coûts. Dans aucun des systèmes estimés l'effet cumulatif d'un choc sur le taux de change n'est-il particulièrement important.

Toutefois, il faut éviter de tirer des conclusions hâtives quant à la conduite souhaitable de la politique monétaire. D'abord, il faut interpréter les résultats de nos simulations avec prudence, pour des raisons invoquées plus haut. Ensuite, nous n'échappons pas à la critique de Lucas (1976), à l'effet qu'un changement de régime de politique peut aussi modifier le comportement des agents, et par conséquent les paramètres du modèle, ce qui rend les modèles macroéconométriques difficilement utilisables à des fins d'analyse de politiques.

NOTES

¹Officiellement, la Banque du Canada a entrepris de réduire l'inflation par un contrôle de l'agrégat M1 en octobre 1975.

²C'est-à-dire non-contraintes sur la base de considérations théoriques a priori.

³La transformation, telle que présentée ici, est tirée de B. Friedman (1981).

⁴Pour rendre l'exposé le plus clair possible, nous utilisons la même notation de Hsiao (1981).

⁵La définition de causalité, ou de l'exogénéité de Granger (1969) est la suivante :

Définissons A_t , un ensemble de variables aléatoires qui comprend X_t et Y_t . Ainsi, $\{X_t, Y_t\} \subseteq A_t$. Définissons, de plus, $A_t - X_t$ comme l'ensemble A_t excluant Y_t . Définissons les ensembles

$$\bar{X}_t = \{x_s : s \leq t\}, \quad \bar{Y}_t = \{y_s : s \leq t\}.$$

\bar{A}_t et $\overline{A_t - X_t}$ sont définis suivant la même convention que \bar{X}_t et \bar{Y}_t .

Soit $P(Y_t | \bar{A}_t)$, le meilleur prédicteur linéaire sans biais de Y_t , compte tenu des variables dans A_t . Ainsi, $\varepsilon(Y_t | \bar{A}_t) = Y_t - P(Y_t | \bar{A}_t)$, et on définit $\sigma^2(Y_t | \bar{A}_t) = E(\varepsilon(Y_t | \bar{A}_t)^2)$.

Granger (1969) propose donc la définition suivante de la causalité :

1) X cause Y si

$$\sigma^2(Y_{t+1} | \bar{A}_t) < \sigma^2(Y_{t+1} | \overline{A_t - X_t}).$$

La prévision de Y est "plus exacte" en utilisant les valeurs passées de X que lorsqu'on n'utilise pas les valeurs passées de X.

2) On dire qu'il y a effet de rétroaction entre X et Y si

$$\sigma^2(Y_{t+1} | \bar{A}_t) < \sigma^2(Y_{t+1} | \overline{A_t - X_t}) \quad \text{et}$$

$$\sigma^2(X_{t+1} | \bar{A}_t) < \sigma^2(X_{t+1} | \overline{A_t - Y_t}).$$

⁶Nous avons été obligé d'utiliser des données désaisonnalisées pour le dégonfleur de la D.N.B. aux Etats-Unis. Les séries non-désaisonnalisées ne sont pas disponibles.

⁷Onze trimestres pour les prix énergétiques, étant donné que les données brutes ne sont disponibles qu'à partir de 1971:1.

⁸Bordo et Choudhri (1982) ont émis l'hypothèse que la Banque du Canada tente d'aligner les taux d'intérêt canadiens sur les taux américains. Ce résultat pourrait être la conséquence d'un tel comportement.

⁹Cette hypothèse est probablement plus réaliste pour les systèmes M1A et M2 que pour celui avec M3.

¹⁰Il faut cependant faire remarquer que ces résultats ne disent rien quant à la contrôlabilité des agrégats.

REMERCIEMENTS

Mes premiers remerciements vont à mon directeur de recherche, le professeur Daniel Racette, qui, par ses encouragements et sa très grande disponibilité, m'a considérablement facilité la tâche à toutes les étapes de ce travail.

J'aimerais aussi remercier les professeurs Jean-Marie Dufour et Leonard Dudley qui m'ont apporté plusieurs commentaires fort pertinents.

Je ne saurais passer sous silence le rôle de tous les professeurs du Département de sciences économiques de l'Université de Montréal qui m'ont enseigné au cours de mes études. Plus particulièrement, j'aimerais exprimer ma reconnaissance envers les professeurs Robert Lacroix et Claude Montmarquette. L'encouragement et le soutien qu'ils m'ont apportés au cours des dernières années ont été exemplaires.

Le financement de mes études de maîtrise a été assurée par la fonds F.C.A.C.

Enfin, j'aimerais remercier tous mes amis personnels et mes collègues de travail qui m'ont apporté le soutien moral nécessaire à la réalisation de ce projet.

BIBLIOGRAPHIE

- AKAIKE, H. (1969a), "Statistical Predictor Identification", Annals of the Institute of Statistical Mathematics, 21, 203-217.
- AKAIKE, H. (1969b), "Fitting Autoregressions for Prediction", Annals of the Institute of Statistical Mathematics, 21, 243-247.
- BACKUS, D. (1982), "The Canadian-U.S. Exchange Rate : Evidence from a Vector Autoregression", Discussion Paper #515, Department of Economics, Queen's University.
- BLINDER, A. (1981), "Monetary Accomodation of Supply Shocks under Rational Expectations", Journal of Money, Credit and Banking, 13(4), novembre, 425-438.
- BORDO, M. et CHOUDHRI, E. (1982), "The Link between Money and Prices in an Open Economy : The Canadian Evidence from 1971 to 1980", Federal Reserve Bank of St-Louis Review, 64(7), 13-23.
- CHOUDHRI, E. (1982), "The Transmission of Inflation in a Small Economy : An Empirical Analysis of the Influence of U.S. Monetary Disturbances on Canadian Inflation, 1962-80", Discussion Paper #82-14, Carleton University.
- COURCHENE, T.J. (1981), "Money, Inflation and the Bank of Canada, Volume II : An Analysis of Monetary Gradualism, 1975-80", C.D. Howe Institute Toronto.
- DORNBUSCH, R. (1983), "Flexible Exchange Rates and Interdependence", IMF Staff Papers, 30(1), 3-38.
- FLOOD, R.P. (1979), "Capital Mobility and the Choice of the Exchange Rate System", International Economic Review, 20(3), 405-416.
- GRANGER, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", Econometrica, 37.
- HSIAO, C. (1981), "Autoregressive Modelling and Money-Income Causality Detection", Journal of Monetary Economics, 7, 85-106.
- KELLY, D. (1981), "Money Income and Prices in the 1970's : Some Preliminary Evidence on the Lag Structure and the Choice of a Monetary Aggregate", Miméo, 9 p.

- McCALLUM, J. et BARBER, C.L. (1981), "The Failure of Monetarism in Theory and Policy", Analyse de politiques, 7, numéro spécial, 221-232.
- MILES, M.A. (1978), "Currency Substitution, Flexible Exchange Rates and Monetary Independence", American Economic Review, 68(3), 428-436.
- MUTH, J. (1961), "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", Econometrica, 29(6).
- PIGOTT, C. (1980), "Expectations, Money and the Forecasting of Inflation", Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco, printemps, 30-49.
- SAIDI, N.H. (1980), "Fluctuating Exchange Rates and the International Transmission of Economic Disturbances", Journal of Money, Credit and Banking, 12, 575-591.
- SARGENT, T.J. (1973), "Rational Expectations, the Real Rate of Interest and the Natural Rate of Unemployment", Brookings Papers on Economic Activity, (2).
- SARGENT, T.J. (1977), "The Demand for Money during Hyperinflations under Rational Expectations", International Economic Review, 18(1).
- SARGENT, T.J. (1979), Macroeconomic Theory, Academic Press, New York, 404 p.
- same debate* → SARGENT, T.J. et WALLACE, N. (1973), "Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation", International Economic Review, 14(2).
- SARGENT, T.J. et WALLACE, N. (1975), "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Role", Journal of Political Economy.
- SARGENT, T.J. et WALLACE, N. (1976), "Rational Expectations and the Theory of Economic Policy", Journal of Monetary Economics, 2.
- SELDEN, R.T. (1981), "Inflation and Monetary Growth : Experience in Fourteen Countries of Europe and North America Since 1958", Economic Review, Federal Reserve Bank of Richmond, 67(6), 19-31.
- SHILLER, R. (1978), "Rational Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models : A Critical Review", Journal of Monetary Economics, 4, 1-44.
- SIMS, C. (1980), "Macroeconomics and Realty", Econometrica, 48(1), 1-48.

↑ TURNOVSKY, S. (1977), Macroeconomic Analysis and Stabilization Policies, Cambridge University Press, Cambridge, New York, 390 p.

↓ offenbacher, Porter ; demander à Dufour.
Benjamin Friedman. NBER.

WINER, S. (1983), "The Role of Exchange Rate Flexibility in the International Transmission of Inflation in the Long and Shorter Runs : Canada, 1953 to 1981", Working Paper #48-82-83, Department of Economics, Carleton University.

WOLD, H.A. ed. (1964), Econometric Model Building : Essays on the Causal Chain Approach, North Holland, Amsterdam.