

UNIVERSITE DE MONTREAL

UNE ANALYSE EMPIRIQUE DU LIEN  
MONNAIE-PRIX AU CANADA

PAR

AGATHE COTE

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.)

JUIN 1983



## TABLE DES MATIERES

Sommaire .....	vi
Introduction .....	1
Chapitre Premier - Un modèle de l'inflation basé sur la théorie quantitative de la monnaie .....	8
1. Fondements théoriques .....	9
2. Présentation du modèle .....	11
3. L'utilisation de l'approche de forme réduite .....	14
Chapitre II - Revue des études empiriques récentes .....	16
1. L'expérience américaine .....	17
2. L'expérience canadienne .....	23
3. Essais sur la transmission internationale de l'inflation .....	32
4. Synthèse .....	37
Chapitre III - Le problème canadien : analyse descriptive .....	43
1. Les faits marquants de la politique monétaire .....	44
1.1. Les grandes orientations de la politique .....	44
1.2. La période 1970 à 1982 .....	45
2. Le comportement de la monnaie et des prix .....	52
Chapitre IV - Résultats empiriques : facteurs internes .....	68
1. Le modèle à une variable explicative .....	71
1.1. Les sous-périodes de taux de change .....	71
1.2. Les années 70 et les sous-périodes de politique économique .....	82
2. L'effet des variables non-monétaires .....	91
Chapitre V - Résultats empiriques : transmission internationale .....	109
1. Influence du taux de change .....	111
2. Influence de la croissance monétaire américaine .....	123

Conclusion .....	128
Appendice A - Spécification des équations de taux d'inflation .....	135
Appendice B - Résultats obtenus avec les données non-désaisonnalisées .....	136
Appendice C - Contraintes d'Almon : tests F .....	155
Appendice D - Tests de stabilité (Chow) .....	156
Appendice E - Les Données .....	157
Remerciements .....	158
Bibliographie .....	160

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 2.1 : Sommaire des tests effectués au Canada .....	38
Tableau 2.2 : Impact estimé de la monnaie sur les prix .....	39
Tableau 3.1 : Taux de croissance annuel des agrégats monétaires .....	54
Tableau 3.2 : Taux annuels d'inflation .....	58
Tableau 3.3 : Ecart entre le taux de croissance moyen passé (5 ans) de la monnaie et le taux d'inflation	
3.3(a) - IPC .....	60
3.3(b) - IDNB .....	61
Tableau 3.4 : Quelques statistiques obtenues à partir des taux de croissance mensuels annualisés .....	63
Tableau 4.1 : Résultats de l'équation (1) estimée avec	
4.1(a) - BASE MONETAIRE .....	73
4.1(b) - M1 .....	74
4.1(c) - M1B .....	75
4.1(d) - M2 .....	75
4.1(e) - M2C .....	76
Tableau 4.2 : Résultats de l'équation (1) estimée avec	
4.2(a) - BASE MONETAIRE .....	83
4.2(b) - M1 .....	83
4.2(c) - M1B .....	84
4.2(d) - M2 .....	84
4.2(e) - M2C .....	85
Tableau 4.3 : Résultats détaillés de l'équation (1) estimée avec	
4.3(a) - M1 .....	89
4.3(b) - M2 .....	90
Tableau 4.4 : Résultats de l'équation (2) estimée avec	
4.4(a) - BASE MONETAIRE .....	93
4.4(b) - M1 .....	94
4.4(c) - M1B .....	95
4.4(d) - M2 .....	96
4.4(e) - M2C .....	97

Tableau 4.5 : Résultats de l'estimation de l'équation (2') : période 75/11-81/12 .....	101
Tableau 4.6 : Impact estimé de la monnaie sur les prix : équation (1) .....	103
Tableau 4.7 : Impact estimé de la monnaie sur les prix : équation (1a) .....	104
Tableau 4.8 : Impact estimé de la monnaie sur les prix : équation (1) .....	105
Tableau 4.9 : Impact estimé de la monnaie sur les prix : équation (2) .....	106
Tableau 5.1 : Essais sur la transmission inter- nationale : période 1971/08 à 1981/12 .....	113
Tableau 5.2 : Résultats de l'estimation de l'équation (3) : période 71/08-81/12 .....	115
Tableau 5.3 : Résultats de l'estimation de l'équation (4) : période 71/08-81/12 .....	115
Tableau 5.4 : Résultats de l'équation (5) estimée avec	
5.4(a) - BASE MONETAIRE .....	117
5.4(b) - M1 .....	118
5.4(c) - M1B .....	119
5.4(d) - M2 .....	120
5.4(e) - M2C .....	121
Tableau 5.5 : Résultats des équations (1) et (2) estimées avec M1B E.U. ....	125

SOMMAIRE

Nous analysons dans cette étude la relation à court terme entre diverses définitions de la monnaie et les prix au Canada. L'examen de cette relation a été motivé par le peu de succès remporté, du moins jusqu'à tout récemment, par la stratégie anti-inflationniste adoptée par les autorités monétaires à l'automne 1975.

Le taux d'inflation est défini comme étant le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation et cinq définitions de la monnaie sont utilisées, soit la base, M1, M1B, M2 et M2C.

La relation monnaie-prix est estimée avec des données mensuelles à l'aide d'un modèle à une seule équation. La relation est estimée d'une part, en incluant uniquement les taux de croissance courant et passés de la monnaie comme variables explicatives et d'autre part, en tenant compte d'autres facteurs non-monétaires ayant eu un impact sur l'inflation. Nous accordons une importance particulière à l'examen de la stabilité de la relation à la fois sur les sous-périodes de taux de change et sur les sous-périodes de politique économique.

On constate alors que la monnaie ne réussit pas à expliquer la majeure partie des fluctuations mensuelles des prix. La relation est particulièrement faible pour la période de taux de change fixe. On observe de plus l'instabilité de la relation à l'intérieur des années 70, et ce quel que soit l'agrégat monétaire utilisé. Cependant, ce n'est qu'avec M2 que

l'on obtient des résultats qui demeurent toujours compatibles avec la théorie. Avec les définitions plus étroites de la monnaie, la relation est presque toujours négative et souvent même significative.



## INTRODUCTION

Au début des années 70, le Canada, tout comme de nombreux autres pays industrialisés, devait faire face à un problème grandissant, celui de l'inflation. En effet, suite à de nombreux chocs tels que la hausse sans précédent des prix du pétrole, l'inflation progressait à un rythme annuel de plus de 10% en 1974. Tout en reconnaissant l'importance de ces chocs dans la poussée inflationniste, les autorités accordaient cependant un poids de plus en plus considérable à la croissance monétaire excessive pour expliquer l'inflation.

C'est ainsi qu'à l'automne 1975, lorsque le Canada a annoncé que ses politiques économiques seraient orientées vers la lutte à l'inflation, la stratégie anti-inflationniste proposée s'est fondée sur l'adoption d'une politique monétaire restrictive. De plus, un contrôle des prix et des salaires a été instauré de façon à réduire les coûts associés à la restriction monétaire.

La stratégie adoptée par la Banque du Canada consistait à réduire de façon graduelle le taux de croissance de la masse monétaire. De 1975 à 1982, la Banque a alors adopté M1 comme cible de sa politique et a déterminé des limites de croissance à l'intérieur desquelles devait se situer cet agrégat. Ces limites ont été abaissées progressivement au cours de la période.

La banque centrale a choisi l'agrégat M1 pour deux raisons.

Premièrement, il existait, selon elle, une relation relativement stable et systématique entre le taux de croissance de la dépense globale et le taux de croissance de M1. Deuxièmement, cet agrégat pouvait être contrôlé plus facilement que les agrégats définis au sens large par la manipulation des taux d'intérêt à court terme.

En novembre 1982, la Banque annonçait cependant l'abandon de M1. Selon le Gouverneur (1982), cet agrégat ne constituait plus un guide fiable de la politique étant donné les nombreuses innovations qui se sont produites dans le système bancaire canadien.

Jusqu'à récemment, la politique monétaire n'avait certes pas eu les résultats escomptés. En effet, en 1981, le taux d'inflation annuel mesuré par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation atteignait 12,5%, un taux supérieur à celui enregistré en 1975 (10,8%). Cependant, depuis le début de 1982, on observe une tendance à la baisse dans le rythme de croissance des prix.

La baisse récente du taux d'inflation survient d'ailleurs après une période de diminution rapide et considérable du taux de croissance de la monnaie, que celle-ci soit définie au sens étroit ou au sens large. Ce comportement de la monnaie diffère nettement de celui observé au cours des périodes antérieures. En effet, pendant la période 1976 à 1978, on a pu observer une hausse du taux de croissance annuel de M1 et pendant la période 1976 à 1981, des taux de croissance monétaire toujours supérieurs à 10% lorsqu'on utilise les définitions plus larges de la masse monétaire.

Malgré l'insuccès relatif, du moins jusqu'à tout récemment, de la lutte à l'inflation, nous ne remettons pas en cause la relation de long terme entre la monnaie et les prix. Cependant, nous considérons essentiel d'approfondir le lien de court terme entre ces variables. Plus particulièrement, nous entendons examiner le lien entre les diverses définitions de la monnaie et les prix, ce qui nous permettra de plus de répondre à certaines questions entourant le choix d'un agrégat monétaire cible.

En fait, il n'existe que très peu d'études empiriques récentes concernant le lien monnaie-prix au Canada. Parmi ces études, une seule accorde un poids important à la définition de la monnaie, soit l'étude de Kelly (1981). Cependant, l'auteur inclut en général seulement la monnaie comme variable explicative et ses équations sont estimées sur une seule période échantillonnale.

Barber et McCallum (1981) et Selden (1981) estiment la relation monnaie-prix sur des périodes comprenant des observations appartenant à la fois au régime de taux de change fixe et au régime de taux de change flexible. Nous verrons dans ce travail que les résultats ainsi obtenus peuvent présenter des problèmes importants de stabilité.

L'étude de Pigott (1980) est particulièrement intéressante. En effet, l'auteur examine le lien monnaie-prix en incluant d'autres variables explicatives dans son équation et en effectuant des régressions pour les sous-périodes de taux de change. L'auteur utilise cependant une seule définition de la masse monétaire, soit M1. Finalement, Bordo et

Choudhri (1982) présentent les résultats de régressions seulement pour les années 70 et avec une seule définition de la monnaie, M1. Les auteurs accordent une importance particulière au mécanisme de transmission internationale de l'inflation dans le cadre du modèle de forme réduite monétariste.

Nous entendons examiner dans ce travail le lien monnaie-prix au Canada d'une façon beaucoup plus systématique. D'abord, nous utilisons cinq définitions de la masse monétaire, soit la base monétaire, M1, M1B, M2 et M2C. Des équations sont estimées en incluant uniquement la monnaie comme variable explicative puis en tenant compte d'autres facteurs qui ont pu affecter l'inflation au cours des dernières années. Les facteurs retenus sont les taux de croissance des prix relatifs des produits alimentaires et énergétiques, le contrôle des prix et des salaires et le taux de change.

De plus, nous accordons une importance particulière à la stabilité des relations. Nous verrons, entre autres, comment la relation varie sur les sous-périodes de taux de change ainsi que sur les sous-périodes de politique économique (politique dite "Keynésienne" jusqu'en novembre 1975 et politique dite "monétariste" jusqu'à nos jours).

D'autre part, les régressions sont effectuées avec des données mensuelles alors que dans les autres études, les auteurs utilisent des données trimestrielles. Ceci nous permettra de constater jusqu'à quel point l'utilisation de données plus désagrégées peut affecter les résul-

tats obtenus jusqu'alors. L'utilisation de données mensuelles permet de plus une analyse à très court terme du lien monnaie-prix.

Finalement, il importe de noter que nous avons retenu le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation comme mesure du taux d'inflation. Cet indice comporte l'avantage d'être disponible sur une base mensuelle et nous croyons qu'il devrait refléter assez bien l'objectif des autorités monétaires.

Au chapitre I, nous présentons le modèle utilisé dans cette étude. Ce modèle est basé sur la théorie quantitative de la monnaie. Au chapitre II, nous présentons une revue de la littérature empirique concernant le lien monnaie-prix aux Etats-Unis et au Canada. Nous accordons de plus une section aux essais sur la transmission internationale de l'inflation.

Nous présentons au chapitre III une analyse sommaire de la politique monétaire canadienne au cours de la période 1958 à 1982. Nous faisons de plus une analyse descriptive des variables monétaires et des prix pendant cette période.

Les résultats empiriques sont présentés aux chapitres IV et V. Au chapitre IV, le lien monnaie-prix est examiné dans le cadre d'une économie fermée. Nous estimons d'abord une équation avec la monnaie comme unique variable explicative. Par la suite, nous incluons dans le modèle les facteurs le plus souvent mentionnés pour expliquer l'inflation au cours des années 70. Finalement, au chapitre V nous examinons en quoi

l'inclusion du taux de change peut affecter le lien monnaie-prix estimé précédemment et nous effectuons aussi quelques tests concernant la transmission internationale de l'inflation.

CHAPITRE PREMIER

Un modèle de l'inflation basé sur la  
théorie quantitative de la monnaie



L'inflation peut être définie comme étant une augmentation continue dans le niveau général des prix. Alors que dans les années 60 la majorité des pays industrialisés connaissaient des taux d'inflation relativement faibles (de l'ordre de 1% à 4%), les années 70 ont été marquées par une augmentation considérable de ces taux. En fait, l'inflation est alors devenue la préoccupation majeure des autorités. Parallèlement, une vaste littérature s'est développée concernant les causes et les remèdes à l'inflation.

#### 1. Fondements théoriques

Avant le début des années 60, deux seuls modèles étaient proposés pour expliquer l'inflation: les modèles de "demand-pull" et de "cost-push". Dans le premier modèle, l'augmentation des prix est causée par une augmentation de la demande globale dans l'économie alors que dans le second modèle, l'augmentation des prix est le résultat d'une augmentation dans les coûts unitaires de main-d'oeuvre, les marges de profit, etc... Notons toutefois que ces modèles tentent d'expliquer les augmentations dans le niveau des prix et non dans le taux d'inflation.

Par contre, à partir des années 60, de nombreuses théories concernant l'inflation ont été élaborées, les plus populaires étant la théorie de la courbe de Phillips, la théorie monétariste ainsi que l'appro-

che structuraliste de l'inflation. Toutes ces théories peuvent être en fait considérées comme des extensions des deux modèles énoncés précédemment.<sup>1</sup>

Le modèle retenu dans cette étude est basé sur l'approche monétariste de l'inflation. Selon cette approche, la persistance de l'inflation est le résultat d'une expansion monétaire trop élevée. L'offre de monnaie nominale est sous le contrôle de la banque centrale (du moins en taux de change flexible) et le public peut obtenir le niveau désiré d'encaisses réelles. Si la quantité d'encaisses nominales est supérieure à celle désirée par les individus, alors ces derniers tenteront de dépenser ces encaisses excédentaires. Cette augmentation des dépenses nominales conduira à une augmentation des prix et/ou de l'output. Les encaisses désirées seront alors égales aux encaisses détenues. De plus, étant donné l'absence d'illusion monétaire (flexibilité parfaite des prix), à long terme une augmentation du taux de croissance monétaire amène une augmentation équiproportionnelle du taux d'inflation. L'expansion monétaire aura des effets réels seulement à court terme, mais à long terme la monnaie est neutre.

Selon ce modèle, si on veut réduire le taux d'inflation, on doit donc réduire le taux d'expansion monétaire. Cet objectif ne pourra toutefois être atteint que sous un régime de taux de change flexible. Par contre, en régime de taux de change fixe, l'offre de monnaie devient

---

<sup>1</sup>Pour une revue détaillée de la littérature théorique concernant l'inflation, voir par exemple Frisch, H. (1977) et Gordon, R.J. (1976).

endogène. Les autorités ne sont plus en mesure de contrôler la quantité de monnaie de base mais seulement sa composition. Dans le cas d'un petit pays ouvert comme le Canada, la création de monnaie intérieure affectera non plus l'inflation mais la balance des paiements. Le taux d'inflation national sera déterminé par le taux d'inflation mondial.

L'approche monétariste constitue en fait une extension de la théorie quantitative de la monnaie. Selon la théorie quantitative, une expansion monétaire entraîne une augmentation de la demande globale dans l'économie et donc une augmentation des prix. La monnaie est neutre. Dans l'approche monétariste, on introduit la distinction entre l'inflation anticipée et non-anticipée. Cette distinction permet alors d'expliquer comment une accélération dans le taux de croissance de la monnaie peut avoir des effets à la fois sur le secteur réel et sur le taux d'inflation.

## 2. Présentation du modèle

Notre modèle est donc basé sur l'équation quantitative de la monnaie, qui peut être écrite comme suit:

$$(1) MV = PQ ,$$

où M représente le stock de monnaie, V la vélocité (vitesse de circulation de la monnaie), P le niveau des prix et Q le niveau du revenu réel. Sous forme de taux de variation (en prenant la première différence des logs), on obtient:

$$(2) \dot{M} + \dot{V} = \dot{P} + \dot{Q} ,$$

qui peut être réécrit de la façon suivante:

$$(3) \dot{P} = \dot{M} + \dot{u} ,$$

où  $\dot{u} = \dot{v} - \dot{y}$ . Le taux d'inflation est donc égal au taux de croissance de la masse monétaire plus un terme résiduel qui représente la différence entre le taux de croissance de la vélocité et celui de l'output.

En fait, les variables qui affectent la tendance à long terme dans l'output et la vélocité devraient être introduites de façon explicite dans l'équation qui relie la monnaie et les prix puisque ces variables affectent la demande de monnaie réelle dans l'économie. Par exemple, la demande de monnaie réelle peut être affectée de façon permanente par des innovations financières. Ce genre de facteur est cependant difficilement quantifiable ou même observable. C'est pourquoi on considère, en général, que l'effet de tels facteurs sera inclus dans le terme d'erreur de l'équation (3) (voir, par exemple, Pigott (1980)).

Dans un monde sans frictions, on pourrait s'attendre à obtenir une relation instantanée et équiportionnelle entre le taux de croissance de la monnaie et les prix. Toutefois, dans la réalité, on peut observer qu'il existe un délai d'ajustement entre la monnaie et les prix. Etant donné ce délai, une variation du stock de monnaie amène une variation des encaisses réelles et affecte donc les taux d'intérêt réels dans l'économie et par le fait même la demande réelle globale. La relation monnaie-prix sera donc représentée sous la forme:

$$(4) \dot{P}_t = \sum_{i=0}^n m_i \dot{M}_{t-i} + u_t ,$$

où les retards refléteront à la fois l'effet direct et indirect (via les variations à court terme dans l'output et les taux d'intérêt) de la monnaie sur les prix.

On a justifié la présence de délais d'ajustement selon deux approches distinctes. D'abord, selon la théorie Keynésienne, de tels délais existent à cause de facteurs institutionnels et techniques (contrats, coûts d'ajustement,...). La monnaie affecte de façon immédiate la demande globale mais les prix ne s'ajustent que de façon graduelle à une demande excédentaire sur le marché des biens et du travail. Plus récemment, on a mis l'accent sur le rôle des anticipations pour expliquer la nature du délai de réaction de la monnaie vers les prix.

"According to one argument, prices fail to respond immediately and fully to money changes because of an information lag between the time a change in aggregate money occurs and the time individuals find out about it."  
(Pigott, C. (1980), p.33)

Dans ce contexte, si la variation dans le stock de monnaie est pleinement perçue par les agents économiques alors la monnaie sera neutre même à court terme. Par contre, si la demande globale effective est différente de celle perçue par les agents, il y aura alors un délai d'ajustement dans les prix.

Par ailleurs, on doit noter que certains facteurs peuvent causer une déviation de l'output ou de la vélocité de leur taux de croissance de long terme. C'est le cas, par exemple, des chocs du côté de l'offre. Une augmentation du prix du pétrole amène une augmentation des coûts de

production dans l'économie et donc une diminution de la productivité et de l'output. Ceci entraîne donc une augmentation une-fois-pour-toutes du niveau des prix et donc un saut temporaire du taux d'inflation. Ce choc ne pourra affecter le taux d'inflation de façon permanente à moins qu'il ne soit accompagné d'une accommodation monétaire. Au Canada, les facteurs le plus souvent cités sont la hausse du prix relatif des produits alimentaires et énergétiques, le contrôle des prix et des salaires et la dépréciation du dollar (voir, par exemple, Sellon (1982)). Ces facteurs ne devraient avoir qu'un effet temporaire sur le taux d'inflation mais on doit en tenir compte lorsqu'on examine la relation monnaie-prix au niveau empirique. L'exclusion de tels facteurs devrait entraîner un biais dans l'impact estimé de la monnaie sur les prix.

### 3. L'utilisation de l'approche de forme réduite

Dans ce travail, nous utilisons donc une approche de forme réduite pour examiner le lien entre la monnaie et les prix au Canada. Comme plusieurs auteurs l'ont déjà mentionné, ce genre de modèle comporte certains désavantages. On peut noter à ce titre les critiques qui sont retenues le plus souvent dans la littérature. Premièrement, les estimateurs seront biaisés si les variables explicatives omises sont corrélées statistiquement avec les variables exogènes retenues. D'autre part, si on inclut des variables explicatives qui sont des instruments de politique contra-cyclique, les multiplicateurs seront biaisés vers zéro. Finalement, en général, on utilise des contraintes d'Almon pour l'estimation des retards. L'utilisation de ces contraintes impose beaucoup d'arbi-

traire: choix du nombre de délais, choix du degré du polynôme, choix des contraintes sur la valeur des coefficients aux extrémités.

Toutefois, ce genre de modèle comporte aussi de nombreux avantages. Les modèles structurels sont très lourds et on a démontré que leur pouvoir de prévision était faible. Par contre, les modèles de forme réduite sont beaucoup plus faciles à manipuler, ils peuvent donc être réestimés fréquemment. De plus, les agrégats sont assujettis aux contraintes macro-économiques pertinentes (voir Duguay (1978)).

Dans le cas particulier de cette étude, il devient plus intéressant d'utiliser ce genre de modèle pour de nombreuses raisons. Ceci nous permet d'abord de comparer les résultats obtenus avec ce qui a déjà été fait dans le domaine.<sup>2</sup> De plus, ceci nous permet d'examiner directement le lien entre le taux de croissance de la monnaie et celui des prix et nous évite donc de perdre l'information dans un modèle trop gros. Ceci est d'autant plus important que nous désirons particulièrement mettre en lumière la relation qui a été privilégiée par les autorités sur la période 1975 à 1982.

---

<sup>2</sup>Nous verrons au chapitre suivant que dans l'ensemble des études effectuées concernant la relation monnaie-prix, on utilise une approche de forme réduite.

CHAPITRE II

Revue des études empiriques récentes



Dans ce chapitre, nous présentons une revue de la littérature empirique concernant la relation monnaie-prix ainsi que le choix d'un agrégat monétaire à utiliser comme indicateur ou comme cible de la politique monétaire. Nous examinons d'abord dans la première section les tests effectués dans le cas de l'économie américaine puis dans la deuxième section, ceux effectués pour l'économie canadienne. Nous consacrons la troisième section aux résultats obtenus concernant le mécanisme de transmission internationale de l'inflation. Finalement, à la dernière section, nous présentons une synthèse des différents tests et résultats obtenus pour le Canada ainsi qu'un bref aperçu des tests que nous effectuerons étant donné les lacunes observées dans les études empiriques récentes.

Cette revue de la littérature s'adresse exclusivement à des modèles de forme réduite dérivés, en général, à partir de l'équation quantitative de la monnaie. Ceci ne constitue donc pas une revue de l'ensemble de la littérature empirique récente concernant l'inflation.

### 1. L'expérience américaine

Quelques tentatives ont été faites dans le contexte américain pour déterminer le lien qui existe entre la monnaie et les prix. La seule analyse des données peut nous indiquer l'existence d'un tel lien.

Selon Burger (1978), le taux de croissance des prix pour une année donnée devrait être égal au taux de croissance moyen du stock de monnaie au cours des années précédentes.<sup>1</sup> Sur la période 1953 à 1971, ce guide monétaire à l'inflation fonctionne très bien: la différence entre l'inflation annuelle observée et celle indiquée par le taux d'expansion monétaire a été seulement de 0,2 point de pourcentage. Par contre, de 1971 à 1976, on obtient un écart anormal entre la monnaie et les prix. Cet écart s'explique par le fait qu'au cours de cette période de nombreux chocs non-monétaires ont affecté le niveau des prix, comme par exemple le contrôle des prix et des salaires, l'augmentation du prix des produits énergétiques et alimentaires, etc... On peut vérifier toutefois que ces facteurs n'auront qu'une influence transitoire sur l'inflation. En effet, en 1977, le taux d'inflation revient au taux dicté par l'expansion monétaire mais le niveau des prix demeure de 4% plus élevé. Il apparaît donc primordial de distinguer entre les aspects monétaires (chocs permanents) et les aspects non-monétaires (chocs transitoires) de l'inflation.

Les résultats obtenus par Burger sont compatibles avec ceux de Karnosky (1976). Celui-ci régresse le taux de changement des prix (dégonfleur de la DNB) sur les valeurs courantes et passées du stock de monnaie (M1).<sup>2</sup> Cette équation signifie que le taux d'inflation reflète

---

<sup>1</sup>Burger utilise le taux de croissance moyen des cinq dernières années. Il souligne toutefois l'hypothèse que si les anticipations s'adaptent plus rapidement dans le temps, le nombre d'années pourrait être réduit à deux ou trois ans.

<sup>2</sup>Il est à noter que nous présentons à l'appendice A une liste des équations de prix utilisées par chaque auteur.

le taux d'expansion monétaire à long terme. Elle est estimée avec des données trimestrielles sur les périodes 1954I à 1976I et 1954I à 1971III. Les résultats suggèrent l'importance des chocs non-monétaires sur la période 1971 à 1974. Le test effectué ne va toutefois pas à l'encontre de l'hypothèse monnaie-prix. Karnosky effectue des simulations sur le niveau des prix pour la période 1971 à 1976. A partir de 1974, le sentier des prix observés est parallèle à celui prévu sauf qu'il est de 4,5% plus élevé.

"This observation is consistent with the prediction that the various nonmonetary factors (...) that have worked to increase costs of production since mid-1971 have caused a one-time decrease in productive capacity, and with the rate of monetary expansion unchanged, an equal one-shot increase in the general level of prices."  
(Karnosky, D.S. (1976), p.2)

Carlson (1980b) réestime l'équation de Karnosky en utilisant la nouvelle définition de la monnaie M1B plutôt que M1 pour la période 1955I à 1969IV. Les résultats obtenus sont peu affectés par ces modifications. La somme des coefficients estimés est non significativement différente de 1 et le délai moyen estimé est de 10,96 trimestres.

Carlson veut examiner plus particulièrement la nature du délai de réaction entre la monnaie et les prix. Il respécifie alors son équation en incluant les indices de prix des produits alimentaires et énergétiques par rapport à l'indice général des prix et deux variables binaires pour tenir compte de l'effet du contrôle des prix et des salaires.

Le délai moyen estimé sur les périodes 1955I à 1969IV et 1970I à 1979IV est de 10,5 et de 5,9 trimestres respectivement. Carlson donne deux interprétations possibles de ces résultats. Tout d'abord, avec le temps, les gens accorderont un poids plus important à l'expérience récente dans la formation de leurs anticipations. D'autre part, avec le temps, la croissance de la monnaie est devenue plus prévisible. "Information about changes in monetary growth will reduce the lagged impact of money on prices." (Carlson, K.M. (1980b), p.8)

On reconnaît donc ici l'importance des anticipations dans le processus d'ajustement des prix à un changement monétaire. Ce résultat obtenu par Carlson est compatible avec les modèles développés par Lucas, Barro, etc... Dans ces modèles, seule la croissance monétaire non-anticipée a un impact sur le secteur réel. Un changement de la masse monétaire parfaitement anticipé aura donc un impact immédiat et complet sur les prix.

Dans une autre étude, Carlson (1980a) estime des équations de forme réduite pour le revenu nominal et les prix. L'intérêt premier de cette analyse est de tester la stabilité des relations. Le taux de croissance annuel du revenu nominal est exprimé en fonction des valeurs courantes et passées du taux de croissance annuel de M1 et des dépenses fédérales génératrices d'emploi. L'équation de prix est identique à celle de Carlson (1980b). Des données trimestrielles sont utilisées pour les estimations sur les périodes 1955I à 1969IV et 1970I à 1979IV.

Sur les deux périodes concernées, l'élasticité du PNB nominal par rapport à la monnaie est non significativement différente de 1. Par contre, l'élasticité des prix par rapport à la monnaie est estimée à 1,0 de 1955 à 1969 et à 1,3 pour la période plus récente. Il semble donc exister une relation négative entre la monnaie et le revenu réel au cours de cette dernière période. Ce résultat concorde avec l'hypothèse que l'inflation décourage l'investissement via la structure de taxation et l'incertitude engendrée. L'application du test de Chow ne permet pas de rejeter l'hypothèse de stabilité dans le cas de l'équation de revenu. Cette hypothèse est par contre rejetée dans le cas de l'équation de prix. Carlson considère toutefois que ces équations de prix ne peuvent être considérées comme des équations de long terme, le nombre d'observations étant trop faible par rapport à la longueur du délai.

Par ailleurs, Meyer et Varvares (1981) comparent des prévisions obtenues à partir du modèle de St.Louis original et de deux variantes de ce modèle. Les variantes concernent uniquement l'équation du taux d'inflation. La première version inclut une courbe de Phillips conventionnelle alors que la deuxième version inclut une forme réduite monétariste. L'équation monétaire explique le taux d'inflation en fonction des valeurs courantes et passées du taux de croissance monétaire, de la différence entre le taux de croissance des prix à la production de l'énergie et le taux de croissance du dégonfleur de la DNB et d'une variable binaire pour le contrôle des prix et des salaires. L'équation est estimée sur la période 1955I à 1980IV. La somme des coefficients monétaires est égale à 1.

Selon Meyer et Varvares, l'équation monétariste et la courbe de Phillips ne doivent pas être considérées comme mutuellement exclusives mais plutôt comme deux approches différentes (forme réduite versus structurelle) pour expliquer l'inflation. En ce sens, il n'y a aucun intérêt à inclure une variable comme le taux de chômage dans l'équation monétaire ou une variable de changement monétaire dans la courbe de Phillips.

"(...) we found that the two inflation equations were virtually indistinguishable in predictive performance and policy implications". (Meyer, L.H. et Varvares, C. (1981), p.24)

D'autre part, Stein (1979) tente de réfuter la thèse qui veut que l'accélération de l'inflation soit causée principalement par l'augmentation du taux de croissance des coûts unitaires de main-d'oeuvre. Il existe de façon certaine une corrélation positive entre ces deux variables mais les coûts unitaires de main-d'oeuvre ne peuvent être considérés comme exogènes. Selon lui, l'accélération du taux d'inflation est reliée au changement dans les encaisses réelles. Stein estime une équation sur la période 1958 à 1978. Les variables explicatives sont le taux de croissance monétaire et le taux d'inflation à la période précédente. Le coefficient estimé de la variable monétaire est égal à 0,545. Il effectue aussi des prévisions.

"Over a twenty-year period, with no correction for errors, the ratio of predicted to actual price  $\hat{P}(t)/P(t)$  has a mean of 1.01 and a standard error of 0.02. For this reason, I claim that the price level is an endogenous variable, and the acceleration of inflation is directly controlled by monetary policy."  
(Stein, J.L. (1979), p.36)

Stein régresse aussi le changement dans le taux de croissance des coûts unitaires de main-d'oeuvre sur la différence entre le taux de croissance monétaire passé et le taux d'inflation passé. Le coefficient estimé est égal à 0,83 et est significatif. A la fois les prix et les salaires sont donc reliés à la politique monétaire.

Une autre série d'études a aussi été effectuée mais cette fois-ci en mettant l'accent sur les diverses définitions de la monnaie.<sup>3</sup> Ce genre de test est donc relié à l'un des objectifs de ce travail, c'est-à-dire déterminer un agrégat monétaire à utiliser comme indicateur ou comme cible intermédiaire de la politique monétaire.

Il est à noter cependant que dans la majorité de ces études, le revenu nominal est choisi comme variable cible. Pourtant l'objectif des autorités monétaires est de contrôler l'inflation.

"Bien sûr, le ralentissement graduel de la croissance de la masse monétaire ne constitue pas une fin en soi; l'objectif fondamental est de réduire l'inflation, et ce, afin de poser les bases d'une économie stable et prospère."  
(Banque du Canada, Rapport Annuel pour l'année 1979, p.5)

Le revenu nominal ne nous semble donc pas être la mesure appropriée pour choisir l'agrégat monétaire à utiliser pour fins de politique.<sup>4</sup>

## 2. L'expérience canadienne

Récemment, certains économistes se sont prononcés sur l'efficacité de la politique monétaire canadienne en s'appuyant sur l'examen des rela-

<sup>3</sup>Voir par exemple Andersen (1975), Andersen et Karnosky (1977), Carlson et Hein (1980) et Berkman (1980).

<sup>4</sup>Voir par exemple Berkman (1980).

tions entre la monnaie et les prix. Peters et Donner (1981) considèrent que le monétarisme est un échec puisque le taux de croissance de M1 a diminué au cours des cinq dernières années alors que le taux d'inflation a doublé. Les auteurs reprennent l'argument de Tobin à l'effet que l'impact de la politique monétaire a été très fort sur le volume des ventes et la production avec seulement des effets mineurs sur les prix.

Barber et McCallum (1981) arrivent aux mêmes conclusions. Ils régressent le niveau des prix (indice de la DNB) par rapport au stock de monnaie courant et passé et au PNB réel courant et passé. Ils utilisent des données trimestrielles désaisonnalisées pour estimer cette relation sur les périodes 1957I à 1972IV, 1957I à 1975III et 1963I à 1978III à l'aide de polynômes d'Almon de degré 2 ou 3. Par la suite, ils effectuent des prévisions pour trois années subséquentes à la fin de chaque période d'estimation. Alors la croissance de la monnaie explique bien le taux d'inflation mais les performances au niveau de la prévision sont beaucoup moins bonnes.

"(...) monetary policy can account for very little of the inflation acceleration of 1973-74 and at best a quarter to a half of the subsequent deceleration and acceleration."

(Barber, C.L. et McCallum, J.C.P. (1981), p.224)

A ce titre, la performance de M1 n'est pas supérieure à celle de M2C.

Ils analysent aussi le comportement de la monnaie sur la période 1947 à 1971. Etant donné que la croissance de la monnaie par unité d'output a été souvent négative et que même dans le cas où le ratio de la



monnaie au revenu croît, cette augmentation a été moins forte que celle du niveau des prix, les auteurs concluent que la monnaie n'a pas eu un rôle significatif pour déterminer l'inflation au cours de la période. Dans le cas des années 70, l'inflation est le résultat de chocs exogènes du côté de l'offre. Courchene (1981a) rejette cette conclusion. Si l'inflation était causée par des chocs du côté de l'offre, ce serait l'Allemagne, le Japon, etc... qui auraient été le plus touchés et non le Canada où le prix des produits énergétiques est grandement inférieur au prix mondial.

D'autre part, Wirick (1981) critique le test effectué par Barber et McCallum:

"(...) the use of quaterly forecasts is an inappropriate method of testing for the long-run relationship between supply growth and inflation."  
(Wirick, R.G. (1981), p.254)

Il propose un test alternatif. Il part de l'hypothèse qu'une augmentation de l'offre de monnaie amène une augmentation des prix à moins qu'il n'y ait augmentation équivalente de la demande de monnaie réelle. De plus, à long terme, la demande de monnaie est fonction seulement de l'output potentiel.

Dans un premier temps, Wirick estime les élasticités de la demande de monnaie (M1 et M2C) par rapport au revenu et aux taux d'intérêt pour les périodes 1954 à 1961 et 1961 à 1970. Il utilise ensuite ces élasticités pour prévoir le taux d'inflation dans les années 70. Il pose alors l'hypothèse que le taux de croissance de l'offre de monnaie

se maintient au taux observé de 1970 à 1975 et que le taux de croissance de la demande de monnaie réelle est la même que la moyenne observée dans les années 50 et 60. Le taux d'inflation impliqué à long terme est alors de 10,5% à 12,5%. Ceci confirme, selon l'auteur, la nécessité de réduire le taux de croissance de la monnaie pour contrer l'inflation.

Dans un autre contexte, Pigott (1980) et Selden (1981) estiment la relation monnaie-prix pour plusieurs pays dont le Canada. Pigott met l'accent sur le rôle des anticipations pour justifier le délai de réaction de la monnaie vers les prix. Selon lui, la relation appropriée pour prévoir l'inflation peut être une relation instable. Si la politique varie, ceci affectera les anticipations et donc la relation monnaie-prix devrait varier également.

Pigott utilise des données trimestrielles pour tester la relation entre le taux d'inflation (IPC) et le taux de croissance de la masse monétaire (M1) sur la période 1961I à 1978IV et sur deux sous-périodes de taux de change: 1961I à 1970IV et 1971I à 1978IV. En plus du taux de croissance courant et passé de la masse monétaire, il inclut deux variables dans son équation: la croissance moyenne à long terme (11 trimestres) des encaisses réelles (pour tenir compte du changement séculaire dans la demande de monnaie réelle résultant, par exemple, d'innovations financières) et une variable binaire pour tenir compte de l'augmentation des prix du pétrole sur la croissance du revenu réel.

L'impact de la monnaie sur les prix est alors significativement

différent de 1 ce qui, selon Pigott, ne contredit pas l'hypothèse de neutralité de la monnaie. L'impact serait égal à 1 si la relation monnaie-prix demeurait la même malgré un changement de politique. De plus, en général, il y a instabilité sur les deux sous-périodes. L'impact augmente en taux de change flexible. Toutefois, dans le cas du Canada, la relation est stable d'une période à l'autre.<sup>5</sup> Selon Pigott,

"a money-price forecasting relation reflects the way in which individuals predict future money, not primarily the causal links between money and prices."  
(Pigott, C. (1980), p.39)

En taux de change fixe, la croissance monétaire intérieure est contrainte par la croissance monétaire américaine et donc une bonne partie de la variation dans le taux de croissance de la monnaie est perçue comme transitoire. Donc dans les années 60, l'impact à long terme de la monnaie sur les prix sera inférieur à 1. Par contre, en taux de change flexible, une plus grande proportion de la variation de la croissance monétaire sera perçue comme étant permanente et donc l'impact de la monnaie sur les prix sera plus élevé. Au Canada, dans les années 70, on observe un taux de change "géré" et c'est pourquoi l'impact de la monnaie sur les prix demeure inférieur à 1.

Selden(1981) utilise des données trimestrielles pour estimer la relation monnaie-prix sur la période 1958I à 1977IV. Il régresse le

<sup>5</sup> Il est à noter que dans le cas du Canada, lorsque le facteur de tendance dans la demande de monnaie réelle n'est pas inclus dans l'équation, l'impact de la monnaie sur les prix diminue de la première à la deuxième période.

taux d'inflation (IPC) sur le taux de croissance courant et passé de la monnaie ainsi que le changement en pourcentage dans le ratio de l'indice des prix de l'énergie par rapport à l'indice général des prix. Il utilise des polynômes d'Almon de degré 3. Les résultats ne sont présentés que pour M1.<sup>6</sup> La somme des coefficients estimés de la variable monétaire est alors significative et égale à 0,612.<sup>7</sup> Le délai moyen estimé est de 4,7 trimestres.

Selden estime aussi la relation sur deux sous-périodes: 1958 à 1967 et 1968 à 1977. Les résultats sont alors instables. Dans le cas du Canada, le délai moyen estimé n'est pas significatif sur la période récente. Il effectue aussi un test de causalité en incluant dans son équation les variables  $\dot{M}_{t+1}$  jusqu'à  $\dot{M}_{t+4}$ . Alors le seul coefficient significatif est celui associé à  $\dot{M}_{t+4}$ . Par ailleurs, tous les coefficients estimés sont de signe positif, ce qui tend à confirmer l'hypothèse que la banque centrale valide l'inflation qui résulte de chocs non-monétaires. Selden effectue aussi des tests concernant la transmission internationale de l'inflation. Les résultats seront examinés en détail à la section suivante.

Enfin, Bordo et Choudhri (1982) analysent le lien entre la

---

<sup>6</sup>L'auteur note que pour la majorité des pays, dont le Canada, il existe une relation plus forte entre une définition étroite de la monnaie et les prix. Selden présente les résultats avec M1 car c'est avec cet agrégat qu'il dit obtenir le meilleur ajustement.

<sup>7</sup>La somme des délais sur la variable de prix relatif de l'énergie n'est pas significative dans l'équation.

monnaie et les prix au Canada sur la période 1971I à 1980IV. Le but premier de cet article est d'examiner le mécanisme de transmission internationale de l'inflation. Nous présentons d'abord uniquement les résultats obtenus sans tenir compte de l'ouverture de l'économie.<sup>8</sup> Le taux d'inflation (dégonfleur de la DNB) est d'abord régressé sur le taux de croissance moyen passé (12 trimestres) de la masse monétaire (M1). Ceci constitue, selon les auteurs, une mesure adéquate du taux de croissance monétaire à long terme au Canada. En utilisant cette mesure, on contraint donc les coefficients associés aux retards dans le taux de croissance de la monnaie à être tous égaux. Cette contrainte a été testée et l'hypothèse d'égalité des coefficients ne peut être rejetée au niveau habituel de 5%.

Ils ont aussi utilisé d'autres définitions de la masse monétaire (M1B et M2) et un nombre différent de délais pour calculer le taux de croissance monétaire de long terme (2,4,6,...trimestres). C'est avec M1 et 12 trimestres que les meilleurs résultats sont obtenus (écart-type de la régression le plus faible). Le coefficient estimé de la variable monétaire est alors égal à 0,772 et est significatif.

Bordo et Choudhri examinent aussi l'importance des facteurs non-monétaires dans la détermination du taux d'inflation au Canada. Ils incluent d'abord dans l'équation une variable binaire pour le contrôle des prix et des salaires (=1 de 1975IV à 1978III) et une variable binaire

---

<sup>8</sup> Les résultats dans le cadre de l'économie ouverte sont rapportés à la section 3 de ce chapitre.

pour la période après-contrôle (=1 de 1978IV à 1979III). Ces deux variables ont un effet significatif sur leur mesure du taux d'inflation et leur introduction amène le coefficient estimé de la variable monétaire à évaluer 1,205. Ils incluent aussi le taux de changement moyen passé (4 trimestres) du prix relatif des produits énergétiques. Cette variable a un effet positif et significatif sur l'inflation. Deux autres variables explicatives ont été testées: le taux de croissance courant et passé des salaires et le taux de chômage. Toutefois, ces variables ne sont pas significatives lorsqu'introduites dans l'équation monnaie-prix.

Par ailleurs, deux études ont été effectuées au Canada concernant le choix d'un agrégat monétaire. D'abord Selody (1978) utilise une approche de forme réduite pour déterminer le meilleur indicateur et la meilleure cible intermédiaire de la politique monétaire canadienne. Selon lui, le meilleur indicateur est l'agrégat monétaire qui prévoit le mieux le revenu nominal. D'autre part, la meilleure cible doit être un bon indicateur et doit avoir une composante endogène prévisible de sorte que les autorités puissent contrôler l'agrégat par des changements compensatoires dans ses composantes exogènes.

Selody dérive une forme quasi-réduite pour déterminer le taux de croissance du revenu nominal et estime dans un premier temps cette équation avec des données trimestrielles sur la période 1959II à 1976IV. Il utilise la méthode du maximum de vraisemblance. Par la suite, il effectue des prévisions sur diverses périodes. Ces prévisions sont "standardisées" par la méthode de Theil. Sur la base de la prévision à l'inté-

rieur de la période échantillonnale, l'agrégat le plus large est le meilleur. Par contre, pour la prévision ex post, M1 s'avère plus stable sur diverses périodes échantillonnales.

Selody estime aussi avec la même méthode une forme quasi-réduite pour la composante endogène de la monnaie. Une accélération du revenu provoque une décélération assez importante de cette composante quel que soit l'agrégat utilisé. Au niveau de la prévision à l'intérieur de la période échantillonnale, MCB (M3 + obligations d'épargne du Canada) s'avère le meilleur agrégat. Par contre, pour la prévision ex post à long terme, M1 et M3 sont préférés. Donc, d'après ces résultats, M1 serait le meilleur indicateur et M1 et M3 seraient les meilleures cibles intermédiaires; on ne peut toutefois pas choisir entre les deux.

"The most striking finding of this analysis is that one monetary aggregate is not universally "best" either as an indicator or as an intermediate target. This implies that regardless of which monetary aggregate is chosen as "best", there will be points in time or other criteria by which another aggregate will do better."  
(Selody, J. (1978), p.602)

Finalement, Kelly (1981) veut analyser la relation à court terme entre la monnaie, d'une part, et les prix et le revenu nominal, d'autre part. Trois mesures de prix (IPC, dégonfleur de la DNB et dégonfleur des dépenses personnelles de consommation) et quatre agrégats monétaires (base, M1, M2 et M3) sont utilisés. Il utilise des données trimestrielles désaisonnalisées pour tester ces relations sur la période 1970IV à 1981III à

l'aide de polynômes d'Almon de degré 2. Il utilise des délais de 4, 6 et 8 trimestres.

M2 est alors le meilleur agrégat<sup>9</sup> pour expliquer l'inflation alors que M1 est le meilleur pour expliquer la croissance du revenu nominal. Kelly a aussi réestimé les équations en incluant une variable de tendance ou des délais (3 trimestres) sur la variable dépendante. Si on regarde le pouvoir explicatif de l'équation ( $\bar{R}^2$ ), le dégonfleur de la DNB et le dégonfleur des dépenses personnelles de consommation sont mieux expliqués par M2 (6 retards) et le retard sur la variable dépendante. Par contre, l'IPC est mieux expliqué seulement avec les retards sur M2.

Kelly effectue des prévisions. L'équation est estimée sur 13 périodes et les prévisions sont faites pour les 5 trimestres suivant la fin de chaque période échantillonnale. M2 est alors le meilleur agrégat<sup>10</sup> pour prévoir le dégonfleur de la DNB, M1 est le meilleur pour prévoir l'IPC et la base monétaire donne l'erreur de prévision la plus faible pour la croissance du revenu nominal.

### 3. Essais sur la transmission internationale de l'inflation

Quoique peu de tentatives aient été faites pour tenir compte de l'ouverture de l'économie lorsqu'on examine la relation monnaie-prix, nous

<sup>9</sup>Le meilleur agrégat est défini comme étant celui avec lequel on obtient le  $\bar{R}^2$  maximum.

<sup>10</sup>Le meilleur agrégat est celui avec lequel on obtient la racine de l'erreur quadratique moyenne la plus faible.



considérons tout de même que celles-ci doivent faire l'objet d'une section distincte. Etant donné les résultats récents obtenus aux Etats-Unis, comparativement au Canada, dans la lutte à l'inflation, on est enclin à se demander si l'insuccès de la politique monétaire au Canada ne peut être relié à des facteurs internationaux.

Le Canada étant une économie très ouverte, certaines variables comme le taux de change devraient être prises en considération de façon explicite dans les estimations de la relation monnaie-prix. En effet, plusieurs économistes considèrent que le taux d'inflation au Canada peut être expliqué en partie par la dépréciation du dollar canadien. Il est vrai qu'une dépréciation du dollar amène une hausse du prix des biens importés et a donc un effet direct sur le taux d'inflation (puisque le prix des biens importés est inclus dans l'IPC) et un effet indirect à travers les coûts de production des biens domestiques. Une dépréciation ne devrait toutefois pas affecter le taux d'inflation de façon permanente. A long terme, on peut s'attendre à ce que à la fois le taux d'inflation et le taux de change soient déterminés par le taux d'expansion monétaire. En ce sens, la dépréciation de la monnaie peut être vue comme le symptôme plutôt que la cause de l'inflation.

Selden (1981) effectue quelques tests empiriques concernant le mécanisme de transmission de l'inflation. Les tests sont effectués sur la période 1958 à 1977. Il calcule d'abord les corrélations entre les taux d'inflation des 14 pays utilisés dans son étude et les corrélations entre les taux de croissance monétaire de ces pays. Les taux d'inflation sont

alors corrélés beaucoup plus fortement entre les pays que ne l'est la croissance monétaire. Dans le cas des Etats-Unis, Selden teste la possibilité que la dépréciation ait un impact significatif sur le taux d'inflation. Il régresse le taux d'inflation sur le taux de croissance courant et passé de M1B et sur la valeur moyenne pondérée du dollar par rapport à dix devises. La variable de taux de change est incluse avec des délais de 1 à 4 trimestres. Aucun des coefficients estimés sur les retards n'est alors significatif.

Finalement, pour tous les autres pays, Selden remplace la croissance monétaire intérieure par la croissance monétaire américaine (M1B) dans l'équation d'inflation. Dans le cas du Canada, la somme des coefficients monétaires estimés est alors significative mais les résultats sont moins bons que lorsqu'on utilise le stock de monnaie canadien.

"There is a strong suggestion, therefore, that U.S. monetary growth influences foreign inflation primarily through a delayed impact on foreign monetary growth. Because the correlation coefficients of U.S. monetary growth and monetary growth in the thirteen other countries take no account of lags, they turn out to be weak, but this does not mean that they are not in fact closely related."  
(Selden, R.T. (1981), p.30)

Bordo et Choudhri (1982) considèrent qu'il existe deux canaux principaux par lesquels l'inflation au Canada peut être importée des Etats-Unis. Voyons d'abord le premier mécanisme. Etant donné que la Banque du Canada veut éviter de trop fortes fluctuations du taux de change, les taux d'intérêt au Canada ont tendance à se diriger dans le même sens que les

taux d'intérêt américains. Cette corrélation positive entre les taux d'intérêt peut donc induire une corrélation positive entre les taux de croissance monétaire des deux pays.

Pour tester cette hypothèse, Bordo et Choudhri régressent le taux de croissance de la monnaie (M1) au Canada sur les valeurs courantes et passées du taux de croissance de la monnaie (M1A) aux Etats-Unis. Ces estimations sont faites sur la période 1971 à 1980. Ils incluent jusqu'à 4 retards sur la croissance monétaire américaine mais ces retards ne sont pas significatifs. On a une relation contemporaine significative entre les taux de croissance monétaire des deux pays. Le coefficient estimé de la variable américaine est égal à 0,894 et est significatif mais le pouvoir explicatif de l'équation est faible ( $R^2 = 0,13$ ).

De plus, le taux d'inflation au Canada peut être relié directement au taux d'inflation américain étant donné le prix des biens échangés entre les deux pays. Selon l'hypothèse de la parité des pouvoirs d'achat, le taux d'inflation au Canada devrait égaler, au moins à long terme, le taux d'inflation aux Etats-Unis ajusté pour les variations du taux de change. Différents tests sont effectués concernant cette proposition.

Ils incluent d'abord dans l'équation le taux d'inflation américain ajusté pour le taux de change. Cette variable est incluse avec des retards jusqu'à 3 trimestres. Les coefficients estimés ne sont alors pas significatifs. Ils incluent aussi les deux variables séparément dans l'équation. Les coefficients estimés sont alors significatifs au niveau

10% mais le coefficient associé au taux de change (défini comme le prix des devises étrangères) est négatif.

"We are, thus, unable to find a consistent effect of the exchange rate on Canadian inflation. One explanation of this is that the exchange rate exhibited little or no time trend during the flexible exchange rate period. Its movements, therefore, could have been considered transitory and largely disregarded in the adjustment of Canadian prices."  
(Bordo, M.D. et Choudhri, E.U. (1982), p.21)

Finalement, Bordo et Choudhri testent la possibilité que les changements transitoires et séculaires dans les prix aux Etats-Unis aient un impact différent sur les prix au Canada. Ils incluent alors dans l'équation le taux d'inflation prévu par la croissance monétaire américaine à long terme et le taux d'inflation résiduel. Seul le taux d'inflation séculaire est significatif. Il est à noter que lorsque ces variables sont incluses dans l'équation alors les variables binaires pour le contrôle des prix et des salaires et la variable de prix relatif de l'énergie ne sont plus significatives.

Il semble donc que la croissance monétaire aux Etats-Unis ait affecté directement la croissance monétaire au Canada et que l'inflation américaine induite par la croissance monétaire à long terme aux Etats-Unis ait affecté directement l'inflation canadienne.

"This article suggests that Canada's difficulties in controlling inflation can be explained, at least in part, by taking into account the effect of U.S. long-term monetary growth on Canadian inflation."  
(Bordo, M.D. et Choudhri, E.U. (1982), p.23)

#### 4. Synthèse

Comme on a pu le constater dans les sections précédentes, il existe peu d'études au Canada concernant le lien entre la monnaie et les prix et plus particulièrement concernant le choix d'un agrégat monétaire pour fins de politique économique. Ce genre de test à été effectué de façon plus systématique aux Etats-Unis. Nous présentons au tableau 2.1 un sommaire des tests effectués au Canada et au tableau 2.2 certains des résultats obtenus concernant l'impact de la monnaie sur les prix. Ce dernier tableau sera particulièrement utile pour fins de comparaison avec les résultats empiriques obtenus dans cette étude.

On peut noter plusieurs lacunes dans les études existantes. En fait, une seule de ces études porte véritablement sur le choix d'un agrégat monétaire, soit l'étude de Kelly. Toutefois, les tests sont effectués en général en incluant une seule variable explicative, le taux de croissance de la masse monétaire (courant et passé). On n'inclut en plus qu'une variable de tendance et des délais sur la variable dépendante. De plus, la relation est estimée seulement pour les années 70.

Dans les études de Barber et McCallum et de Selden, on estime la relation monnaie-prix sur une période comprenant des observations sur les deux régimes de taux de change. Ces résultats doivent donc présenter des problèmes importants de stabilité puisque, comme nous le démontrerons dans cette étude, la relation monnaie-prix varie de manière importante selon le régime de taux de change. Il n'est alors pas surprenant que M1

Tableau 2.1  
Sommaire des tests effectués au Canada\*

Données	Mesure de prix	Agrégat monétaire	Période d'estimation	Autres variables explicatives
1. Pigott (1980)	IPC	M1	1961I-1970IV 1971I-1978IV 1961I-1978IV	11 ( $\sum_{i=0}^{11} (M/P)_{t-i}$ )/12, D1
2. Barber et McCallum (1981)	dégonfleur de la DNB	M1, M2C	1957I-1972IV 1957I-1975III 1963I-1978III	PNB réel
3. Selden (1981)	IPC	M1	1958I-1977IV	( $\hat{P}_e - \hat{P}$ )
4. Kelly (1981)	IPC, dégonfleur de la DNB, dégonfleur des dépenses personnelles de consommation	B, M1, M2, M3	1970IV-1981III	3 $t, \sum_{i=1}^3 P_i \hat{P}_{t-i}$
5. Bordo et Choudhri (1982)	dégonfleur de la DNB	M1 (M1B, M2)	1971I-1980IV	( $\hat{P}_e - \hat{P}$ ), $\hat{W}$ , $u$ , D2, D3, $\hat{P}_{us}$ , ( $\hat{P}_{us} + \hat{E}$ ), $\hat{M}_{us}$ , ( $\hat{P}_{us} - \hat{P}_{us}$ )

\* Les variables sont définies comme suit: P : niveau des prix, M : stock de monnaie, B : base monétaire, M1 : monnaie hors-banques + dépôts à vue, M1B : monnaie hors-banques + ensemble des dépôts transférables par chèque, M2 : M1B + dépôts à terme des particuliers + dépôts à préavis, M2C : monnaie hors-banques + ensemble des dépôts bancaires en dollars canadiens du public, M3 : M2C + dépôts en monnaies étrangères tenus au Canada au nom des résidents, Pe : indice des prix des produits énergétiques, W : salaires, u : taux de chômage, t : variable de tendance, E : taux de change, D1 : variable binaire pour le choc pétrolier, D2 : variable binaire pour période de contrôle des prix et des salaires, D3 : variable binaire pour périodes après-contrôles.

Les symboles représentent:  $\hat{P}$  : taux de croissance (ex.:  $\hat{P} = \ln P - \ln P_{-1}$ )

$\hat{P}^*$  : valeur anticipée

us : variable américaine

T : trimestriel

Tableau 2.2  
Impact estimé de la monnaie sur les prix\*

	Agr.	Période	Spécification	$\Sigma m_i$	$\bar{R}^2$
1. Pigott	M1	61I-70IV	$\sum_{i=0}^n m_i \dot{M}_{t-i}, \left( \sum_{i=0}^{11} (M/P)_{t-i} \right) / 12, D1$	0,15 <sup>1</sup>	0,55
		71I-78IV	$\sum_{i=0}^n m_i \dot{M}_{t-i}, \left( \sum_{i=0}^{11} (M/P)_{t-i} \right) / 12, D1$	0,26 <sup>1</sup>	0,55
		61I-78IV	$\sum_{i=0}^n m_i \dot{M}_{t-i}, \left( \sum_{i=0}^{11} (M/P)_{t-i} \right) / 12, D1$	0,22 <sup>1</sup>	0,80
2. Barber et McCallum	M1	57I-72IV	$\sum_{i=0}^{16} m_i M_{t-i}, \sum_{i=0}^4 c_i PNB_{t-i}^2$	0,58 <sup>3</sup> (5,80)	0,9986 <sup>4</sup>
		57I-75III	$\sum_{i=0}^{16} m_i M_{t-i}, \sum_{i=0}^4 c_i PNB_{t-i}$	0,90 (12,00)	0,9992 <sup>4</sup>
		63I-78IV	$\sum_{i=0}^{12} m_i M_{t-i}, \sum_{i=0}^4 c_i PNB_{t-i}$	0,83 (11,07)	0,9996 <sup>4</sup>
	M2	57I-72IV	$\sum_{i=0}^{12} m_i M_{t-i}, \sum_{i=0}^4 c_i PNB_{t-i}$	0,43 (10,24)	0,9985 <sup>4</sup>
		57I-75III	$\sum_{i=0}^{12} m_i M_{t-i}, \sum_{i=0}^3 c_i PNB_{t-i}$	0,60 (9,68)	0,9989 <sup>4</sup>
		63I-78IV	$\sum_{i=0}^{12} m_i M_{t-i}, \sum_{i=0}^4 c_i PNB_{t-i}$	0,55 (10,38)	0,9995 <sup>4</sup>
3. Selden	M1	58I-77IV	$\sum_{i=0}^{20} m_i \dot{M}_{t-i}, \sum_{i=0}^5 p_i (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-i}$	0,61 (5,50)	0,68
4. Kelly	M2 <sup>5</sup>	70IV-81III	$\sum_{i=0}^4 m_i \dot{M}_{t-i}$	0,76	0,59
	M2 <sup>6</sup>	70IV-81III	$\sum_{i=0}^6 m_i \dot{M}_{t-i}$	0,57	0,34

Tableau 2.2 (suite)  
Impact estimé de la monnaie sur les prix\*

	Agr.	Période	Spécification	$\Sigma m_i$	$\bar{R}^2$
4. Kelly	M1 <sup>5</sup>	70IV-81III	$\sum_{i=0}^8 m_i \dot{M}_{t-i}$	0,49	0,12
	M1 <sup>6</sup>	70IV-81III	$\sum_{i=0}^6 m_i \dot{M}_{t-i}$	-0,33	0,19
5. Bordo et Choudhri	M1	71I-80IV	$(\sum_{i=1}^{12} \dot{M}_{t-i})/12$	0,77 (2,29)	0,38
		71I-80IV	$(\sum_{i=1}^{12} \dot{M}_{t-i})/12, D2, D3$	1,20 (5,90)	0,52
		71I-80IV	$(\sum_{i=1}^{12} \dot{M}_{t-i})/12, D2, D3,$	1,12 (5,77)	0,60
			$\sum_{i=1}^4 p_i (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-i}/4$		

\* Définitions des variables au tableau 2.1

- notes: 1. significativement différent de 1 au niveau 5%.  
 2. variables incluses sous forme logarithmique.  
 3. statistique t entre parenthèses.  
 4.  $R^2$  non ajusté.  
 5. résultat obtenu avec dégonfleur de la DNB.  
 6. résultat obtenu avec IPC.



ou M2C s'avèrent de mauvais prédicteurs du taux d'inflation futur. Ce genre de test est d'ailleurs sujet à la critique de Lucas(1976), c'est-à-dire que l'on ne peut utiliser les estimés d'une relation économétrique obtenus sur une période échantillonnale donnée pour prévoir le comportement futur de la variable dépendante s'il y a un changement de politique économique.

L'étude de Pigott est à notre avis la plus intéressante puisque la relation monnaie-prix est estimée sur les sous-périodes de taux de change et que l'on tient compte d'autres variables explicatives ayant pu affecter le taux d'inflation. Dans cette étude, les tests ne sont toutefois effectués qu'avec M1.

Finalement, Bordo et Choudhri se concentrent sur le lien entre le taux d'inflation et le taux de croissance de la monnaie au Canada en essayant de tenir compte des facteurs extérieurs ayant pu affecter l'inflation au Canada. Même si les résultats ne sont pas vraiment concluants, nous portons un grand intérêt à ce genre de test puisque l'économie canadienne étant une économie très ouverte, le fait d'ignorer ce genre de facteur peut conduire à un biais dans les estimations de la relation monnaie-prix. Dans cette étude, les résultats ne sont présentés toutefois qu'avec M1 et sur une seule période échantillonnale.

Nous entendons donc dans ce travail examiner le lien entre la monnaie et les prix au Canada de façon beaucoup plus systématique. Ce travail étant relié à la politique économique actuelle, nous utiliserons

cinq définitions de la monnaie, soit la base monétaire, M1, M1B, M2 et M2C. Nous retenons donc les définitions utilisées le plus couramment dans la littérature. De plus, nous ajoutons au modèle d'autres variables explicatives qui ont un impact sur le taux d'inflation: le taux de croissance des prix relatifs des produits alimentaires et énergétiques ainsi qu'une variable binaire pour tenir compte de l'impact du contrôle des prix et des salaires sur la période 1975 à 1978. Nous effectuerons de plus une série de tests concernant le mécanisme de transmission internationale de l'inflation.

D'autre part, la relation monnaie-prix sera examinée sur un plus grand nombre de périodes de façon à tester la stabilité de la relation sur les sous-périodes de taux de change et à l'intérieur des années 70. Ceci permettra donc de tenir compte du changement de politique économique, c'est-à-dire du passage d'une politique "Keynésienne" vers une politique "monétariste" en novembre 1975.

Finalement, nous utilisons des données mensuelles plutôt que trimestrielles pour effectuer ces tests, ce qui permet donc à la fois une analyse à très court terme aussi bien qu'une analyse à moyen terme du lien entre la monnaie et les prix. D'autre part, nous utilisons le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation comme mesure du taux d'inflation puisque cet indice comporte l'avantage d'être disponible sur une base mensuelle alors que le dégonfleur de la dépense nationale brute n'est disponible que trimestriellement.

CHAPITRE III

Le problème canadien : analyse descriptive

Avant d'analyser les résultats empiriques obtenus concernant le lien entre la monnaie et les prix, il convient d'abord d'examiner le comportement de ces variables. Pour ce faire, nous croyons utile de revoir brièvement les faits marquants dans la conduite de la politique monétaire. Tel sera l'objet de la première section de ce chapitre.

Par ailleurs, nous présentons à la section 2 une analyse descriptive des variables utilisées, soit les diverses définitions de la masse monétaire et les prix. Nous présentons de plus certaines statistiques concernant la relation monnaie-prix.

## 1. Les faits marquants de la politique monétaire

Etant donné que la majorité des équations dans cette étude sont estimées pour les années 70, nous nous concentrons donc ici à l'examen des faits marquants dans la conduite de la politique monétaire au cours de cette période. Il convient cependant de rappeler très brièvement les deux grandes orientations de la politique depuis le début des années 50.

### 1.1. Les grandes orientations de la politique

Jusqu'à l'automne 1975, la politique monétaire adoptée au Canada est basée sur la théorie économique "Keynésienne". Dans le cadre de cette

politique, les objectifs des autorités sont des objectifs à court terme. Ils sont de plus diversifiés: plein-emploi, inflation, croissance réelle, taux de change, etc...

La politique monétaire est alors toujours orientée en fonction des conditions de crédit, c'est-à-dire du coût (taux d'intérêt) et de la disponibilité (mesures de liquidité des banques à charte) du crédit. La masse monétaire n'est alors pas, selon les autorités, un indicateur opérationnel essentiel à la conduite de la politique monétaire.

Par contre, en 1975, les autorités monétaires deviennent de plus en plus préoccupées par le problème de l'inflation. Pour combattre ce mal, la banque centrale décide d'adopter une politique basée sur la théorie "monétariste". La Banque adopte alors une perspective de long terme plutôt que de court terme pour atteindre un objectif unique, la stabilité des prix. Dans ce contexte, les taux d'intérêt devraient s'ajuster en fonction des cibles monétaires et le taux de change devrait être sujet à des variations importantes (voir, par exemple, Théoret (1979)).

### 1.2. La période 1970 à 1982

Les années 70 ont d'abord été marquées par le passage d'un régime de taux de change fixe à un régime de taux de change flexible. Il convient de rappeler ici les raisons qui ont motivé un tel changement.

En 1969, la banque centrale décide d'adopter une politique monétaire restrictive. Cette politique a pour but de réduire le taux d'in-

flation national en-deça du taux d'inflation mondial. Il en résulte alors une hausse des taux d'intérêt et donc des entrées massives de capitaux. Le Canada fait alors face à deux options: ou bien il décide de maintenir la parité du dollar et accepte ainsi une expansion rapide de la masse monétaire ou bien il laisse flotter le dollar. Le Canada opte pour la seconde alternative. Il s'ensuit immédiatement une forte appréciation du dollar canadien.

La période subséquente est par contre caractérisée par une forte expansion de la masse monétaire. Cette politique a pour but d'éviter une trop forte appréciation du dollar. Selon la Banque, cette appréciation entraînerait des effets néfastes sur les industries canadiennes productrices de biens d'exportation. De 1970 à 1973, on peut considérer que le Canada adopte une politique de taux de change "géré". On peut donc noter une incohérence puisque le Canada passe d'une politique monétaire restrictive axée vers des buts internes (en régime de taux de change fixe) vers une politique orientée vers le maintien d'un taux de change fixe (en régime de taux de change flexible)!

"Pendant les premières années de la décennie, la plupart des pays, y compris le Canada, se sont trouvés aux prises avec des augmentations de la dépense globale et avec une poussée inflationniste d'une ampleur presque sans précédent dues en partie à des politiques trop expansionnistes et en partie à la malchance."

(Banque du Canada, Rapport Annuel pour l'année 1980, p.16)

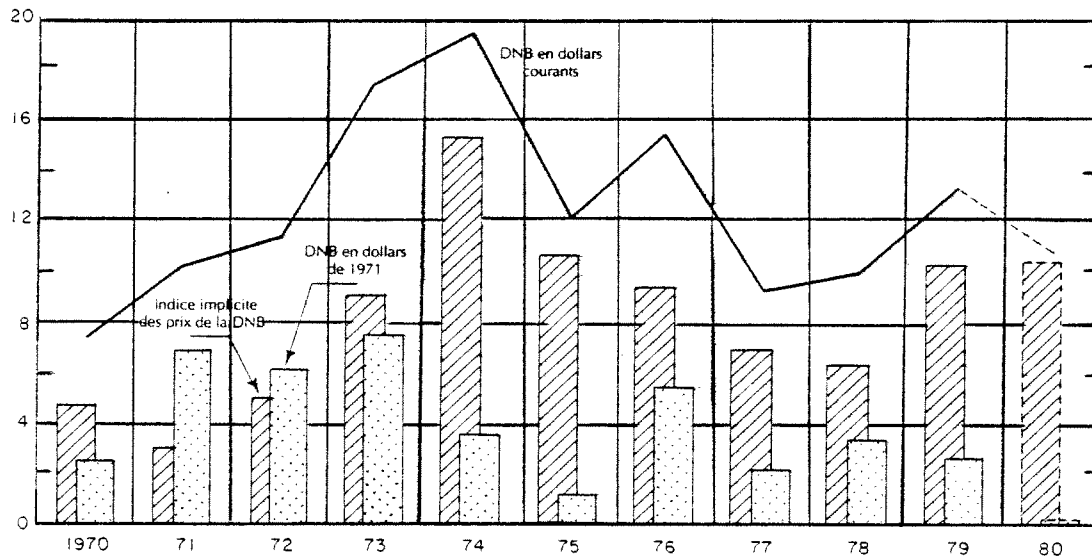
Ceci peut être représenté à la figure 1. On constate en effet une forte

augmentation de la dépense nationale brute pendant la période 1971 à 1973. On peut noter de plus une hausse considérable du taux d'inflation (mesuré par l'indice implicite des prix de la DNB) à partir de 1973. Ce taux atteint même 15,3% en 1974.

Figure 1

### Dépense, inflation et production

Taux annuel de variation



Source : Banque du Canada, Rapport Annuel (1980), p.19

Selon le Gouverneur, cette performance des prix a été causée en partie par les pressions de la demande sur le marché des matières premières, par les mauvaises récoltes céréalières de 1972, par la faiblesse relative des taux d'intérêt et finalement par la hausse sans précédent des prix des produits énergétiques à la fin de 1973.

Le Gouverneur note que la politique monétaire a reçu une orientation restrictive à partir de 1973. Cependant, les taux de croissance monétaire annuels sont demeurés supérieurs à 10%. Il existait en fait un problème avec les indicateurs de la politique utilisés à cette époque.<sup>1</sup> Les taux d'intérêt nominaux ayant augmenté considérablement en 73 et 74 (en 74, les taux d'intérêt à court terme étaient d'environ 10% comparativement à 5% en 72), la politique monétaire était interprétée comme restrictive. Cependant, les taux d'intérêt réels étaient très faibles. Le Gouverneur reconnaît d'ailleurs aujourd'hui ce problème.

"Ces majorations (de taux d'intérêt) ont suscité à l'époque certaines inquiétudes, mais en fait ces taux étaient faibles, étant donné les taux de plus en plus élevés de l'inflation. Le rythme de l'expansion monétaire est ainsi demeuré relativement rapide."  
(Banque du Canada, Rapport Annuel pour l'année 1980, p.17)

En octobre 1975, la Banque du Canada annonce une politique de réduction graduelle de la masse monétaire de façon à combattre l'inflation. L'agrégat monétaire contrôlé par les autorités est un agrégat étroit, M1. Celui-ci sera contrôlé par la manipulation des taux d'intérêt à court terme. Si ces taux augmentent, le coût d'opportunité de détenir des encaisses ne rapportant pas d'intérêt augmente et donc la demande pour M1 diminue. La Banque décide d'établir des limites pour la fourchette-cible de taux de croissance de M1. Ces limites seront abaissées graduellement dans le temps. En effet, en 1975, les limites établies étaient de 10% et 15% alors qu'en 1981, elles étaient de 4% et 8%.

<sup>1</sup>Pour une description détaillée des problèmes reliés à l'utilisation de ces indicateurs, voir Courchene (1976), chapitre 4.



Il est important de noter de plus qu'au même moment où la Banque adopte ce changement de politique, on instaure au Canada un contrôle des prix et des salaires. Les contrôles sont instaurés dans le but de réduire les coûts associés à une restriction monétaire et sont perçus comme un instrument complémentaire visant à réduire le taux d'inflation. Ces contrôles seront abolis graduellement pendant la période s'étendant d'avril à décembre 1978.

De 1975 au début de 1978, la politique de la Banque semble clairement orientée vers les cibles de croissance de M1. Par contre, à partir de 1978, la Banque semble de plus en plus préoccupée par le taux de change. Elle désire cette fois-ci éviter une trop forte dépréciation du dollar, ce qui pourrait entraîner, selon elle, des répercussions très néfastes sur les prix.

"(...) les mesures que la Banque a prises au cours des douze derniers mois traduisaient bien les préoccupations que lui inspiraient le potentiel inflationniste de la baisse du cours du dollar canadien."  
(Banque du Canada, Rapport Annuel pour l'année 1978, p.7)

Selon Howitt et Laidler (1979), la sous-évaluation du dollar canadien pendant cette période n'était pas une raison suffisante pour que la Banque abandonne sa poursuite des cibles monétaires, même de façon temporaire. Selon eux, la Banque n'avait pas à rendre publique cette décision puisque les données relatives à la croissance de M1 étaient difficiles à interpréter à cette époque et les hausses successives de taux d'intérêt n'étaient donc pas incompatibles avec les buts de la politique

monétaire.

Cependant, depuis 1978, les préoccupations concernant le taux de change semblent s'être toujours accentuées. En mars 1980, la Banque décide d'adopter un taux d'escompte flottant (fixé à  $\frac{1}{4}$  de point au-dessus du taux moyen le jeudi à l'adjudication des bons du Trésor). Cette décision fait suite à l'adoption d'une nouvelle procédure d'opération par le Conseil de la Réserve Fédérale aux Etats-Unis à la fin de 1979. Cette politique entraîne alors des augmentations, ainsi qu'une très forte volatilité, des taux d'intérêt américains. La Banque décide donc de laisser flotter le taux d'escompte de façon à pouvoir réagir plus rapidement aux mouvements dans les taux américains.

Selon Courchene, la politique des autorités depuis cette période est une politique réactive:

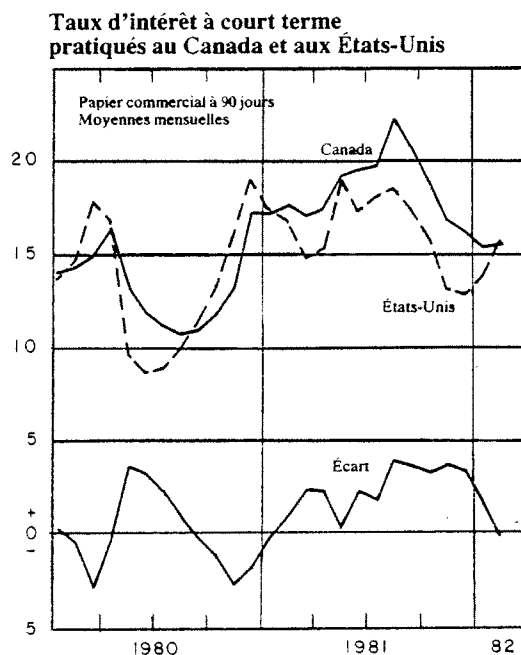
"This is not monetary gradualism. This is pegging the exchange rate or, essentially equivalently, following U.S. monetary policy."  
(Courchene, T.J. (1981b), p.194)

La Banque du Canada considère cependant que les fluctuations des taux d'intérêt au Canada ont été moins fortes qu'aux Etats-Unis de sorte que la hausse des taux d'intérêt américains a eu des répercussions à la fois sur les taux d'intérêt canadiens et sur le taux de change. Elle note en fait des écarts importants entre ces taux au cours de l'année 1980 (voir Banque du Canada, Rapport Annuel pour l'année 1980).

Les écarts entre les taux d'intérêt à court terme au Canada et

aux Etats-Unis sont d'ailleurs présentés à la figure 2. On peut constater en effet que sur certaines périodes, les taux canadiens ont été inférieurs aux taux américains. Par contre, en 1981, les taux au Canada sont toujours supérieurs à ceux pratiqués aux Etats-Unis.

Figure 2



Source : Banque du Canada, Rapport Annuel (1981), p.13

En fait, en 1981, le Canada a dû faire face à des pressions considérables à la baisse sur la valeur du dollar. Ces pressions ont été causées en partie par la vague de prises de contrôle par les Canadiens de sociétés étrangères en juillet 1981.

"(...)ce phénomène a produit un déséquilibre important sur le marché des changes, mais il n'a pas entraîné un recul très marqué du cours du dollar, car les taux d'intérêt canadiens ont augmenté pour se situer à des niveaux bien supérieurs à ceux des taux américains."  
(Banque du Canada, Rapport Annuel pour l'année 1981, p.9)

Il convient finalement de noter que le Gouverneur de la Banque du Canada a annoncé en novembre 1982 l'abandon de M1 comme cible de la politique monétaire. Le Gouverneur note alors que M1 n'est plus, depuis plus d'un an, un guide fiable de la politique. En fait, déjà dans le Rapport Annuel pour l'année 1979, on notait de nombreux problèmes reliés à l'utilisation de M1. Ces problèmes ne se sont donc pas résorbés avec le temps.

"Il est maintenant clair que M1 a subi des ponctions considérables et continues, du fait des modifications apportées aux pratiques bancaires. (...) Ces changements ont fait que les statistiques de M1 ne constituent plus, à l'heure actuelle, un guide utile pour la politique monétaire."<sup>2</sup>  
(Bouey, G.K. (1982), p.7)

Selon le Gouverneur, ceci ne constitue pas un changement dans l'orientation de la politique monétaire. Les autorités continuent à croire en la valeur des cibles monétaires sur le plan théorique et explorent les possibilités d'utilisation des agrégats monétaires.

## 2. Le comportement de la monnaie et des prix

Nous pouvons maintenant examiner ce que ces diverses attitudes de la Banque ont apporté au niveau de l'évolution du taux de croissance de la monnaie et des prix.

---

<sup>2</sup> On trouvera dans le Rapport Annuel pour l'année 1981 un exposé détaillé des innovations qui se sont produites dans le système bancaire canadien et qui ont contribué à modifier l'évolution de M1.

Nous présentons d'abord au tableau 3.1 les taux de croissance annuels des cinq mesures de la masse monétaire utilisées dans cette étude, soit la base monétaire, M1, M1B, M2 et M2C.<sup>3</sup> Il convient d'abord de définir chacun de ces agrégats.<sup>4</sup> La base monétaire est l'agrégat qui est sous le contrôle direct de la banque centrale. Cet agrégat est composé de la monnaie en circulation et des réserves des banques à charte (dépôts des banques à charte à la Banque du Canada). L'agrégat M1 comprend la monnaie hors banques (billets de la Banque du Canada plus monnaie métallique en circulation) et les dépôts à vue.<sup>5</sup> L'agrégat M1B est égal à M1 plus les dépôts bancaires en dollars canadiens avec droit de tirage par chèque, qu'ils appartiennent ou non à des particuliers. L'agrégat M2 est égal à M1B plus les dépôts à terme et les dépôts sans droit de tirage par chèque des particuliers ainsi que les dépôts bancaires à préavis sans droit de tirage par chèque au nom de clients autres que les particuliers. Finalement, l'agrégat M2C comprend la monnaie hors banques plus l'ensemble des dépôts en dollars canadiens du public. Cette série diffère de M2 en ce qu'elle inclut les dépôts à terme en dollars canadiens autres que ceux des particuliers ainsi que les billets à terme au porteur.

Sur la période 1956 à 1970, on observe que le taux de croissance de la base et de M1 demeure toujours inférieur à 10%. En fait, le taux

---

<sup>3</sup> Les données annuelles sont obtenues en prenant la moyenne des données mensuelles.

<sup>4</sup> Ces définitions sont tirées de la Revue de la Banque du Canada.

<sup>5</sup> Il est à noter que l'on soustrait des dépôts le montant des effets en cours de compensation et celui des dépôts du gouvernement dans les banques à charte.

Tableau 3.1  
Taux de croissance annuel des agrégats monétaires\*

	BASE	M1	M1B	M2	M2C
1956	5,3	1,0	-	-	2,8
1957	2,3	-1,8	-	-	1,7
1958	6,6	9,6	-	-	8,7
1959	4,9	2,5	-	-	5,3
1960	0,5	1,3	-	-	0,5
1961	3,5	5,2	-	-	7,4
1962	5,6	3,3	-	-	5,3
1963	3,2	5,9	-	-	6,2
1964	5,2	5,1	-	-	6,1
1965	8,0	6,3	-	-	11,1
1966	7,3	6,8	-	-	8,1
1967	7,8	9,8	-	-	12,2
1968	0,8	4,3	-5,0	-	13,3
1969	9,9	7,0	-2,3	10,4	9,5
1970	5,5	2,3	-4,2	6,8	5,5
1971	12,3	12,8	9,3	12,3	14,4
1972	15,7	14,3	12,6	10,5	17,7
1973	15,5	14,5	11,9	14,2	13,4
1974	13,5	9,3	5,7	20,1	19,9
1975	17,1	13,9	9,7	15,0	17,6
1976	11,8	8,0	6,2	12,6	17,0
1977	10,4	8,4	7,2	14,0	15,3
1978	12,4	10,0	8,8	10,7	11,9
1979	10,6	6,9	4,8	15,8	19,0
1980	7,7	6,3	4,4	18,1	16,2
1981	7,5	2,9	2,0	14,3	15,4
MOYENNE	8,1	6,8	5,1	13,4	10,8
ECART-TYPE	4,6	4,3	5,6	3,5	5,6

\* Variations dérivées de données désaisonnalisées, en %.  
Source de données: voir Appendice E.

de croissance annuel de la base varie entre 0,5% en 1960 et 9,9% en 1969. Par contre, de 1971 à 1979, le taux de croissance de la base est toujours supérieur à 10%, le maximum correspondant à 17,1% en 1975. En ce qui concerne l'agrégat M1, son taux de croissance est le plus élevé sur la période 1971 à 1975. Cependant, à partir de 1976, le taux de croissance de M1 est inférieur à 10% (sauf en 1978). Le comportement de M1B correspond en partie à celui de M1. On note en effet une diminution importante dans le taux de croissance de cet agrégat au cours de la période récente.

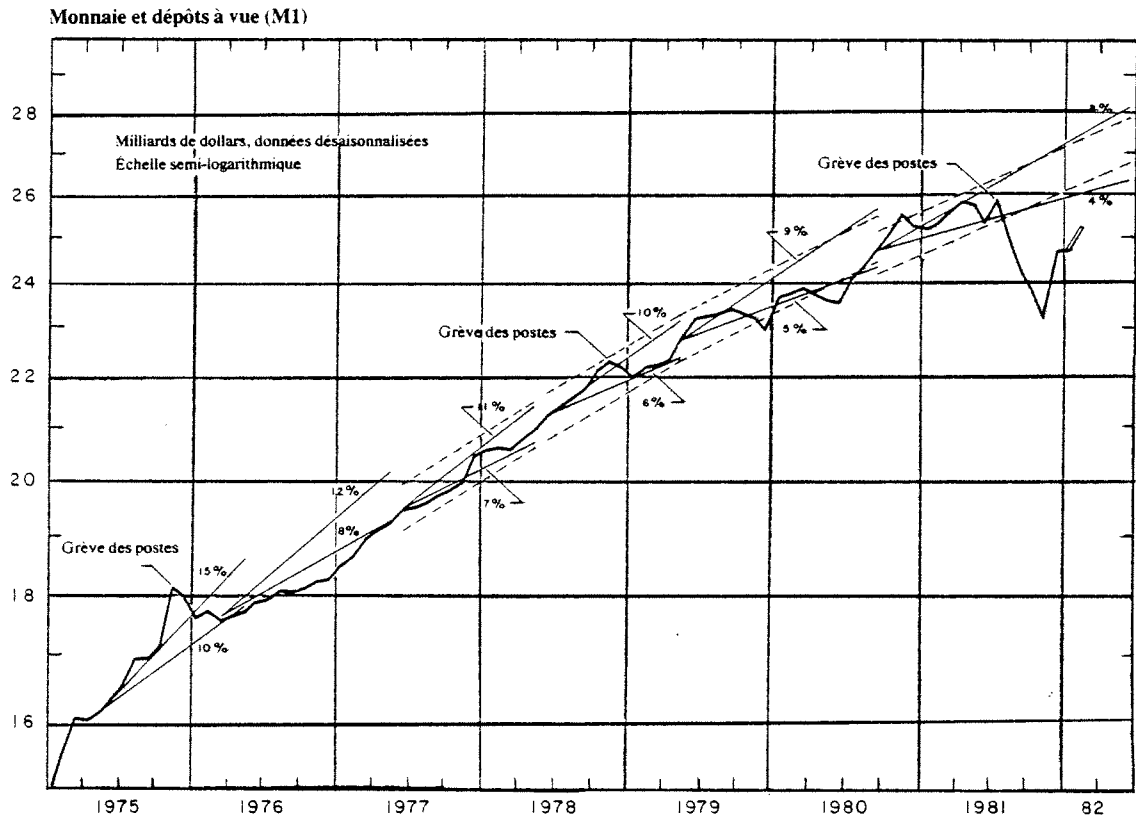
En ce qui concerne les définitions plus larges de la masse monétaire, soit M2 et M2C, leur comportement contraste fortement avec celui des agrégats étroits. On observe que le taux de croissance de ces agrégats demeure toujours supérieur à 10% sur la période 1971 à 1981.

On peut donc constater, tel que nous l'avons mentionné à la section précédente, que la croissance des agrégats monétaires est très élevée pendant la période 1971 à 1975. On observe de plus que la Banque a certes eu des résultats positifs en ce qui concerne le contrôle de M1. En fait, le taux de croissance de M1 passe de 13,9% en 1975 à 2,9% en 1981. Toutefois, la diminution dans le taux de croissance de M1 peut aussi être due en grande partie aux changements institutionnels dans le marché bancaire canadien, comme par exemple la prolifération des comptes d'épargne à intérêt quotidien. Il devient alors difficile de juger de l'efficacité des autorités à contrôler cet agrégat. Nous présentons d'ailleurs à la figure 3 le comportement de M1 pendant la période

1975 à 1982.

Figure 3

**Masse monétaire et fourchettes de croissance visées**



Source : Banque du Canada, Rapport Annuel (1981), p.36

On peut constater à l'examen de cette figure que les taux de croissance de M1 se situent en dehors des limites de la fourchette-cible au cours de nombreuses périodes. Même si les autorités ont clairement réussi à diminuer le taux de croissance tendanciel de M1, il n'en demeure pas moins que ces taux sont demeurés très volatiles. Nous reviendrons sur cette question lorsque nous examinerons le comportement des taux de



croissance mensuels des agrégats monétaires.

Par ailleurs, nous présentons au tableau 3.2 les données concernant le taux d'inflation au Canada. Dans cette étude, le taux d'inflation est mesuré comme le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation. A la première colonne du tableau, nous présentons le taux de variation de l'indice global des prix (IPC) alors qu'aux colonnes 2 et 3, nous présentons le taux de variation de deux composantes de cet indice, soit les produits alimentaires (IPCA) et les produits énergétiques (IPCE). Nous rapportons de plus à la dernière colonne le taux de croissance de l'indice implicite de la DNB (IDNB), qui est une mesure alternative du taux d'inflation.

Le taux d'inflation annuel moyen pendant la période 1956 à 1981 est approximativement égal à 5,0%. En fait, jusqu'en 1972, le taux annuel d'inflation demeure toujours inférieur à 5,0%. Ce taux dépasse toutefois 10% en 1974, ceci pouvant être relié en partie au choc pétrolier. En 1976, le taux d'inflation (IPC) diminue de manière importante à 7,5%. Le taux demeurera inférieur à 10% sur la période 1976 à 1979 (avec une hausse d'année en année au cours de cette période). Par contre, en 1980 l'inflation progresse de nouveau à un taux supérieur à 10%. La hausse du taux d'inflation en 1980-81 peut être encore une fois attribuable en partie à la très forte augmentation de l'indice des prix des produits énergétiques.

On peut remarquer à l'examen du tableau 3.2 que les mouvements

Tableau 3.2  
Taux annuels d'inflation\*

	IPC	IPCA	IPCE	IDNB
1956	1,5	1,1	-	3,6
1957	3,1	4,5	-	2,2
1958	2,6	3,0	-	1,4
1959	1,1	-0,8	-	2,1
1960	1,3	0,8	-	1,2
1961	0,9	1,5	-	0,6
1962	1,2	1,9	-	1,4
1963	1,7	3,2	-	1,9
1964	1,8	1,6	-	2,4
1965	2,5	2,7	-	3,5
1966	3,7	6,3	-	4,6
1967	3,6	1,4	-	3,4
1968	4,1	3,2	-	3,5
1969	4,5	4,2	-	4,7
1970	3,4	2,3	-	4,1
1971	2,8	1,0	-	3,1
1972	4,8	7,6	2,8	5,0
1973	7,6	14,6	9,1	9,1
1974	10,9	16,3	15,2	15,3
1975	10,8	12,9	13,5	10,8
1976	7,5	2,7	15,4	9,5
1977	8,0	8,3	12,2	7,1
1978	8,9	15,5	9,3	6,5
1979	9,1	13,2	9,8	10,3
1980	10,2	10,7	16,0	11,0
1981	12,5	11,4	30,1	10,1
<hr/>				
MOYENNE	5,0	5,8	13,3	5,3
ECART-TYPE	3,6	5,3	7,1	3,9

\* Variations dérivées de données désaisonnalisées, en %.  
Source de données: voir Appendice E.

dans l'IPC et l'indice de la DNB sont en général assez semblables. Nous croyons donc qu'il est légitime d'utiliser l'IPC dans nos régressions mensuelles.

A l'exemple de Burger (1978), nous avons examiné la relation entre le taux de croissance moyen (5 ans) passé des diverses définitions de la masse monétaire et le taux d'inflation. Ce test a été effectué en utilisant les deux indices de prix et les résultats sont présentés aux tableaux 3.3(a) et 3.3(b).<sup>6</sup>

On peut constater à l'examen de ces tableaux qu'il existe un écart important entre le taux d'inflation induit par le taux de croissance passé de la masse monétaire et le taux d'inflation observé. Les résultats obtenus sont assez semblables que l'on utilise l'IPC ou l'indice de la DNB. Dans les deux cas, c'est avec l'agrégat M1 que l'écart moyen est le plus faible pour l'ensemble de la période.

Lorsqu'on utilise les définitions plus larges de la masse monétaire, soit M2 et M2C, l'écart observé est nettement supérieur. Le taux de croissance moyen passé de la masse monétaire est presque toujours beaucoup plus élevé que le taux d'inflation réalisé.

Si nous considérons uniquement la période 1975 à 1981, l'écart moyen obtenu est égal à 4,1, 2,5, 2,7, 4,6 et 6,6 dans les cas de la base, M1, M1B, M2 et M2C respectivement.

<sup>6</sup>Nous avons fait les calculs en utilisant le taux de croissance moyen de deux ans de la monnaie et les résultats obtenus ne différeraient pas de manière importante.

Tableau 3.3(a)  
Ecart entre le taux de croissance moyen passé (5 ans)  
de la monnaie et le taux d'inflation (IPC)\*

	BASE	M1	MLB	M2	M2C
1961	3,0	1,6	-	-	2,9
1962	2,4	2,2	-	-	3,5
1963	2,5	2,7	-	-	3,7
1964	1,7	1,8	-	-	3,1
1965	1,1	1,7	-	-	2,6
1966	1,4	1,5	-	-	3,5
1967	2,3	1,9	-	-	3,8
1968	2,2	2,7	-	-	4,6
1969	1,3	2,0	-	-	5,7
1970	3,4	3,4	-	-	7,4
1971	3,5	3,2	-	-	6,9
1972	2,5	2,4	-	-	6,2
1973	1,2	0,5	-5,5	-	4,5
1974	0,9	-0,7	-5,4	-0,1	1,2
1975	1,7	-0,2	-3,7	2,0	3,4
1976	7,3	5,5	2,3	6,9	9,1
1977	6,7	4,0	1,2	6,5	9,1
1978	4,8	1,9	-0,8	6,3	7,7
1979	3,9	0,8	-1,6	5,4	7,2
1980	2,3	-0,8	-2,9	3,4	6,0
1981	-1,9	-4,6	-6,2	1,7	3,4
ECART MOYEN (absolu)	2,8	2,5	3,3	4,0	7,9

\* L'écart est calculé de la manière suivante:  $(\sum_{i=1}^5 \dot{M}_{t-i} / 5) - \dot{P}_t$

Tableau 3.3(b)  
 Ecart entre le taux de croissance moyen passé (5ans)  
 de la monnaie et le taux d'inflation (IDNB)\*

	BASE	M1	M1B	M2	M2C
1961	3,3	1,9	-	-	3,2
1962	2,2	2,0	-	-	3,3
1963	2,3	2,5	-	-	3,5
1964	1,1	1,2	-	-	2,5
1965	0,1	0,7	-	-	1,6
1966	0,5	0,6	-	-	2,6
1967	2,5	2,1	-	-	4,0
1968	2,8	3,3	-	-	5,2
1969	1,1	1,8	-	-	5,5
1970	2,7	2,7	-	-	6,7
1971	3,2	2,9	-	-	6,6
1972	2,3	2,2	-	-	6,0
1973	-0,3	-1,0	-7,0	-	3,0
1974	-3,5	-5,1	-9,8	-4,5	-3,2
1975	1,7	-0,2	-3,7	2,0	-3,4
1976	5,3	3,5	0,3	4,9	7,1
1977	7,6	4,9	2,1	7,4	10,0
1978	7,2	4,3	1,6	8,7	10,1
1979	2,7	-0,4	-2,8	4,2	6,0
1980	1,5	-1,6	-3,7	2,6	5,2
1981	0,5	-2,2	-3,8	4,1	5,8
ECART MOYEN (absolu)	2,6	2,2	3,9	4,8	5,0

\* L'écart est calculé de la manière suivante:  $(\sum_{i=1}^5 \dot{M}_{t-i} / 5) - \dot{P}_t$

De façon générale, ces résultats semblent indiquer que d'autres facteurs que la monnaie doivent être considérés pour déterminer le taux d'inflation au Canada. Les résultats obtenus par Burger pour la période 1947 à 1977 aux Etats-Unis étaient plus compatibles avec la thèse "monétariste". Naturellement, on doit cependant noter que cet exercice ne constitue tout de même pas un test rigoureux de la relation monnaie-prix. Il peut cependant servir d'indicateur.

Comme nous l'avons déjà mentionné au chapitre précédent, nous utilisons dans ce travail des données mensuelles pour examiner le lien monnaie-prix. Il devient donc pertinent d'examiner quelques statistiques obtenues à partir des taux de croissance mensuels (annualisés) des variables. Ces statistiques sont présentées au tableau 3.4.

Les taux de croissance moyens obtenus à partir des données mensuelles sont fort semblables à ceux obtenus à partir des données annuelles sur la période 1955 à 1981 (voir tableau 3.1). Toutefois, tel que l'on peut s'y attendre, la variabilité du taux de croissance de la monnaie est beaucoup plus élevée. En fait, le phénomène le plus remarquable est certes la très grande variabilité du taux de croissance de M1. C'est avec M1 que l'on obtient l'écart-type le plus élevé sur les cinq périodes. Cet écart-type atteint même 25,2% pendant la période 1976 à 1981. Par contre, avec M2 l'écart-type est beaucoup moins élevé.

"De l'avis de la Banque, il ne serait pas logique de s'efforcer de supprimer les variations mensuelles de M1 résultant

Tableau 3.4  
 Quelques statistiques obtenues à partir des  
 taux de croissance mensuels annualisés

	BASE	M1	MIB	M2	M2C	IPC
1955/02-1981/12	7,5	6,4	-	-	10,4	4,8
(a) moyenne						
(b) écart-type	10,4	17,4	-	-	10,2	4,8
1955/02-1969/12	4,9	4,6	-	-	6,7	2,3
(a) moyenne						
(b) écart-type	9,6	13,5	-	-	7,9	3,4
1970/01-1981/12	10,9	8,6	6,5	13,3	14,9	7,9
(a) moyenne						
(b) écart-type	10,3	21,0	16,3	7,4	10,8	4,5
1970/01-1975/12	13,1	11,9	8,9	12,7	14,5	6,8
(a) moyenne						
(b) écart-type	10,7	15,1	11,7	7,4	8,4	4,7
1976/01-1981/12	8,7	5,3	4,1	13,8	15,3	9,0
(a) moyenne						
(b) écart-type	9,5	25,2	19,5	7,3	12,8	3,9

tant essentiellement de perturbations passagères (...) par des interventions qui occasionneraient de violentes fluctuations temporaires du loyer de l'argent. La Banque voit les choses à plus long terme et surveille la tendance fondamentale de la croissance de M1 sur des périodes de plusieurs mois plutôt que de plusieurs semaines, comparant celle-ci avec le profil de croissance que, dans son optique, l'agrégat M1 devrait suivre pendant un certain temps." (Banque du Canada, Rapport Annuel pour l'année 1975, pp.18-19)

On peut se demander cependant si ces mouvements erratiques dans la croissance de M1 n'ont pas eu une influence néfaste sur les anticipations. En effet, de nombreux économistes considèrent que la monnaie influence les prix à travers son impact sur les anticipations inflationnistes (voir, par exemple, Selden (1980), Pigott (1980), Wirick (1981)). Dans ce contexte, des taux de croissance monétaire très élevés, même sur des périodes relativement courtes, peuvent affecter à la hausse les anticipations concernant les prix et donc atténuer l'effet positif d'une décélération de la croissance monétaire.

Avant de clore cette section, il convient de jeter un bref regard sur le comportement du PNB réel et des taux d'intérêt au cours de la période. Les mouvements de ces variables peuvent expliquer en partie les mouvements de la vélocité de la monnaie, que nous ignorons dans le modèle empirique (voir chapitre 1).

Au cours de la période 1960 à 1970, le taux de croissance du PNB réel au Canada a toujours été relativement élevé, et ce particulière-



ment de 1962 à 1966. Durant cette dernière période, la croissance réelle était d'environ 7% par année. Il en est de même pour les années 1970 à 1973. Par contre, à partir de 1974, la croissance réelle a été beaucoup plus faible, particulièrement en 1975 (1,2%) et en 1980 (0,5%).

En ce qui concerne les taux d'intérêt, ceux-ci ont été relativement stables sur la période 1960 à 1973. Au cours de cette période, les taux d'intérêt à court terme<sup>7</sup> ont oscillé entre 4% et 8%. Par contre, en 1974 on note une hausse importante des taux d'intérêt nominaux. Ceux-ci atteignent 10%. Pendant la période 1975 à 1978, les taux oscillent entre 7% et 9%. Finalement, ces taux augmentent de manière considérable de 1978 à 1981. En 1981, le loyer de l'argent s'établit à des niveaux sans précédent; il atteint 22% en août. Les taux diminueront par la suite pour s'établir à environ 10% en décembre 1982.

Dans cette étude, nous sommes intéressés avant tout par la relation de court terme entre la monnaie et les prix. Il est donc intéressant d'examiner l'impact des variations du PNB réel et des taux d'intérêt sur la vélocité de la monnaie et donc sur le lien monnaie-prix, et ce particulièrement sur la période récente.

Au cours de la période récente, la diminution du revenu devrait être associée à une diminution de la vélocité de la monnaie (à court terme). Par contre, la hausse des taux d'intérêt nominaux devrait conduire à une augmentation de la vélocité de la monnaie (à tout le moins quand la monnaie est définie au sens étroit). Ces deux effets peuvent donc se com-

---

<sup>7</sup>Taux de rendement sur les certificats de dépôt à 90 jours.

penser à court terme. Cependant, si l'impact des taux d'intérêt sur la vélocité est plus important, ceci devrait donc contribuer à augmenter le taux d'inflation.

Il est donc possible que la réduction du taux de croissance de M1 ayant entraîné une hausse considérable des taux d'intérêt ait été accompagnée par une augmentation de la vélocité de M1. Ceci pourrait expliquer en partie le changement dans le lien M1-prix. Dans le cas des agrégats plus larges, leur sensibilité aux taux d'intérêt devrait être moins grande. On peut cependant croire que globalement on obtiendra le résultat contraire, c'est-à-dire une diminution de la vélocité de la monnaie définie au sens large.

Cette interprétation est compatible avec les résultats présentés aux tableaux 3.3(a) et 3.3(b), où on obtient un écart négatif entre le taux de croissance des agrégats étroits et le taux d'inflation et un écart positif entre le taux de croissance des agrégats larges et le taux d'inflation.

Ayant maintenant revu et analysé brièvement le comportement de la monnaie et des prix, nous pouvons passer à l'examen des résultats empiriques. Ceci sera l'objet du chapitre suivant. Cependant, il est important de faire ressortir clairement les éléments principaux qui se dégagent de cette étude de façon à faciliter l'analyse des résultats subséquents.

D'abord, il est important de noter que la monnaie ne semble pas être le déterminant principal de l'inflation au Canada, si on se réfère

aux prévisions obtenues à partir des taux de croissance passés de la masse monétaire. Ceci pourrait être encore plus évident dans le cadre de notre analyse de court terme de la relation monnaie-prix.

D'autre part, nous ignorons dans le modèle empirique les mouvements de la vélocité de la monnaie, ce qui peut entraîner un biais dans l'estimation du lien monnaie-prix à court terme. Ceci peut être particulièrement important sur la période récente.

Notons de plus que l'on observe une très grande variabilité dans les taux de croissance mensuels des agrégats monétaires. Dans ce contexte, il ne sera pas surprenant que la monnaie ne réussisse à expliquer qu'une faible partie des fluctuations de prix.

CHAPITRE IV

Résultats empiriques : facteurs internes

Dans ce chapitre, nous examinons la relation monnaie-prix au Canada sans tenir compte de l'ouverture de l'économie. Dans un premier temps, cette relation est estimée dans le cadre d'un modèle à une seule variable explicative. Le taux d'inflation est alors régressé sur les taux de croissance courant et passés du stock de monnaie. Ce modèle est estimé sur diverses périodes échantillonales dans le but d'examiner la stabilité de la relation, d'une part, sur les sous-périodes de taux de change et, d'autre part, sur les sous-périodes de politique économique.

Dans un deuxième temps, d'autres variables explicatives sont incluses dans l'équation. Ces variables sont les taux de croissance des prix relatifs des produits alimentaires et énergétiques ainsi qu'une variable binaire pour la période de contrôle des prix et des salaires. Ce modèle est estimé pour la période 1971/8 à 1981/12 et nous examinons de plus la stabilité de la relation monnaie-prix à l'intérieur des années 70.

Notons de plus que les résultats présentés aux chapitres IV et V sont obtenus à partir de données mensuelles désaisonnalisées.<sup>1</sup> Cependant, toutes les équations ont aussi été estimées avec des données non désaisonnalisées.

---

<sup>1</sup>Les données ont été désaisonnalisées en utilisant TSP. Toutes les estimations ont d'ailleurs été effectuées à l'aide de TSP.

Nous avons préféré commenter les résultats obtenus avec les données désaisonnalisées pour deux raisons. D'abord, nous avons effectué certaines estimations avec les données non désaisonnalisées et nous avons inclus par la suite des variables binaires saisonnières. Des tests F nous indiquaient alors que ces variables ne pouvaient être exclues de l'équation. De plus, l'utilisation de données désaisonnalisées nous permet de comparer nos résultats avec ceux obtenus dans les autres études.

Il est à noter que l'inclusion de variables binaires saisonnières dans les équations amenait divers problèmes. En effet, étant donné les limites du système informatique, ces estimations ne pouvaient être effectuées sur certaines périodes échantillonales lorsque le modèle incluait toutes les variables explicatives. De plus, l'utilisation de cette méthode ne permettait pas de comparaison avec les résultats obtenus dans les études antérieures. C'est la raison pour laquelle nous avons préféré utilisé des données désaisonnalisées à la source.

Il est intéressant de noter que les conclusions principales de cette étude sont les mêmes que l'on utilise les données désaisonnalisées ou non désaisonnalisées. Le lecteur intéressé pourra d'ailleurs comparer les résultats obtenus dans les deux cas puisque nous présentons à l'appendice B la majorité des résultats obtenus avec les données non désaisonnalisées.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup>Nous présentons à l'appendice B les tableaux correspondant à ceux des chapitres IV et V. Par exemple, le tableau A4.1(a) (résultats obtenus avec les données non désaisonnalisées) correspond au tableau 4.1(a) (résultats obtenus avec les données désaisonnalisées).

## 1. Le modèle à une variable explicative

### 1.1. Les sous-périodes de taux de change

Nous estimons d'abord l'équation (1) où le taux d'inflation (mesuré par le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation) est régressé sur les taux de croissance courant et passés du stock de monnaie:

$$(1) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i}$$

Les fondements de cette équation ont déjà été présentés au chapitre I. Nous avons retenu la spécification avec 24 retards de la variable monétaire parce qu'un délai d'ajustement de deux ans des prix par rapport à la monnaie nous semble être raisonnable. En fait, nous avons effectué certaines estimations en incluant 12, 18 ainsi que 36 retards de la variable monétaire. Avec 12 ou 18 retards, l'ajustement obtenu semblait incomplet alors qu'avec 36 retards, les résultats étaient inférieurs en termes du  $\bar{R}^2$  et de l'écart-type de la régression.

L'équation (1) est estimée pour cinq périodes échantillonales avec la base monétaire, M1 et M2C. La première période, 1958/02 à 1981/12, contient des observations appartenant aux divers régimes de taux de change. Dans la deuxième période, 1958/02 à 1970/05, nous éliminons de l'échantillon les observations correspondant au dernier régime de taux de change flexible. La troisième période, 1964/05 à 1970/05, inclut seulement les observations appartenant au régime de taux de change fixe.<sup>3</sup>

<sup>3</sup>La période de taux de change fixe débute en fait en 1962/05 mais, étant donné les 24 retards inclus dans l'équation, nous avons retenu 1964/05 comme début de période afin d'isoler strictement la période de taux fixe.

Finalement, 1970/06 à 1981/12 correspond à la dernière période de taux de change flexible alors que dans la période 1972/06 à 1981/12, nous ne retenons que les observations appartenant strictement au régime de taux de change flexible.

L'équation (1) a aussi été estimée avec les agrégats M1B et M2. Cependant, dans ces cas, l'équation est estimée uniquement pour les deux dernières périodes échantillonales puisque les données concernant M1B ne sont disponibles qu'à partir de 1967 et celles concernant M2 à partir de 1968.

Les résultats des régressions sont présentés aux tableaux 4.1(a) à 4.1(e). Les équations ont été estimées, d'une part, par moindres carrés ordinaires (MCO) et, d'autre part, en imposant des contraintes d'Almon pour l'estimation des retards (PDL). Nous utilisons dans ce dernier cas des polynômes d'Almon de degré 3 sans contrainte sur la valeur des coefficients aux extrémités ( $m_0$  et  $m_{24}$ ). Nous présentons de plus les résultats obtenus avec correction pour l'autocorrélation des erreurs (en supposant que les erreurs suivent un processus autorégressif d'ordre 1) en utilisant la méthode de Cochrane-Orcutt (CORC et PDLCORC).

Nous pouvons constater à l'examen de la littérature récente que les auteurs présentent uniquement les résultats obtenus en imposant des contraintes d'Almon. Ceci s'explique par le fait qu'il existe deux problèmes principaux reliés à l'estimation du modèle non contraint. Premièrement, étant donné le nombre de retards utilisés, nous perdons un nombre



Tableau 4.1(a)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec BASE MONETAIRE\*

24

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^m \hat{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 58/02-81/12	MCO	0,6866(10,94)	-	0,2922	0,3380	1,34	-
58/02-81/12	PDL	0,6920(11,13)	13,16(8,92)	0,3023	0,3356	1,31	-
58/03-81/12	CORC	0,6818( 7,63)	-	0,3710	0,3191	2,11	0,34( 6,08)
58/03-81/12	PDLCORC	0,6910( 7,78)	12,83(6,40)	0,3838	0,3158	2,10	0,34( 6,18)
2. 58/02-70/05	MCO	0,4205( 2,58)	-	-0,0448	0,2847	1,52	-
58/02-70/05	PDL	0,4455( 2,87)	11,91(2,95)	0,0333	0,2739	1,54	-
58/03-70/05	CORC	0,4043( 1,99)	-	0,0198	0,2767	2,03	0,24( 2,95)
58/03-70/05	PDLCORC	0,4237( 2,19)	12,05(2,33)	0,0850	0,2673	1,99	0,23( 2,89)
3. 64/05-70/05	MCO	-0,0411(-0,17)	-	0,0276	0,2457	1,82	-
64/05-70/05	PDL	0,0894( 0,38)	26,48(2,02)	0,0167	0,2470	1,83	-
64/06-70/05	CORC	-0,0811(-0,30)	-	0,0166	0,2467	1,96	0,07( 0,63)
64/06-70/05	PDLCORC	0,0332( 0,13)	48,52(0,34)	0,0194	0,2464	1,98	0,07( 0,59)
4. 70/06-81/12	MCO	0,2112( 1,40)	-	-0,0293	0,3781	1,34	-
70/06-81/12	PDL	0,2222( 1,51)	16,74(2,13)	0,0045	0,3718	1,38	-
70/07-81/12	CORC	0,1666( 0,79)	-	0,0842	0,3545	2,15	0,33( 4,15)
70/07-81/12	PDLCORC	0,2081( 1,04)	16,60(1,54)	0,0962	0,3522	2,12	0,31( 3,82)
5. 72/06-81/12	MCO	-0,3371(-2,16)	-	0,0398	0,3268	1,96	-
72/06-81/12	PDL	-0,3294(-2,15)	17,52(1,89)	0,0648	0,3224	1,96	-
72/07-81/12	CORC	-0,3301(-2,17)	-	0,0465	0,3187	1,98	-0,01(-0,05)
72/07-81/12	PDLCORC	-0,3179(-2,13)	20,83(2,20)	0,0619	0,3161	1,94	-0,01(-0,08)

\* Voir notes au bas du tableau 4.1(e).

Tableau 4.1(b)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec  $\underline{M1}$ \*

$$(1) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Décalage moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 58/02-81/12	MCO	0,6420 ( 7,70)	-	0,1400	0,3726	1,09	-
	PDL	0,6305 ( 7,73)	13,35(8,18)	0,1697	0,3661	1,16	-
	CORC	0,5824 ( 4,20)	-	0,3261	0,3303	2,15	0,48(9,20)
	PDLCORC	0,5531 ( 4,22)	12,84(4,48)	0,3229	0,3311	2,19	0,45(8,50)
2. 58/02-70/05	MCO	0,4356 ( 2,82)	-	0,0171	0,2761	1,58	-
	PDL	0,4038 ( 2,73)	8,92(2,45)	0,0714	0,2684	1,56	-
	CORC	0,4286 ( 2,22)	-	0,0088	0,2697	2,02	0,22(2,77)
	PDLCORC	0,3651 ( 1,97)	8,28(1,69)	0,1186	0,2624	2,01	0,23(2,84)
3. 64/05-70/05	MCO	0,0629 ( 0,17)	-	-0,1070	0,2622	1,73	-
	PDL	0,0872 ( 0,25)	-30,65( - )	0,0552	0,2422	1,80	-
	CORC	0,0005 ( 0,001)	-	-0,0912	0,2599	2,03	0,16(1,34)
	PDLCORC	0,0391 ( 0,10)	-91,06( - )	0,0773	0,2390	2,02	0,09(0,80)
4. 70/06-81/12	MCO	0,1182 ( 0,92)	-	-0,0636	0,3844	1,26	-
	PDL	0,1089 ( 0,88)	29,00(3,27)	0,0117	0,3705	1,39	-
	CORC	0,0706 ( 0,38)	-	0,0812	0,3551	2,06	0,37(4,65)
	PDLCORC	0,0485 ( 0,29)	50,28(1,38)	0,1036	0,3508	2,11	0,30(3,67)
5. 72/06-81/12	MCO	-0,2785(-2,08)	-	-0,0017	0,3337	1,80	-
	PDL	-0,2742(-2,09)	10,32(1,18)	0,0273	0,3289	1,93	-
	CORC	-0,2518(-1,74)	-	-0,0157	0,3290	1,91	0,09(0,92)
	PDLCORC	-0,2432(-1,84)	10,64(1,05)	0,0160	0,3238	1,92	0,02(0,17)

\* Voir notes au bas du tableau 4.1(e).

Tableau 4.1(c)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec MIB\*

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 70/06-81/12	MCO	0,2622( 2,56)	-	0,0512	0,3630	1,46	-
	PDL	0,2623( 2,67)	21,43(5,34)	0,1078	0,3520	1,55	-
	CORC	0,2028( 1,46)	-	0,1170	0,3481	2,05	0,28( 3,39)
	PDLCORC	0,2023( 1,60)	24,39(4,07)	0,1479	0,3420	2,06	0,23( 2,75)
2. 72/06-81/12	MCO	-0,3143(-2,16)	-	0,0044	0,3327	1,92	-
	PDL	-0,2774(-1,97)	7,49(0,83)	0,0449	0,3259	1,95	-
	CORC	-0,2877(-1,94)	-	-0,0081	0,3277	1,94	0,03( 0,32)
	PDLCORC	-0,2496(-1,77)	7,93(0,77)	0,0281	0,3218	1,92	0,01( 0,08)

Tableau 4.1(d)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec M2\*

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 70/06-81/12	MCO	0,9824( 7,21)	-	0,2769	0,3169	1,96	-
	PDL	0,9662( 7,13)	10,79(5,82)	0,2737	0,3176	1,89	-
	CORC	0,9807( 6,96)	-	0,2619	0,3183	2,00	0,02( 0,20)
	PDLCORC	0,9472( 6,57)	10,96(5,52)	0,2640	0,3178	1,99	0,05( 0,60)
2. 72/06-81/12	MCO	0,6736( 3,36)	-	0,0782	0,3202	2,12	-
	PDL	0,6039( 3,06)	10,14(2,60)	0,0768	0,3204	2,01	-
	CORC	0,6004( 3,27)	-	0,0891	0,3115	1,96	-0,08(-0,90)
	PDLCORC	0,5348( 2,77)	10,04(2,38)	0,0624	0,3161	1,92	-0,03(-0,28)

\* Voir notes au bas du tableau 4.1(e).

Tableau 4.1(e)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec M2C\*

24

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^m \hat{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\sum m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 58/02-81/12	MCO	0,6973(13,82)	-	0,3914	0,3134	1,58	-
	PDL	0,6948(13,90)	12,50(10,99)	0,4020	0,3107	1,57	-
	CORC	0,6952(11,03)	-	0,4187	0,3067	2,02	0,21(3,71)
	PDLCORC	0,6924(11,08)	12,56( 8,98)	0,4305	0,3036	2,02	0,22(3,76)
2. 58/02-70/05	MCO	0,4015( 4,12)	-	0,0644	0,2694	1,73	-
	PDL	0,3961( 4,13)	11,10( 3,88)	0,0916	0,2655	1,62	-
	CORC	0,4065( 3,60)	-	0,0820	0,2678	1,98	0,14(1,70)
	PDLCORC	0,3976( 3,40)	10,77( 3,14)	0,1253	0,2614	1,98	0,19(2,34)
3. 64/05-70/05	MCO	0,2951( 1,67)	-	0,0036	0,2487	1,78	-
	PDL	0,2599( 1,49)	12,02( 1,73)	0,0104	0,2479	1,86	-
	CORC	0,2249( 1,14)	-	0,0336	0,2446	2,01	0,10(0,86)
	PDLCORC	0,2172( 1,13)	11,42( 1,33)	0,0082	0,2477	1,99	0,07(0,59)
4. 70/06-81/12	MCO	0,6109( 4,04)	-	0,0684	0,3597	1,59	-
	PDL	0,6038( 4,27)	14,59( 5,63)	0,1585	0,3419	1,63	-
	CORC	0,5555( 2,91)	-	0,0947	0,3525	2,04	0,21(2,56)
	PDLCORC	0,5505( 3,19)	15,44( 4,61)	0,1758	0,3363	2,03	0,18(2,21)
5. 72/06-81/12	MCO	-0,0261(-0,08)	-	-0,1572	0,3587	1,71	-
	PDL	0,0173( 0,06)	67,47( - )	-0,0308	0,3386	1,80	-
	CORC	-0,0282(-0,08)	-	-0,1030	0,3428	1,94	0,11(1,18)
	PDLCORC	0,0362( 0,12)	29,56( - )	-0,0283	0,3310	1,94	0,07(0,77)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; E.T.R. est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson; RHO est le paramètre autorégressif estimé.

considérable de degrés de liberté et deuxièmement, nous pouvons constater un problème sérieux de multicollinéarité. Dans le cas présent, étant donné l'utilisation de données mensuelles, le premier problème est relativement négligeable. Par contre, l'existence de multicollinéarité conduit à des estimés imprécis des coefficients de telle sorte qu'il devient difficile, voire même impossible, de distinguer l'influence relative des divers retards sur la variable dépendante.<sup>4</sup> Certains des coefficients estimés seront du signe contraire à celui attendu et/ou ne seront pas significatifs.

Toutefois, même si les coefficients individuels ne sont pas significatifs, certaines fonctions linéaires des coefficients peuvent être estimées avec précision.<sup>5</sup> Dans cette étude, étant donné que nous sommes d'abord intéressés par la somme des coefficients estimés de la monnaie sur les prix, cette alternative devient donc particulièrement intéressante. En effet, nous pouvons réécrire le modèle de façon à obtenir directement la somme des coefficients estimés et son écart-type. Cette procédure nous permet alors de comparer les résultats obtenus avec le modèle contraint (PDL) et non contraint (MCO).

Nous pouvons remarquer à l'examen des tableaux 4.1(a) à 4.1(e) que les résultats obtenus dans les deux cas sont fort semblables. Nous avons testé les contraintes d'Almon à l'aide de tests F. Les résultats

---

<sup>4</sup>Voir Johnston (1972), p.160

<sup>5</sup>Voir Maddala (1977), pp.189-190

de ces tests sont présentés à l'appendice C.<sup>6</sup> Dans tous les cas, on ne peut rejeter les contraintes au niveau habituel de 5%. Les estimations subséquentes ont donc été faites en imposant ces contraintes puisque ceci nous permet de pallier aux problèmes rencontrés avec les moindres carrés ordinaires. En fait, étant donné les limites du système informatique, les équations incluant d'autres variables explicatives que la masse monétaire n'auraient pu être estimées sans l'imposition de contraintes.

Dans les tableaux 4.1(a) à 4.1(e), nous présentons la somme des coefficients estimés du taux de croissance de la variable monétaire ainsi que le délai moyen estimé.<sup>7</sup> Le délai moyen est une mesure de la vitesse à laquelle les prix s'ajustent à la monnaie. Il est calculé comme la somme des produits des coefficients estimés multipliés par l'ordre du retard divisée par la somme des coefficients.<sup>8</sup> Lorsque la statistique t du délai moyen estimé est approximativement égale à 0, celle-ci est omise. Nous présentons de plus les statistiques habituelles concernant la qualité de l'ajustement.

Sur la période 1958 à 1981, nous constatons que la somme des coefficients estimés de la variable monétaire est toujours positive et signi-

<sup>6</sup> Les tests ont aussi été effectués pour la période 1971/08 à 1981/12, période sur laquelle la majorité des équations ont été estimées.

<sup>7</sup> Toutes les équations estimées incluent aussi un terme constant mais, par souci de concision, nous ne rapportons pas le coefficient estimé de la constante.

<sup>8</sup> Ceci peut s'écrire comme suit: 
$$\frac{\sum_{i=0}^{24} (ixm_i)}{\sum_{i=0}^{24} m_i},$$

où  $i$  représente l'ordre du retard et  $m_i$  est le coefficient estimé du  $i^{\text{ème}}$  retard. On peut voir que lorsque les coefficients estimés sont élevés au départ et diminuent par la suite, le délai moyen estimé sera alors plus faible (car poids moindre accordé aux premiers retards).

ficative. Cette somme est égale à 0,69 dans les cas de la base et de M2C et à 0,53 dans le cas de M1. Ce dernier résultat est assez semblable à celui obtenu par Selden (1981) avec des données trimestrielles. La somme des coefficients estimés du taux de croissance de M1 est alors égale à 0,61 sur la période 1958I à 1977IV. Selden incluait cependant une autre variable explicative dans son équation, soit le taux de croissance des prix relatifs des produits énergétiques.

Sur cette période, il est intéressant de noter que le délai moyen estimé est de 12 à 13 mois, quel que soit l'agrégat utilisé. C'est cependant avec M2C que l'on obtient les meilleurs résultats en fonction de l'ajustement. Il est possible que sur cette période, le nombre d'observations étant très élevé, la relation monnaie-prix puisse être interprétée comme une relation de long terme.<sup>9</sup>

Lorsque nous éliminons de l'échantillon les années 70, la somme des coefficients estimés des variables monétaires demeure positive et significative. Cette somme diminue toutefois de manière importante. Nous avons effectué un test de Chow pour tester la stabilité du modèle sur les périodes 1958/03 à 1970/05 et 1970/06 à 1981/12.<sup>10</sup> Les F calculées dans les cas de la base, M1 et M2C sont alors respectivement de 2,57, 9,35 et 2,45. Dans ces trois cas, F calculé est supérieur à la valeur critique de  $F_{.05}(5,276)$ , qui est d'environ 2,25. On peut donc rejeter l'hypo-

<sup>9</sup> Voir à ce sujet Carlson (1980a), p.13

<sup>10</sup> Les tests sont effectués à partir des résultats obtenus avec le modèle contraint corrigé pour l'autocorrélation des erreurs (PDLCORC). Nous avons réestimé les équations sur la période 1970/06 à 1981/12 (PDLCORC) pour pouvoir effectuer ce test. Les détails de ceux-ci sont présentés à l'appendice D.

thèse d'égalité des coefficients sur la période pré-70 et post-70.

Sur la période de taux de change fixe, nous constatons que l'impact estimé de la monnaie sur les prix n'est pas significatif, quel que soit l'agrégat monétaire utilisé. Ce résultat n'est d'ailleurs pas surprenant puisque l'on peut s'attendre à ce que le taux d'inflation national soit déterminé par le taux d'inflation mondial en taux de change fixe.

Sur la période de taux de change flexible, 1970/06 à 1981/12, nous observons que la somme des coefficients estimés de la variable monétaire n'est significative que dans les cas de M2 et M2C. Cette somme est par ailleurs égale à 0,97 avec M2, ce qui signifie donc un ajustement presque complet du taux d'inflation par rapport au taux de croissance de M2 sur une période relativement courte (deux ans). Nous notons de plus que lorsque l'équation est estimée pour la période 1972/06 à 1981/12, la somme des coefficients estimés de la base monétaire, M1 et M1B devient alors négative et significative. Dans le cas de M2, la somme des coefficients estimés demeure positive et significative mais elle diminue de façon importante (de 0,97 à 0,60). Le délai moyen estimé avec M2 est d'environ 10 mois.

Les résultats obtenus par Kelly (1981) avec des données trimestrielles pour la période 1970IV à 1981III peuvent se comparer à ceux obtenus dans cette étude. Lorsque Kelly utilise un délai de huit trimestres, il obtient alors une relation négative entre le taux de croissance de l'IPC et le taux de croissance de la base (-0,38) ou de M1 (-0,24). Avec M2,



la somme des coefficients estimés est égale à 0,53. Kelly utilise des polynômes d'Almon de degré 2, ce qui peut expliquer en partie l'écart dans les résultats obtenus.

Un fait important à noter est certes la faiblesse du pouvoir explicatif des équations. En effet, si on exclut la période 1958/02 à 1981/12 et la période 1970/06 à 1981/12 dans le cas de M2, les  $\bar{R}^2$  sont presque toujours inférieurs à 0,10 et même parfois négatifs. Les taux de croissance mensuels de la masse monétaire n'expliquent donc qu'une faible portion de la variance du taux d'inflation.

On pourrait supposer que l'utilisation de données mensuelles très volatiles contribue à l'obtention de ce résultat. Cependant, on peut noter que le  $\bar{R}^2$  maximum obtenu par Kelly avec des données trimestrielles lorsqu'il utilise l'IPC comme variable dépendante est de 0,34 (avec M2 et 6 retards).<sup>11</sup> Les résultats ne sont donc pas vraiment supérieurs avec des données trimestrielles. Ceci nous indique que l'on doit inclure des facteurs autres que la monnaie pour expliquer les fluctuations observées dans le taux d'inflation.

Quoiqu'il en soit, les résultats obtenus dans cette section nous confirment que la relation monnaie-prix est une relation instable. L'impact estimé du taux de croissance de la masse monétaire sur le taux d'inflation varie de façon substantielle sur les périodes de taux de chan-

---

<sup>11</sup> On peut noter de plus que les résultats obtenus par Kelly avec le dégonfleur de la DNB ne sont pas tellement supérieurs à ce niveau, sauf lorsqu'il utilise M2 ( $\bar{R}^2$  environ égal à 0,6).

ge.<sup>12</sup> Ceci soulève donc des doutes quant à la validité des prévisions effectuées par Barber et McCallum (1981) à partir d'équations estimées sur des périodes comprenant des observations appartenant à la fois au régime de taux de change fixe et au régime de taux de change flexible.

D'autre part, les résultats obtenus sont en accord avec les hypothèses de Pigott (1980). L'impact estimé de la monnaie sur les prix augmente en taux de change flexible, particulièrement lorsqu'on utilise l'agrégat M2C. Cependant, le modèle estimé par Pigott était stable sur les sous-périodes de taux de change dans le cas du Canada. Ceci peut s'expliquer par le fait que son modèle incluait d'autres variables explicatives que la monnaie et que les périodes échantillonnales ne sont pas identiques.

## 1.2. Les années 70 et les sous-périodes de politique économique

Dans cette partie de l'étude, la majorité des estimations sont effectuées pour la période 1971/08 à 1981/12. Cette période a été choisie parce qu'une des variables explicatives, soit l'indice des prix à la consommation des produits énergétiques n'est disponible qu'à partir de 1971/01. De plus, l'échantillon a été subdivisé en deux sous-périodes pour tenir compte du changement dans la politique monétaire à l'automne 1975. Nous présentons aux tableaux 4.2(a) à 4.2(e) les résultats obtenus de l'estimation de l'équation (1) pour les périodes 1971/08 à 1981/12, 1971/08 à

<sup>12</sup> Sur la période 1964/05 à 1970/05, RHO estimé n'est pas significativement différent de 0 au niveau 5% alors que sur la période 1970/06 à 1981/12, RHO estimé est significativement différent de 0. Il devient donc inutile d'effectuer un test de stabilité puisque ce n'est pas le même modèle qui prévaut.

Tableau 4.2(a)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec BASE MONETAIRE \*

$$(1) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 71/08-81/12 71/09-81/12	PDL	-0,2223(-1,42)	0,79( - )	0,0433	0,3388	1,73	-
	PDLCORC	-0,2230(-1,24)	1,76( - )	0,0603	0,3371	1,98	0,14( 1,53)
2. 71/08-75/10 71/09-75/10	PDL	0,5532( 0,99)	19,60(2,58)	0,1371	0,3441	1,56	-
	PDLCORC	0,9250( 1,22)	15,98(2,24)	0,1944	0,3358	1,86	0,21( 1,49)
3. 75/11-81/12 75/12-81/12	PDL	-0,6902(-3,27)	14,65(3,09)	0,1680	0,3005	2,46	-
	PDLCORC	-0,7553(-4,45)	14,01(4,07)	0,2306	0,2908	2,02	-0,25(-2,18)

Tableau 4.2(b)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec M1 \*

$$(1) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 71/08-81/12 71/09-81/12	PDL	-0,2814(-2,15)	5,41(0,65)	0,0690	0,3342	1,83	-
	PDLCORC	-0,2845(-1,98)	5,71(0,63)	0,0746	0,3345	1,96	0,08( 0,95)
2. 71/08-75/10 71/09-75/10	PDL	-0,0059(-0,02)	-648,34( - )	0,1423	0,3431	1,58	-
	PDLCORC	0,0768( 0,19)	64,00(2,56)	0,1859	0,3375	1,79	0,20( 1,47)
3. 75/11-81/12 75/12-81/12	PDL	-0,6907(-3,46)	11,94(2,69)	0,1258	0,3081	2,31	-
	PDLCORC	-0,7138(-4,20)	11,60(3,20)	0,1642	0,3030	1,95	-0,18(-1,56)

\* Voir notes au bas du tableau 4.2(e).

Tableau 4.2(c)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec MIB\*

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Décalai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 71/08-81/12 71/09-81/12	PDL	-0,2357(-1,72)	0,65( - )	0,1033	0,3280	1,89	-
	PDLCORC	-0,2344(-1,59)	0,57( - )	0,1054	0,3289	1,96	0,06( 0,62)
2. 71/08-75/10 71/09-75/10	PDL	-0,0046(-0,02)	-808,18( - )	0,1908	0,3332	1,72	-
	PDLCORC	0,0534( 0,19)	85,98( - )	0,2146	0,3315	1,83	0,13( 0,93)
3. 75/11-81/12 75/12-81/12	PDL	-0,7339(-3,04)	11,42(2,30)	0,1084	0,3111	2,27	-
	PDLCORC	-0,7394(-3,51)	11,20(2,60)	0,1310	0,3090	1,93	-0,15(-1,28)

Tableau 4.2(d)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec M2\*

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Décalai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 71/08-81/12 71/09-81/12	PDL	0,8052( 4,77)	11,07(4,25)	0,1351	0,3221	1,94	-
	PDLCORC	0,8114( 4,62)	11,16(4,12)	0,1359	0,3232	1,95	0,03( 0,30)
2. 71/08-75/10 71/09-75/10	PDL	0,8862( 4,20)	10,73(3,15)	0,2268	0,3257	1,79	-
	PDLCORC	0,8947( 3,74)	10,86(2,84)	0,2355	0,3271	1,83	0,10( 0,74)
3. 75/11-81/12 75/12-81/12	PDL	0,6405( 2,17)	11,58(2,20)	0,0350	0,3237	2,13	-
	PDLCORC	0,6418( 2,28)	11,41(2,23)	0,0372	0,3252	1,94	-0,07(-0,59)

\* Voir notes au bas du tableau 4.2(e).

Tableau 4.2(e)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec MZC\*

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\sum m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 71/08-81/12	PDL	0,2850 ( 1,16)	20,38(2,57)	0,0192	0,3431	1,70	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,2999 ( 1,02)	20,38(2,18)	0,0422	0,3403	1,98	0,15 ( 1,70)
2. 71/08-75/10	PDL	0,5511 ( 1,38)	18,99(2,83)	0,1035	0,3507	1,44	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,5884 ( 1,04)	20,32(2,15)	0,1857	0,3376	1,83	0,29 ( 2,11)
3. 75/11-81/12	PDL	-0,0599 (-0,17)	-17,10 ( - )	-0,0230	0,3332	2,01	-
75/12-81/12	PDLCORC	-0,0987 (-0,27)	-4,39 ( - )	-0,0229	0,3353	1,95	-0,01 (-0,08)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; E.T.R. est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson; RHO est le paramètre autorégressif estimé.

1975/10 et 1975/11 à 1981/12.

L'impact estimé de la monnaie sur les prix pour la période 71/08 à 81/12 est négatif lorsqu'on utilise la base, M1 et M1B. Il n'est significatif toutefois que dans le cas de M1. L'impact estimé est positif lorsqu'on utilise M2 et M2C mais il est significatif seulement avec M2. Dans ce dernier cas, la somme des coefficients estimés est égale à 0,81.

Dans le cas de la base monétaire, on constate un renversement important dans l'impact estimé sur la période 71/08 à 75/10 comparativement à la période 75/11 à 81/12. En effet, sur la première période, l'impact estimé est égal à 0,55 mais il n'est pas significatif alors que sur la seconde période, l'impact estimé est égal à -0,76 et est significatif. Le comportement des agrégats M1 et M1B est fort semblable. Sur la période 71/08 à 75/10, l'impact estimé de ces agrégats monétaires est approximativement égal à zéro alors que sur la période la plus récente, l'impact estimé devient négatif et significatif. Par ailleurs, la somme des coefficients estimés du taux de croissance de M2 est positive et significative pour les deux sous-périodes alors que la somme des coefficients estimés du taux de croissance de M2C n'est significative pour aucune des périodes.

En terme de l'ajustement, les meilleurs résultats sont obtenus avec M2 pour les périodes 71/08 à 81/12 et 71/08 à 75/10. Par contre, pour la période 75/11 à 81/12, les meilleurs résultats sont obtenus avec la base. Sur cette dernière période, le pouvoir explicatif de l'équation est particulièrement faible avec les agrégats M2 et M2C.

La relation estimée est de toute évidence instable sur les sous-périodes avec la base monétaire et M2C. Pour les trois autres agrégats, nous avons effectué un test de Chow.<sup>13</sup> Les F calculés avec M1, M1B et M2 sont respectivement de 4,13, 2,20 et 0,66. Ces valeurs doivent être comparées avec la valeur critique de  $F_{.05}(5,115)$  qui est de 2,29. On peut donc rejeter au niveau 5% l'hypothèse d'absence de changement structurel dans le cas de M1. On ne peut toutefois pas rejeter cette hypothèse dans les cas de M1B et M2.

D'après les résultats obtenus, il semble que le multiplicateur de M2 ait augmenté de façon importante sur la période 75 à 81 puisqu'on obtient une relation négative entre le taux de croissance de la base monétaire et le taux d'inflation et une relation positive entre le taux de croissance de M2 et le taux d'inflation. Cette augmentation doit être causée en partie par la hausse considérable des taux d'intérêt qui a entraîné un déplacement important des actifs vers les dépôts à terme au cours de cette dernière période.

On constate de plus que la relation observée entre M1 et l'IPC n'est pas significative avant l'adoption de M1 par les autorités comme indicateur et cible de la politique monétaire. Cette constatation soulève des doutes quant au choix de M1 comme agrégat à contrôler. Cependant, on peut présumer que la relation estimée entre M1 et l'IPC sur cette période est une relation de court terme et non de long terme. Par ailleurs,

<sup>13</sup> Les tests sont effectués à partir des résultats obtenus sans correction pour l'autocorrélation des erreurs. Voir les détails à l'appendice D.

les résultats obtenus pourraient différer si on utilisait le taux de croissance du dégonfleur de la DNB comme mesure du taux d'inflation.

En effet, on peut se référer aux résultats obtenus par Kelly (1981) et Bordo et Choudhri (1982). Pour les années 70, ils obtiennent une relation positive et significative entre le taux de croissance du dégonfleur de la DNB et le taux de croissance de M1. Ceux-ci utilisent toutefois un début de période échantillonnale différent du nôtre et n'effectuent pas de régressions pour les sous-périodes.<sup>14</sup>

Finalement, il peut s'avérer intéressant d'examiner les coefficients individuels estimés des variables monétaires. Par souci de concision, nous ne rapportons pas ici tous ces résultats. Toutefois, nous présentons aux tableaux 4.3(a) et 4.3(b) les résultats obtenus avec M1 et M2.

Pour la période 71/08 à 81/12, les coefficients estimés des retards du taux de croissance de M1 sont négatifs sauf ceux associés à  $\dot{M}_{t-20}$  à  $\dot{M}_{t-24}$ . Les coefficients estimés augmentent (en valeur absolue) jusqu'au dixième retard puis diminuent du dixième au dix-neuvième retard. Le coefficient associé au vingtième retard devient positif et les coefficients estimés augmentent par la suite. Pour la période 71/08 à 75/10, environ la moitié des coefficients estimés sont négatifs mais ils ne sont pas significatifs. Par contre, pour la dernière sous-période, tous les coefficients estimés, sauf un, sont négatifs et la majorité sont significatifs.

<sup>14</sup> Nous verrons à la section suivante que les résultats obtenus varient de manière importante en fonction du début de période choisi.



Tableau 4.3(a)  
 Résultats détaillés de l'équation (1) estimée avec  $M1^*$   
 (PDL)

	1971/08-1981/12		1971/08-1975/10		1975/11-1981/12	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
$a_0$	-0,0095	8,73	0,0073	2,31	0,0121	8,61
$m_0$	-0,0115	0,88	0,0138	0,50	-0,0195	1,34
$m_1$	-0,0134	1,38	0,0027	0,12	-0,0186	1,67
$m_2$	-0,0152	1,90	-0,0067	0,33	-0,0187	1,93
$m_3$	-0,0170	2,20	-0,0145	0,72	-0,0194	2,01
$m_4$	-0,0186	2,29	-0,0209	1,01	-0,0207	2,02
$m_5$	-0,0201	2,33	-0,0258	1,22	-0,0225	2,06
$m_6$	-0,0214	2,38	-0,0293	1,38	-0,0247	2,15
$m_7$	-0,0224	2,46	-0,0315	1,52	-0,0271	2,30
$m_8$	-0,0232	2,57	-0,0324	1,62	-0,0297	2,50
$m_9$	-0,0236	2,68	-0,0322	1,68	-0,0323	2,73
$m_{10}$	-0,0238	2,77	-0,0308	1,67	-0,0348	2,96
$m_{11}$	-0,0235	2,79	-0,0283	1,57	-0,0371	3,17
$m_{12}$	-0,0228	2,71	-0,0248	1,39	-0,0391	3,33
$m_{13}$	-0,0217	2,53	-0,0204	1,12	-0,0406	3,42
$m_{14}$	-0,0201	2,28	-0,0151	0,81	-0,0416	3,44
$m_{15}$	-0,0180	1,97	-0,0090	0,47	-0,0419	3,40
$m_{16}$	-0,0154	1,64	-0,0021	0,11	-0,0414	3,30
$m_{17}$	-0,0121	1,28	0,0054	0,29	-0,0400	3,17
$m_{18}$	-0,0083	0,88	0,0137	0,76	-0,0376	3,01
$m_{19}$	-0,0038	0,41	0,0224	1,37	-0,0341	2,79
$m_{20}$	0,0014	0,16	0,0318	2,12	-0,0293	2,47
$m_{21}$	0,0074	0,83	0,0415	2,74	-0,0231	1,98
$m_{22}$	0,0141	1,44	0,0516	2,75	-0,0155	1,28
$m_{23}$	0,0216	1,79	0,0621	2,35	-0,0063	0,45
$m_{24}$	0,0299	1,88	0,0728	1,93	0,0047	0,27
$\Sigma m_i$	-0,2814	2,15	-0,0059	0,02	-0,6907	3,46
$R^2$	0,0690		0,1423		0,1258	
E.T.R. (x100)	0,3342		0,3431		0,3081	
D.W.	1,83		1,58		2,31	

\* Voir notes au bas du tableau 4.3(b).

Tableau 4.3(b)  
 Résultats détaillés de l'équation (1) estimée avec  $M2^*$   
 (PDL)

	1971/08-1981/12		1971/08-1975/10		1975/11-1981/12	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
$a_0$	-0,0017	0,89	-0,0027	1,15	0,0004	0,11
$m_0$	0,0220	0,73	0,0419	1,00	-0,0060	0,13
$m_1$	0,0302	1,41	0,0493	1,64	0,0047	0,14
$m_2$	0,0365	2,30	0,0541	2,44	0,0138	0,57
$m_3$	0,0411	3,08	0,0566	3,08	0,0214	1,05
$m_4$	0,0440	3,38	0,0570	3,24	0,0277	1,38
$m_5$	0,0455	3,36	0,0556	3,08	0,0327	1,55
$m_6$	0,0458	3,27	0,0528	2,84	0,0365	1,67
$m_7$	0,0450	3,21	0,0488	2,62	0,0392	1,79
$m_8$	0,0434	3,19	0,0439	2,42	0,0409	1,94
$m_9$	0,0410	3,20	0,0384	2,21	0,0417	2,11
$m_{10}$	0,0382	3,19	0,0326	1,98	0,0417	2,28
$m_{11}$	0,0350	3,10	0,0268	1,68	0,0410	2,41
$m_{12}$	0,0316	2,88	0,0212	1,34	0,0396	2,40
$m_{13}$	0,0282	2,53	0,0162	1,00	0,0377	2,23
$m_{14}$	0,0251	2,13	0,0120	0,71	0,0353	1,95
$m_{15}$	0,0224	1,78	0,0089	0,51	0,0326	1,66
$m_{16}$	0,0202	1,54	0,0072	0,40	0,0297	1,41
$m_{17}$	0,0187	1,40	0,0073	0,41	0,0266	1,21
$m_{18}$	0,0182	1,39	0,0093	0,55	0,0234	1,07
$m_{19}$	0,0188	1,53	0,0136	0,87	0,0202	0,96
$m_{20}$	0,0207	1,81	0,0205	1,32	0,0171	0,88
$m_{21}$	0,0240	2,06	0,0302	1,66	0,0142	0,77
$m_{22}$	0,0290	1,98	0,0431	1,70	0,0117	0,56
$m_{23}$	0,0358	1,71	0,0594	1,63	0,0095	0,33
$m_{24}$	0,0447	1,48	0,0795	1,54	0,0078	0,19
$\Sigma m_i$	0,8052	4,77	0,8862	4,20	0,6405	2,17
$\bar{R}^2$	0,1351		0,2268		0,0350	
E.T.R. (x100)	0,3221		0,3257		0,3237	
D.W.	1,94		1,79		2,13	

\* $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; E.T.R. est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson.

Dans le cas de M2, presque tous les coefficients estimés sont positifs dans les trois périodes échantillonales. Toutefois, pour les deux sous-périodes, un bon nombre de coefficients estimés ne sont pas significatifs. Pour les périodes 71/08 à 81/12 et 71/08 à 75/10, les coefficients estimés augmentent au départ, diminuent par la suite pour finalement augmenter de nouveau. Pour la période 75/11 à 81/12, les coefficients estimés augmentent jusqu'au neuvième retard puis diminuent par la suite.

## 2. L'effet des variables non-monétaires

Comme nous l'avons mentionné précédemment, certains facteurs sont reconnus comme étant des facteurs clés ayant contribué à affecter le taux d'inflation au cours des années 70. L'ignorance de tels facteurs peut donc conduire à une estimation biaisée de l'impact de la monnaie sur les prix. C'est la raison pour laquelle nous estimons le modèle en incluant ces autres variables explicatives.<sup>15</sup> L'équation que nous avons retenue est la suivante:

$$(2) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + b_0 (\dot{P}_a - \dot{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT}$$

où  $\dot{P}_a$  : taux de croissance de l'indice des prix à la consommation des produits alimentaires

$\dot{P}_e$  : taux de croissance de l'indice des prix à la consommation des produits énergétiques

CONT : variable binaire pour la période de contrôle des prix et des salaires (=1 de 75/11 à 78/04, =0 ailleurs)

<sup>15</sup> Les variables de prix relatif peuvent avoir un effet sur les prix absolus étant donné le biais introduit dans le calcul de l'indice de Laspeyres. En effet, avec cet indice, on ne tient pas compte des effets de substitution. La hausse des prix relatifs peut aussi être considérée comme un choc d'offre. Cette hausse de prix amène une baisse de la production réelle et donc une augmentation une-fois-pour-toutes du niveau des prix dans l'économie (saut temporaire du taux d'inflation).

Il est important de noter que nous avons déterminé le nombre de délais sur les variables de prix relatif de la même manière que pour les variables monétaires, c'est-à-dire en imposant des contraintes d'Almon avec un nombre divers de retards. En ce qui concerne le taux de croissance des prix relatifs des produits alimentaires, seul l'impact contemporain s'est avéré significatif. Par contre, dans le cas du taux de croissance des prix relatifs des produits énergétiques, on doit tenir compte d'un délai d'ajustement. L'énergie étant un input dans la fabrication de nombreux produits, il n'est alors pas surprenant que son impact ne soit pas complet à l'intérieur d'une seule période. La hausse du prix des produits énergétiques peut avoir des effets sur les prix des autres biens de consommation.

Nous avons aussi essayé diverses spécifications de la variable de contrôle des prix et des salaires. En particulier, nous avons tenté d'inclure une variable binaire pour la période après-contrôle mais celle-ci n'était jamais significative.

Les résultats de l'estimation de l'équation (2) pour les périodes 1971/08 à 1981/12, 1971/08 à 1975/10 et 1975/11 à 1981/12 sont présentés aux tableaux 4.4(a) à 4.4(e). On peut d'abord noter que le coefficient estimé de la variable de taux de croissance des prix relatifs des produits alimentaires est toujours positif et significatif, tel qu'attendu. La valeur de ce coefficient est plus élevée pour la période 71/08 à 75/10 (environ 0,40) que pour la période 75/11 à 81/12 (environ 0,25). D'autre part, la somme des coefficients estimés de la variable de taux de crois-

Tableau 4.4(a)  
 Résultats de l'équation (2) estimée avec BASE MONETAIRE\*

$$(2) \hat{P}_t = a_o + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + b_o (\dot{P}_a - \dot{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-i} + d_o \text{CONT}$$

Période	Méthode	a <sub>o</sub>	Σ m <sub>i</sub>	b <sub>o</sub>	Σ c <sub>i</sub>	d <sub>o</sub>	Délai moyen	R <sup>2</sup>	FTR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0073 (5,92)	-0,1001 (-0,84)	0,3086 (9,80)	0,3092 (5,88)	-0,0018 (-3,41)	-14,93 ( - )	0,5223	0,239	2,07	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0074 (6,17)	-0,1094 (-0,94)	0,3094 (9,86)	0,3120 (6,09)	-0,0018 (-3,49)	-10,97 ( - )	0,5249	0,240	1,99	-0,04 (-0,43)
71/08-75/10	PDL	0,0024 (0,46)	0,3039 (0,69)	0,3615 (6,97)	0,3352 (3,24)	-	17,79 (2,05)	0,6152	0,230	0,98	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0010 (0,08)	0,4469 (0,40)	0,3998 (10,77)	0,1475 (0,99)	-	16,16 (0,76)	0,7356	0,192	2,18	0,65 (6,00)
75/11-81/12	PDL	0,0088 (4,34)	-0,2153 (-0,92)	0,2654 (5,80)	0,2433 (3,45)	-0,0017 (-2,12)	9,51 (0,48)	0,4381	0,247	2,81	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0096 (6,99)	-0,3169 (-2,00)	0,2555 (6,92)	0,2293 (4,66)	-0,0014 (-2,67)	10,24 (1,22)	0,5413	0,224	2,15	-0,43 (-4,03)

\* Voir notes au bas du tableau 4.4(e).

Tableau 4.4(b)  
 Résultats de l'équation (2) estimée avec MI\*

$$(2) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{P}_a - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{P}_e - \hat{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT}$$

Période	Méthode	$a_0$	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	$d_0$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0084 (9,62)	-0,2704 (-2,74)	0,3099 (10,09)	0,2628 (5,33)	-0,0013 (-2,53)	5,09 (0,80)	0,5313	0,237	2,13	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0084 (10,29)	-0,2726 (-2,95)	0,3096 (10,21)	0,2667 (5,74)	-0,0013 (-2,70)	5,45 (0,91)	0,5354	0,237	1,98	-0,08 (-0,87)
71/08-75/10	PDL	0,0109 (6,21)	-0,5547 (-3,06)	0,4038 (9,80)	0,3947 (5,71)	-	5,54 (1,29)	0,7732	0,176	1,69	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0115 (5,56)	-0,6167 (-2,90)	0,4081 (10,00)	0,3959 (5,10)	-	6,84 (1,47)	0,7835	0,174	1,99	0,15 (1,08)
75/11-81/12	PDL	0,0088 (6,60)	-0,2674 (-1,38)	0,2575 (6,14)	0,1980 (3,06)	-0,0014 (-2,07)	10,10 (0,82)	0,4422	0,246	2,79	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0090 (9,97)	-0,2999 (-2,32)	0,2438 (7,27)	0,1919 (4,22)	-0,0013 (-2,88)	9,86 (1,38)	0,5402	0,225	2,17	-0,42 (-3,91)

\* Voir notes au bas du tableau 4.4(e).

Tableau 4.4(c)  
 Résultats de l'équation (2) estimée avec  $MLB^*$

$$(2) \hat{P}_t = a_o + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_o (\hat{Pa}-\hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{Pe}-\hat{P})_{t-i} + d_o \text{CONT}$$

Période	Méthode	$a_o$	$\sum m_i$	$b_o$	$\sum c_i$	$d_o$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0083 (11,34)	-0,3212 (-3,08)	0,3129 (10,36)	0,2500 (5,03)	-0,0011 (-2,26)	4,75 (0,92)	0,5553	0,231	2,24	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0083 (12,64)	-0,3271 (-3,49)	0,3131 (10,65)	0,2556 (5,69)	-0,0011 (-2,49)	5,15 (1,12)	0,5642	0,230	1,99	-0,13 (-1,46)
71/08-75/10	PDL	0,0089 (8,44)	-0,4580 (-3,20)	0,4089 (9,95)	0,3522 (4,80)	-	4,96 (1,18)	0,7761	0,175	1,73	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0093 (7,60)	-0,5032 (-3,07)	0,4145 (10,05)	0,3552 (4,44)	-	6,05 (1,35)	0,7838	0,174	1,95	0,11 (0,81)
75/11-81/12	PDL	0,0090 (6,91)	-0,3607 (-1,58)	0,2578 (6,24)	0,1778 (2,56)	-0,0014 (-2,10)	10,28 (1,03)	0,4443	0,246	2,82	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0091 (10,52)	-0,3869 (-2,57)	0,2491 (7,64)	0,1768 (3,66)	-0,0013 (-2,90)	10,17 (1,68)	0,5451	0,224	2,17	-0,42 (-4,01)

\* Voir notes au bas du tableau 4.4(e).

Tableau 4.4(d)  
 Résultats de l'équation (2) estimée avec M2\*

$$(2) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + b_0 (\dot{P}a - \dot{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\dot{P}e - \dot{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT}$$

Période	Méthode	$a_0$	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	$d_0$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	-0,0023 (-1,52)	0,7960 (5,67)	0,3168 (11,02)	0,1716 (3,46)	-0,0008 (-1,64)	12,14 (5,57)	0,5786	0,225	2,34	-
71/09-81/12	PDLCORC	-0,0023 (-1,74)	0,7902 (6,54)	0,3157 (11,64)	0,1773 (4,13)	-0,0008 (-1,74)	11,95 (6,28)	0,5912	0,222	2,00	-0,18 (-1,99)
71/08-75/10	PDL	-0,0052 (-4,42)	0,9693 (9,14)	0,4263 (12,95)	0,1135 (1,77)	-	11,01 (7,55)	0,8450	0,146	2,37	-
71/09-75/10	PDLCORC	-0,0052 (-5,74)	0,9694 (11,75)	0,4425 (14,29)	0,1216 (2,38)	-	10,87 (9,43)	0,8542	0,143	2,03	-0,29 (-2,11)
75/11-81/12	PDL	0,0037 (0,95)	0,3288 (0,89)	0,2572 (6,05)	0,1705 (1,83)	-0,0019 (-2,78)	13,64 (1,17)	0,4343	0,248	2,77	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0041 (1,44)	0,2883 (1,08)	0,2490 (7,34)	0,1814 (2,75)	-0,0018 (-3,76)	12,81 (1,40)	0,5186	0,230	2,10	-0,39 (-3,65)

\* Voir notes au bas du tableau 4.4(e).



Tableau 4.4(e)  
 Résultats de l'équation (2) estimée avec MZC\*

$$(2) \hat{p}_t = a_0 + \sum_{i=0}^6 m_i \hat{m}_{t-i} + b_0 (\hat{p}_a - \hat{p})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{p}_e - \hat{p})_{t-i} + d_0 \text{CONT}$$

Période	Méthode	$a_0$	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	$d_0$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0005 (0,24)	0,4690 (2,51)	0,3100 (9,58)	0,2789 (5,08)	-0,0016 (-2,93)	13,35 (3,02)	0,4982	0,245	1,96	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0008 (0,32)	0,4505 (2,26)	0,3109 (9,52)	0,2809 (4,95)	-0,0016 (-2,88)	13,30 (2,69)	0,4983	0,246	2,00	0,02 (0,21)
71/08-75/10	PDL	-0,0083 (-2,67)	1,0650 (4,49)	0,4185 (8,77)	0,3477 (4,00)	-	10,05 (4,54)	0,7073	0,200	1,37	-
71/09-75/10	PDLCORC	-0,0059 (-1,08)	0,9138 (2,15)	0,3949 (9,78)	0,2148 (1,78)	-	11,84 (2,39)	0,7488	0,188	2,13	0,47 (3,79)
75/11-81/12	PDL	0,0023 (0,51)	0,4257 (1,11)	0,2670 (6,17)	0,1698 (1,94)	-0,0024 (-3,44)	15,01 (1,42)	0,4314	0,248	2,70	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0043 (1,16)	0,2244 (0,77)	0,2566 (7,03)	0,2030 (2,99)	-0,0021 (-4,31)	15,40 (1,19)	0,5039	0,233	2,08	-0,37 (-3,38)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; ETR est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson; RHO est le paramètre autorégressif estimé.

sance des prix relatifs de l'énergie est dans presque tous les cas positive et significative. Sur l'ensemble de la période, l'impact estimé varie entre 0,18 (avec M2) et 0,31 (avec la base).

Le coefficient estimé de la variable binaire est toujours négatif, tel qu'attendu. Il est de plus significatif pour toutes les périodes échantillonales avec tous les agrégats sauf M2. En effet, lorsqu'on utilise l'agrégat M2, le coefficient estimé de CONT n'est pas significatif sur la période 71/08 à 81/12. Quoiqu'il en soit, ces résultats démontrent, en général, que le contrôle des prix et des salaires a contribué à diminuer de façon significative le taux d'inflation.

Nous pouvons maintenant comparer les résultats obtenus avec l'équation (1) et l'équation (2). Une première chose à noter est la hausse substantielle du  $\bar{R}^2$  lorsque les autres variables explicatives sont incluses dans l'équation. Ceci est particulièrement remarquable pour la période de 71/08 à 75/10, ce qui semble démontrer l'importance des chocs du côté de l'offre au cours de cette période. Par contre, pour la période 75/11 à 81/12, le pouvoir explicatif de l'équation est plus faible.

Avec l'équation (2), la somme des coefficients estimés du taux de croissance de la base monétaire demeure non significative sur les périodes 71/08 à 81/12 et 71/08 à 75/10. Cette somme demeure significative sur la période 75/11 à 81/12 mais elle diminue toutefois de manière importante (de -0,76 à -0,32). Dans le cas de M1, les résultats obtenus sont beaucoup plus surprenants. Alors que l'impact estimé de M1 était négatif

mais non significatif sur la période 71/08 à 75/10 avec l'équation (1), cet impact devient maintenant significatif et égal à -0,55. De plus, la somme des coefficients estimés diminue (en valeur absolue) sur la période 75/11 à 81/12 mais demeure significative. Pour l'ensemble de la période, la somme des coefficients estimés est toutefois semblable dans les deux équations.

On observe sensiblement le même phénomène dans le cas de M1B. La somme des coefficients estimés du taux de croissance de M1B est maintenant négative et significative sur la période 71/08 à 75/10. Cette somme demeure significative sur la période 75/11 à 81/12 mais elle diminue (en valeur absolue) de façon substantielle par rapport aux résultats obtenus avec l'équation (1) (passe de -0,73 à -0,39). De plus, pour l'ensemble de la période, la somme des coefficients estimés est maintenant négative et significative.

Dans le cas de M2, la somme des coefficients estimés demeure positive et significative pour les périodes 71/08 à 81/12 et 71/08 à 75/10. Pour cette dernière période, la somme est égale à 0,97. Par contre, pour la période 75/11 à 81/12, l'impact estimé diminue de manière importante et n'est plus significatif. Finalement, les résultats obtenus avec M2C changent aussi de façon substantielle. L'impact estimé du taux de croissance de M2C devient significatif sur les périodes 71/08 à 81/12 et 71/08 à 75/10. Il est égal à 0,91 sur cette dernière période. Par contre, sur la période 75/11 à 81/12, l'impact estimé demeure non significatif.

Il est intéressant de souligner que l'inclusion de la variable de contrôle des prix et des salaires a eu un effet important sur l'impact estimé de la monnaie sur les prix au cours de la période 75/11 à 81/12. En effet, lorsque l'équation (2) est estimée en omettant cette variable (voir tableau 4.5), la somme des coefficients estimés de la base, M1 et M1B est alors égale à -0,58, -0,48 et -0,57 respectivement. Ceci représente donc une augmentation importante de l'impact estimé. Il en est de même avec M2 où la somme des coefficients estimés est alors égale à 0,64 et est de plus significative. On observe cependant le phénomène contraire avec M2C. Lorsque la variable binaire est exclue de l'équation, la somme des coefficients estimés est négative et non significative.

Il existe possiblement un problème relié à l'utilisation de la variable binaire sur la période 75/11 à 81/12. En effet, il devient moins clair que cette variable reflète adéquatement l'effet de l'instauration des contrôles puisque la période pré-contrôle est exclue de l'échantillon.

Quoiqu'il en soit, les résultats obtenus avec l'équation (2) varient de façon importante par rapport à ceux obtenus avec l'équation (1), et ce particulièrement pour les sous-périodes. Ceci nous incite donc à une certaine prudence quant à la validité des résultats obtenus lorsqu'on inclut uniquement la monnaie comme variable explicative. Pour l'ensemble de la période, on note aussi des différences dans les résultats obtenus avec les deux équations mais ces différences sont moins marquées, particulièrement dans les cas de M1 et M2.

Tableau 4.5  
 Résultats de l'estimation de l'équation (2') : période 75/11-81/12\*

$$(2') \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{P}_a - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{P}_e - \hat{P})_{t-i}$$

Agrégat	Méthode	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. BASE	PDL	-0,5240(-2,77)	0,26(5,52)	0,22(3,03)	11,75(2,04)	0,4076	0,254	2,75	-
	PDLCORC	-0,5793(-4,38)	0,25(6,32)	0,20(3,92)	11,63(3,20)	0,4975	0,235	2,07	-0,39(-3,64)
2. M1	PDL	-0,4652(-2,70)	0,25(5,90)	0,20(3,05)	11,03(1,87)	0,4135	0,252	2,68	-
	PDLCORC	-0,4830(-3,91)	0,24(6,65)	0,19(3,92)	10,81(2,69)	0,4890	0,237	2,07	-0,36(-3,28)
3. M1B	PDL	-0,5595(-2,62)	0,26(6,12)	0,18(2,50)	10,45(1,79)	0,4149	0,252	2,71	-
	PDLCORC	-0,5710(-3,81)	0,25(7,17)	0,17(3,31)	10,33(2,59)	0,4935	0,236	2,07	-0,37(-3,39)
4. M2	PDL	0,6450( 1,75)	0,27(6,20)	0,16(1,65)	10,77(1,54)	0,3748	0,261	2,57	-
	PDLCORC	0,6412( 2,19)	0,27(7,07)	0,16(2,13)	10,58(1,90)	0,4251	0,251	1,97	-0,29(-2,58)
5. M2C	PDL	-0,1358(-0,36)	0,27(5,68)	0,29(3,36)	17,18(0,30)	0,3350	0,269	2,47	-
	PDLCORC	-0,3137(-0,93)	0,26(5,99)	0,32(4,47)	15,42(0,86)	0,3734	0,262	1,94	-0,26(-2,28)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; E.T.R. est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson; RHO est le paramètre autorégressif estimé.

Il est possible que, pour les sous-périodes, la relation estimée entre la monnaie et les prix représentant plutôt une relation de court terme, l'omission des autres variables explicatives entraîne un biais plus important que dans le cas où la relation monnaie-prix peut plutôt être interprétée comme une relation de long terme.

D'autre part, ayant constaté que la relation varie de façon importante sur les sous-périodes, nous avons voulu examiner de manière plus systématique cette relation en faisant varier le début des périodes échantillonales. Ceci devrait nous permettre de situer de manière plus précise les points d'instabilité.

Nous avons réestimé les équations de prix d'abord avec la monnaie comme unique variable explicative puis en incluant aussi les autres variables. Nous présentons aux tableaux 4.6 à 4.9 la somme des coefficients estimés de la monnaie sur les prix ainsi que le  $\bar{R}^2$ . Les résultats présentés sont ceux obtenus avec correction pour l'autocorrélation des erreurs. Dans certains cas, le coefficient d'autocorrélation estimé n'était pas significatif mais nous ne présentons ces résultats que pour fins de comparaison. Par souci de concision, nous ne rapportons pas ici les résultats détaillés de l'estimation de ces équations.

Au tableau 4.6, nous présentons les résultats obtenus avec la monnaie comme seule variable explicative lorsque la fin de la période échantillonale est toujours 1975/10. Lorsque l'équation est estimée sur la période 70/07 à 75/10, la somme des coefficients estimés est toujours

Tableau 4.6  
Impact estimé de la monnaie sur les prix : équation (1)\*  
(PDLCORC)

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i}$$

Période	BASE	M1	M1B	M2	M2C
	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$
1. 70/07-75/10	1,0112 0,3445 (4,28)	0,6333 0,2868 (2,58)	0,4955 0,3169 (2,77)	1,0334 0,3975 (5,53)	0,6340 0,3540 (2,56)
2. 70/11-75/10	0,8799 0,2651 (2,98)	0,4192 0,2194 (1,50)	0,3018 0,2583 (1,44)	0,9684 0,3255 (4,86)	0,5132 0,2737 (1,59)
3. 71/03-75/10	0,5628 0,2068 (1,46)	0,1184 0,1938 (0,38)	0,0230 0,2324 (0,10)	0,9087 0,2646 (4,37)	0,2198 0,2120 (0,54)
4. 71/07-75/10	0,3060 0,1622 (0,50)	-0,0746 0,1711 (-0,20)	-0,0679 0,1969 (-0,26)	0,8656 0,2332 (3,83)	0,2810 0,1638 (0,55)
5. 71/09-75/10	0,9250 0,1944 (1,22)	0,0768 0,1859 (0,19)	0,0534 0,2146 (0,19)	0,8947 0,2355 (3,74)	0,5884 0,1857 (1,04)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté.

Tableau 4.7  
Impact estimé de la monnaie sur les prix : équation (1a)\*  
(PDLCORC)

$$(1a) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{Pa} - \hat{P})_t$$

Période	BASE	M1	M1B	M2	M2C
	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$
1. 70/07-75/10	0,6956 0,7243 (2,82)	0,2155 0,6940 (0,90)	0,1402 0,6979 (0,79)	0,9381 0,7954 (9,38)	0,5282 0,7263 (2,40)
2. 70/11-75/10	0,7718 0,7124 (2,36)	0,1051 0,6743 (0,36)	0,0119 0,6824 (0,06)	0,9651 0,7830 (9,06)	0,6222 0,7109 (2,01)
3. 71/03-75/10	0,7391 0,6724 (1,54)	-0,1675 0,6401 (-0,49)	-0,2145 0,6516 (-0,93)	1,0154 0,7546 (8,84)	0,5589 0,6674 (1,31)
4. 71/07-75/10	0,6174 0,7127 (0,65)	-0,4378 0,6969 (-1,05)	-0,3792 0,6961 (-1,36)	1,0273 0,7715 (7,73)	0,7774 0,7071 (1,44)
5. 71/09-75/10	0,7835 0,7138 (0,66)	-0,5054 0,6985 (-1,11)	-0,4413 0,6981 (-1,43)	1,0242 0,7713 (7,36)	0,8109 0,7073 (1,35)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté.



Tableau 4.8  
Impact estimé de la monnaie sur les prix: équation (1)\*  
(PDLGORC)

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i}$$

Période	BASE	M1	MIB	M2	M2C
	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$	$\Sigma m_i$ $\bar{R}^2$
1. 72/02-81/12	-0,3222 (-1,94) 0,0760	-0,3117 (-2,26) 0,0576	-0,2960 (-2,05) 0,0852	0,7172 (3,85) 0,1113	0,0471 (0,14) 0,0015
2. 73/02-81/12	-0,2991 (-1,93) 0,0443	-0,2242 (-1,56) 0,0040	-0,2361 (-1,51) 0,0172	0,5594 (2,74) 0,0536	0,0477 (0,16) -0,0310
3. 74/02-81/12	-0,2807 (-1,60) 0,0416	-0,2602 (-1,43) 0,0029	-0,3072 (-1,41) 0,0164	0,5959 (2,62) 0,0532	0,0464 (0,14) -0,0343
4. 75/02-81/12	-0,5536 (-3,68) 0,1757	-0,6378 (-3,54) 0,1050	-0,7396 (-3,38) 0,1106	0,5556 (2,15) 0,0316	0,0174 (0,06) -0,0102
5. 76/02-81/12	-0,7568 (-4,09) 0,2090	-0,6743 (-3,68) 0,1432	-0,6897 (-3,20) 0,1243	0,7267 (2,61) 0,0560	0,0163 (0,04) -0,0243
6. 77/02-81/12	-0,7168 (-2,46) 0,0880	-0,3994 (-1,36) 0,0384	-0,4522 (-1,73) 0,0569	0,6711 (2,81) 0,0996	0,5522 (1,63) 0,0383
7. 78/02-81/12	-0,7150 (-2,31) 0,1154	-0,7072 (-2,47) 0,1490	-0,6142 (-2,45) 0,1472	0,4814 (1,70) 0,0980	0,6427 (1,80) 0,0772

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté.

Tableau 4.9  
Impact estimé de la monnaie sur les prix : équation (2)\*  
(PDLCORC)

$$(2) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + b_0 (\dot{P}_a - \dot{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT}$$

Période	BASE	M1	M1B	M2	M2C
1. 72/02-81/12	$\Sigma m_i$ -0,1463 (-1,24)	$\Sigma m_i$ -0,2906 (-3,22)	$\Sigma m_i$ -0,3688 (-3,93)	$\Sigma m_i$ 0,7191 (5,39)	$\Sigma m_i$ 0,2609 (1,14)
	$\bar{R}^2$ 0,4978	$\bar{R}^2$ 0,5135	$\bar{R}^2$ 0,5458	$\bar{R}^2$ 0,5690	$\bar{R}^2$ 0,4668
2. 73/02-81/12	$\Sigma m_i$ -0,1448 (-1,32)	$\Sigma m_i$ -0,2058 (-2,31)	$\Sigma m_i$ -0,3073 (-3,14)	$\Sigma m_i$ 0,5169 (3,43)	$\Sigma m_i$ 0,2617 (1,36)
	$\bar{R}^2$ 0,4579	$\bar{R}^2$ 0,4765	$\bar{R}^2$ 0,4965	$\bar{R}^2$ 0,5195	$\bar{R}^2$ 0,4774
3. 74/02-81/12	$\Sigma m_i$ 0,0583 (0,54)	$\Sigma m_i$ -0,0058 (-0,06)	$\Sigma m_i$ -0,0852 (-0,69)	$\Sigma m_i$ 0,3024 (1,89)	$\Sigma m_i$ 0,2355 (1,34)
	$\bar{R}^2$ 0,5311	$\bar{R}^2$ 0,5253	$\bar{R}^2$ 0,5272	$\bar{R}^2$ 0,5524	$\bar{R}^2$ 0,5289
4. 75/02-81/12	$\Sigma m_i$ -0,0767 (-0,58)	$\Sigma m_i$ -0,2249 (-1,77)	$\Sigma m_i$ -0,3697 (-2,45)	$\Sigma m_i$ 0,2274 (1,25)	$\Sigma m_i$ 0,2102 (1,04)
	$\bar{R}^2$ 0,5047	$\bar{R}^2$ 0,5147	$\bar{R}^2$ 0,5303	$\bar{R}^2$ 0,5137	$\bar{R}^2$ 0,4991
5. 76/02-81/12	$\Sigma m_i$ -0,2610 (-1,42)	$\Sigma m_i$ -0,2887 (-2,05)	$\Sigma m_i$ -0,3725 (-2,34)	$\Sigma m_i$ 0,3534 (1,35)	$\Sigma m_i$ 0,2778 (0,88)
	$\bar{R}^2$ 0,5383	$\bar{R}^2$ 0,5334	$\bar{R}^2$ 0,5407	$\bar{R}^2$ 0,5340	$\bar{R}^2$ 0,5192
6. 77/02-81/12	$\Sigma m_i$ -0,3611 (-1,02)	$\Sigma m_i$ -0,4703 (-2,06)	$\Sigma m_i$ -0,4649 (-2,22)	$\Sigma m_i$ 0,4079 (1,42)	$\Sigma m_i$ 0,2732 (0,79)
	$\bar{R}^2$ 0,4477	$\bar{R}^2$ 0,4675	$\bar{R}^2$ 0,4672	$\bar{R}^2$ 0,4623	$\bar{R}^2$ 0,4341
7. 78/02-81/12	$\Sigma m_i$ -0,5627 (-1,15)	$\Sigma m_i$ -0,7915 (-2,44)	$\Sigma m_i$ -0,7474 (-2,52)	$\Sigma m_i$ 0,3531 (1,07)	$\Sigma m_i$ 0,3448 (0,89)
	$\bar{R}^2$ 0,4500	$\bar{R}^2$ 0,4695	$\bar{R}^2$ 0,4693	$\bar{R}^2$ 0,4425	$\bar{R}^2$ 0,4272

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté.

positive et significative quel que soit l'agrégat utilisé. Par contre, avec seulement quatre observations exclues de l'échantillon, la somme des coefficients estimés de M1, M1B et M2C n'est plus significative. En fait, la somme des coefficients estimés demeure positive et significative sur les cinq périodes seulement avec M2.

On peut donc constater une très grande sensibilité des résultats dès le début de la période échantillonnale dans le cas de tous les agrégats sauf M2. Le choix de M1 (par rapport à M2) comme indicateur de la politique est difficile à justifier dans ce cadre.<sup>16</sup>

Les résultats présentés au tableau 4.7 (où on inclut le taux de croissance des prix relatifs des produits alimentaires) renforcent les conclusions précédentes. Ce n'est qu'avec M2 que les résultats obtenus sont semblables à ceux présentés au tableau 4.6. Avec M2, l'impact estimé est non significativement différent de 1 sur les cinq périodes échantillonales.

Au tableau 4.8, nous présentons les résultats obtenus avec la monnaie comme seule variable explicative lorsque la fin de la période échantillonnale est toujours 1981/12. On peut constater que les résultats obtenus avec la base, M1 et M1B sont assez semblables. Lorsqu'on utilise ces agrégats, la somme des coefficients estimés est négative sur les sept périodes, non significative sur les périodes 73/02 à 81/12 et 74/02

---

<sup>16</sup> Cette affirmation est sujette encore une fois aux limites dans lesquelles se situe cette étude, notre attention s'étant portée uniquement sur l'IPC et sur la relation de court terme entre la monnaie et l'IPC.

à 81/12 et augmente de façon substantielle sur la période 75/02 à 81/12. Par contre, dans le cas de M2, la somme des coefficients estimés est toujours positive et significative sauf sur la période 78/02 à 81/12.

Par ailleurs, au tableau 4.9, nous présentons les résultats obtenus lorsque toutes les variables explicatives sont incluses. Lorsqu'on utilise la base monétaire ou M2C, la somme des coefficients estimés n'est jamais significative. Dans les cas de M1 et M1B, l'impact estimé est négatif et significatif sauf sur la période 74/02 à 81/12 (et 75/02 à 81/12 dans le cas de M1). Finalement, dans le cas de M2, la somme des coefficients estimés devient non significative à partir de la période 74/02 à 81/12.

Quelles conclusions peut-on tirer de tous ces résultats? D'abord, il apparaît clair que la relation monnaie-prix est instable, quel que soit l'agrégat monétaire utilisé. Cependant, malgré l'instabilité, les seuls résultats qui demeurent toujours relativement cohérents en terme de la théorie sont ceux obtenus avec M2.

En effet, lorsqu'on utilise la base monétaire ou M2C, la relation monnaie-prix n'est presque jamais significative. Avec la base, M1 et M1B, cette relation devient de plus négative. Elle est significative avec M1 et M1B lorsqu'on inclut la période 76 à 81 dans l'échantillon. Avec M2, la relation monnaie-prix estimée demeure toujours positive même si elle n'est plus significative lorsqu'on inclut uniquement la période récente (74 à 81).

CHAPITRE V

Résultats empiriques : transmission internationale

Nous avons examiné au chapitre précédent le lien entre la monnaie et les prix au Canada dans le contexte d'une économie fermée. Cependant, il est possible que l'ouverture de l'économie affecte de façon sensible la relation estimée. D'ailleurs, l'un des arguments le plus souvent employé pour expliquer l'insuccès relatif de la politique monétaire canadienne dans la lutte à l'inflation est la dépréciation du dollar au cours de la période récente. Tel est, entre autres, l'opinion émise par le Gouverneur de la Banque du Canada:

"Un facteur qui, depuis 1975, a fait obstacle au ralentissement de l'inflation est l'augmentation d'environ 20% du prix des devises étrangères en dollars canadiens. (...) Il importe de retenir à ce sujet que la baisse du taux de change a entraîné de nouvelles hausses importantes des coûts et des prix, tant au moment où elle se produisait que par la suite."  
(Banque du Canada, Rapport Annuel pour l'année 1980, pp.11-12)

Nous examinons dans ce chapitre l'impact des fluctuations du taux de change sur le taux d'inflation canadien. Nous voulons déterminer en quoi l'inclusion de cette variable modifie la relation monnaie-prix. Nous effectuons aussi certains tests concernant la transmission internationale de l'inflation.

## 1. Influence du taux de change

Dans de nombreux modèles de détermination du taux de change, on pose l'hypothèse que le taux de croissance de la masse monétaire détermine à long terme à la fois le taux d'inflation et le taux de change.<sup>1</sup> Ces modèles sont en fait basés sur l'hypothèse que la parité des pouvoirs d'achat est vérifiée, au moins à long terme.<sup>2</sup> Les prix relatifs des biens domestiques et étrangers (valeur d'équilibre du taux de change) sont déterminés par l'offre de monnaie nominale relative et la demande de monnaie réelle relative dans les deux pays. La valeur de la devise sera alors perçue comme un symptôme plutôt qu'une cause de l'inflation.

Cependant, à court terme, il se peut que le taux de change ait un impact sur les prix. Une dépréciation réelle du dollar devrait amener une hausse de l'indice des prix à la consommation étant donné la hausse du prix des biens importés.

Pour tester cette proposition, nous avons d'abord régressé le taux d'inflation canadien sur le taux de variation ajusté du taux de change \$Can./\$E.U., qui est égal au taux de variation du taux de change (prix des devises étrangères),  $\dot{E}$ , plus le taux d'inflation américain,  $\dot{P}_{us}$ . Nous avons utilisé 6, 12 ainsi que 24 retards de cette variable.<sup>3</sup> Nous

---

<sup>1</sup>Ces modèles constituent ce que l'on peut appeler l'approche monétaire à la détermination du taux de change (voir, par exemple, Bilson (1978), Frankel (1979), Dornbusch (1976)).

<sup>2</sup>Dans le cas de flexibilité parfaite des prix, la parité des pouvoirs d'achat devrait être vérifiée même à court terme (modèle monétariste).

<sup>3</sup>Nous utilisons des polynômes d'Almon de degré 3.

avons aussi effectué les régressions en utilisant chacune de ces composantes séparément. Les résultats de ces tests sont présentés au tableau 5.1 (période 1971/08 à 1981/12).

Nous pouvons d'abord remarquer que l'impact du taux d'inflation américain sur le taux d'inflation canadien est particulièrement élevé (0,63 avec 12 retards), ce qui est contraire au résultat attendu en régime de taux de change flexible.<sup>4,5</sup> Par ailleurs, la somme des coefficients estimés de la variable de taux de croissance du taux de change n'est pas significative. Lorsque cette variable est ajustée pour le taux d'inflation américain, elle a alors un impact positif et significatif. La somme des coefficients estimés est toutefois inférieure à celle obtenue en utilisant seulement  $\dot{P}_{us}$ .

Nous avons voulu examiner en quoi l'inclusion de ces variables peut affecter la relation monnaie-prix estimée précédemment. Pour ce faire, nous avons d'abord effectué les régressions en incluant uniquement les variables monétaires canadiennes ainsi que six retards de la variable de taux de change ajusté. Les tests ont aussi été effectués en utilisant le taux d'inflation américain. Les équations estimées sont les suivantes:

---

<sup>4</sup>Il est à noter que le coefficient de corrélation entre  $\dot{P}$  et  $\dot{P}_{us}$  est égal à 0,49.

<sup>5</sup>Ce résultat est compatible avec celui obtenu par Stein (1982). Lorsqu'il régresse avec des données annuelles le taux d'inflation canadien sur le taux d'inflation américain ( $\dot{P}_t = a + b \dot{P}_{us,t}$ ), il obtient un coefficient estimé non significativement différent de 1 pour la période 1971 à 1977. Ce coefficient est même plus élevé que celui qu'il obtient pour la période de taux de change fixe.



Tableau 5.1  
Essais sur la transmission internationale\*  
Période 1971/08 à 1981/12

Variabiles explicatives**	Méthode	Somme des coef.	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
(1) $\sum_{i=0}^6 p_i \dot{P}_{us,t-i}$	PDL	0,5709(5,28)	0,2052	0,3088	1,96	-
	PDLCORC	0,5787(5,18)	0,2066	0,3097	1,97	0,02( 0,23)
(2) $\sum_{i=0}^{12} p_i \dot{P}_{us,t-i}$	PDL	0,6293(5,55)	0,2142	0,3071	2,02	-
	PDLCORC	0,6331(5,58)	0,2141	0,3082	1,97	-0,01(-0,10)
(3) $\sum_{i=0}^{24} p_i \dot{P}_{us,t-i}$	PDL	0,5756(3,85)	0,1847	0,3128	2,00	-
	PDLCORC	0,5806(3,84)	0,1846	0,3140	1,97	0,00( 0,00)
(4) $\sum_{i=0}^6 q_i \dot{E}_{t-i}$	PDL	0,1344(1,78)	0,0160	0,3436	1,65	-
	PDLCORC	0,1271(1,44)	0,0474	0,3394	2,01	0,18( 2,00)
(5) $\sum_{i=0}^{12} q_i \dot{E}_{t-i}$	PDL	0,1288(1,33)	0,0148	0,3438	1,66	-
	PDLCORC	0,1197(1,05)	0,0434	0,3401	2,00	0,17( 1,93)
(6) $\sum_{i=0}^{24} q_i \dot{E}_{t-i}$	PDL	0,2252(1,76)	0,0035	0,3458	1,69	-
	PDLCORC	0,2132(1,41)	0,0267	0,3430	1,99	0,16( 1,77)
(7) $\sum_{i=0}^6 r_i (\dot{E} + \dot{P}_{us})_{t-i}$	PDL	0,2395(4,00)	0,0987	0,3288	1,85	-
	PDLCORC	0,2352(3,64)	0,1032	0,3293	1,97	0,08( 0,85)
(8) $\sum_{i=0}^{12} r_i (\dot{E} + \dot{P}_{us})_{t-i}$	PDL	0,2857(4,07)	0,1094	0,3269	1,88	-
	PDLCORC	0,2851(3,78)	0,1122	0,3276	1,96	0,06( 0,70)
(9) $\sum_{i=0}^{24} r_i (\dot{E} + \dot{P}_{us})_{t-i}$	PDL	0,3141(3,94)	0,1072	0,3273	1,90	-
	PDLCORC	0,3166(3,73)	0,1093	0,3281	1,97	0,05( 0,56)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; E.T.R. est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson; RHO est le paramètre autorégressif estimé.

\* Toutes les équations incluent aussi un terme constant.

$$(3) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + \sum_{i=0}^6 r_i (\dot{E} + \dot{P}_{us})_{t-i}$$

$$(4) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + \sum_{i=0}^6 p_i \dot{P}_{us}_{t-i}$$

Les résultats sont présentés aux tableaux 5.2 et 5.3.<sup>6</sup> A l'examen du tableau 5.2, on peut remarquer que la somme des coefficients estimés de la variable de taux de change ajusté est positive et significative, sauf dans le cas où on utilise l'agrégat M1B. Cette somme est approximativement égale à 0,2 avec tous les agrégats monétaires.

Il est intéressant de noter que l'inclusion de cette variable affecte de manière importante les résultats concernant le lien monnaie-prix. En effet, la somme des coefficients monétaires estimés est réduite (en valeur absolue) de manière importante (voir tableaux 4.2(a) à 4.2(e)) avec tous les agrégats sauf M2C. Ce n'est qu'avec M2 que la somme des coefficients estimés est positive et significative (elle diminue cependant de 0,89 à 0,65). On peut noter de plus que l'ajout de la variable de taux de change ajusté n'améliore pas de façon notable le pouvoir explicatif des équations.

Au tableau 5.3, nous présentons les résultats obtenus de l'estimation de l'équation (4). La somme des coefficients estimés de la variable de taux d'inflation américain est toujours positive et significative. Une fois de plus, ce n'est que dans le cas où la monnaie est définie au sens de M2 que celle-ci a un impact positif et significatif

<sup>6</sup>Nous présentons uniquement les résultats du modèle non corrigé pour l'autocorrélation des erreurs puisque RHO n'est jamais significativement différent de zéro au niveau 5%.

Tableau 5.2  
 Résultats de l'estimation de l'équation (3) : période 71/08-81/12\*

$$(3) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + \sum_{i=0}^6 r_i (\dot{E} + \dot{P}_{us})_{t-i}$$

Agrégat	$\Sigma m_i$	$\Sigma r_i$	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.
1. BASE	-0,0396 (-0,24)	0,2058 (2,81)	0,0841	0,3315	1,87
2. M1	-0,0873 (-0,53)	0,1837 (2,11)	0,0858	0,3312	1,89
3. M1B	-0,1169 (-0,73)	0,1434 (1,70)	0,1068	0,3274	1,92
4. M2	0,6533 (3,74)	0,1649 (2,71)	0,1701	0,3156	2,02
5. M2C	0,2988 (1,28)	0,2357 (3,76)	0,1109	0,3266	1,92

Tableau 5.3  
 Résultats de l'estimation de l'équation (4) : période 71/08-81/12\*

$$(4) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + \sum_{i=0}^6 p_i \dot{P}_{us,t-i}$$

Agrégat	$\Sigma m_i$	$\Sigma p_i$	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.
1. BASE	-0,0501 (-0,33)	0,5466 (4,33)	0,2060	0,3087	1,99
2. M1	-0,1731 (-1,24)	0,4410 (3,29)	0,2034	0,3092	2,04
3. M1B	-0,1913 (-1,24)	0,3811 (2,57)	0,2098	0,3079	2,05
4. M2	0,5392 (2,37)	0,3832 (2,41)	0,2438	0,3012	2,14
5. M2C	0,0918 (0,40)	0,5910 (5,35)	0,2361	0,3027	2,09

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; E.T.R. est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson.

sur l'inflation canadienne. Ces résultats sont supérieurs (en termes d'ajustement) à ceux obtenus avec le taux de change ajusté. Cependant, ceci est difficilement explicable sur le plan théorique.

Finalement, nous avons examiné le rôle du taux de change dans le cadre de notre modèle plus complet. L'équation estimée devient donc:

$$(5) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + b_0 (\dot{P}_a - \dot{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT} + \sum_{i=0}^6 r_i (\dot{E} + \dot{P}_{us})_{t-i}$$

Il est à noter que nous avons inclus la variable de taux de change ajusté retardée d'une période dans les cas où on utilise la base monétaire, M1, M1B et M2. Par contre, dans le cas de M2C, nous avons inclus six retards de cette variable. Ces spécifications ont été retenues en fonction de l'ajustement obtenu après avoir utilisé seulement la variable contemporaine, 1 ainsi que 6 retards.

Cette équation a été estimée pour la période 1971/08 à 1981/12 et pour les sous-périodes 1971/08 à 1975/10 et 1975/11 à 1981/12. Les résultats sont présentés aux tableaux 5.4(a) à 5.4(e).

Sur la période 71/08 à 81/12, la variable de taux de change ajusté n'est significative avec aucun agrégat sauf M2C. Les résultats obtenus concernant l'impact de la monnaie sur les prix sont pratiquement similaires à ceux obtenus auparavant (voir tableaux 4.4(a) à 4.4(e)). Lorsqu'on utilise M2C, l'inclusion du taux de change amène une amélioration du pouvoir explicatif de l'équation. La somme des coefficients estimés du taux de croissance de M2C augmente légèrement et demeure significative.

Tableau 5.4(a)  
 Résultats de l'équation (5) estimée avec BASE MONETAIRE\*

$$(5) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{P}_a - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{P}_e - \hat{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT} + r_1 (\hat{E} + \hat{P}_{us})_{t-1}$$

Période	Méthode	a <sub>0</sub>	Σ m <sub>i</sub>	b <sub>0</sub>	Σ c <sub>i</sub>	d <sub>0</sub>	r <sub>1</sub>	Délai moyen	R <sup>2</sup>	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0069 (5,39)	-0,0796 (-0,66)	0,3001 (9,33)	0,3054 (5,81)	-0,0018 (-3,39)	0,0298 (1,24)	-19,15 (-)	0,5245	0,239	2,07	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0070 (5,60)	-0,0888 (-0,76)	0,3010 (9,38)	0,3080 (6,01)	-0,0018 (-3,47)	0,0289 (1,20)	-14,04 (-)	0,5267	0,239	2,00	-0,04 (-0,41)
71/08-75/10	PDL	0,0033 (0,66)	0,1545 (0,36)	0,3574 (7,15)	0,3173 (3,17)	-	0,1126 (2,05)	20,39 (1,81)	0,6431	0,221	1,24	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0015 (0,12)	0,3894 (0,36)	0,3986 (10,55)	0,1588 (1,07)	-	0,0178 (0,42)	16,67 (0,73)	0,7300	0,194	2,17	0,63 (5,78)
75/11-81/12	PDL	0,0085 (4,05)	-0,2000 (-0,84)	0,2581 (5,48)	0,2441 (3,44)	-0,0016 (-2,11)	0,0206 (0,69)	9,27 (0,42)	0,4334	0,248	2,78	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0097 (6,63)	-0,3178 (-1,98)	0,2557 (6,74)	0,2293 (4,63)	-0,0014 (-2,65)	-0,0009 (-0,04)	10,25 (1,20)	0,5339	0,226	2,15	-0,43 (-4,04)

\* Voir notes au bas du tableau 5.4(e).

Tableau 5.4(b)  
 Résultats de l'équation (5) estimée avec M1\*

$$(5) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{Pa}-\hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{Pe}-\hat{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT} + r_1 (\hat{E}+\hat{Pus})_{t-1}$$

Période	Méthode	$a_0$	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	$d_0$	$r_1$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0081 (8,57)	-0,2477 (-2,45)	0,3023 (9,58)	0,2619 (5,31)	-0,0013 (-2,57)	0,0251 (1,04)	4,95 (0,69)	0,5317	0,237	2,12	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0081 (9,06)	-0,2522 (-2,64)	0,3027 (9,68)	0,2652 (5,62)	-0,0013 (-2,71)	0,0230 (0,96)	5,38 (0,81)	0,5351	0,237	1,99	-0,07 (-0,76)
71/08-75/10	PDL	0,0100 (5,30)	-0,4973 (-2,66)	0,3957 (9,53)	0,3915 (5,70)	-	0,0522 (1,21)	5,89 (1,21)	0,7756	0,175	1,75	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0107 (5,16)	-0,5677 (-2,74)	0,4041 (9,75)	0,3958 (5,33)	-	0,0462 (1,09)	7,12 (1,46)	0,7841	0,174	1,96	0,10 (0,70)
75/11-81/12	PDL	0,0086 (6,19)	-0,2607 (-1,34)	0,2487 (5,66)	0,1972 (3,03)	-0,0014 (-2,03)	0,0208 (0,70)	10,21 (0,80)	0,4377	0,247	2,76	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0090 (9,38)	-0,2992 (-2,29)	0,2431 (6,91)	0,1916 (4,17)	-0,0013 (-2,84)	0,0019 (0,08)	9,87 (1,36)	0,5327	0,227	2,17	-0,41 (-3,89)

\* Voir notes au bas du tableau 5.4(e).

Tableau 5.4(c)  
 Résultats de l'équation (5) estimée avec MIB\*

$$(5) \hat{P}_t = a_o + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + b_o (\hat{P}a - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{P}e - \hat{P})_{t-i} + d_o \text{CONT} + r_1 (\hat{E} + \hat{P}us)_{t-1}$$

Période	Méthode	$a_o$	$\sum m_i$	$b_o$	$\sum c_i$	$d_o$	$r_1$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0081 (10,31)	-0,3080 (-2,91)	0,3074 (9,89)	0,2494 (5,01)	-0,0011 (-2,29)	0,0180 (0,76)	4,84 (0,89)	0,5537	0,231	2,22	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0082 (11,37)	-0,3173 (-3,30)	0,3090 (10,16)	0,2547 (5,62)	-0,0011 (-2,50)	0,0136 (0,59)	5,23 (1,09)	0,5616	0,230	1,99	-0,12 (-1,38)
71/08-75/10	PDL	0,0085 (7,18)	-0,4313 (-2,94)	0,4040 (9,72)	0,3565 (4,83)	-	0,0396 (0,88)	5,40 (1,20)	0,7748	0,176	1,76	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0089 (6,89)	-0,4795 (-2,96)	0,4119 (9,83)	0,3607 (4,59)	-	0,0370 (0,84)	6,46 (1,40)	0,7820	0,175	1,92	0,08 (0,58)
75/11-81/12	PDL	0,0088 (6,62)	-0,3647 (-1,59)	0,2486 (5,72)	0,1763 (2,53)	-0,0014 (-2,04)	0,0210 (0,71)	10,52 (1,06)	0,4399	0,247	2,79	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0090 (10,11)	-0,3879 (-2,55)	0,2473 (7,18)	0,1761 (3,60)	-0,0013 (-2,85)	0,0044 (0,18)	10,21 (1,67)	0,5379	0,225	2,19	-0,42 (-3,98)

\* Voir notes au bas du tableau 5.4(e).

Tableau 5.4(d)  
 Résultats de l'équation (5) estimée avec M2\*

$$(5) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{Pa} - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{Pe} - \hat{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT} + r_1 (\hat{E} + \hat{Pus})_{t-1}$$

Période	Méthode	$a_0$	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	$d_0$	$r_1$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	-0,0021 (-1,38)	0,7594 (5,31)	0,3074 (10,38)	0,1721 (3,48)	-0,0009 (-1,74)	0,0277 (1,26)	12,20 (5,30)	0,5808	0,224	2,34	-
71/09-81/12	PDLCORC	-0,0021 (-1,58)	0,7559 (6,11)	0,3064 (10,91)	0,1775 (4,14)	-0,0008 (-1,86)	0,0259 (1,24)	12,00 (5,98)	0,5931	0,222	2,02	-0,18 (-1,98)
71/08-75/10	PDL	-0,0049 (-3,83)	0,9419 (7,48)	0,4232 (12,42)	0,1173 (1,79)	-	0,0148 (0,41)	10,98 (6,45)	0,8418	0,147	2,36	-
71/09-75/10	PDLCORC	-0,0050 (-4,74)	0,9460 (8,88)	0,4390 (13,41)	0,1244 (2,37)	-	0,0123 (0,36)	10,82 (7,44)	0,8510	0,144	2,01	-0,28 (-2,09)
75/11-81/12	PDL	0,0035 (0,88)	0,3330 (0,90)	0,2441 (5,40)	0,1655 (1,77)	-0,0019 (-2,75)	0,0256 (0,86)	13,90 (1,20)	0,4320	0,248	2,74	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0039 (1,36)	0,2937 (1,09)	0,2427 (6,62)	0,1778 (2,65)	-0,0018 (-3,70)	0,0123 (0,48)	12,99 (1,42)	0,5126	0,231	2,10	-0,39 (-3,59)

\* Voir notes au bas du tableau 5.4(e).



Tableau 5.4(e)  
Résultats de l'équation (5) estimée avec M2C\*

$$(5) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{P}_a - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{P}_e - \hat{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT} + \sum_{i=0}^6 r_i (\hat{R} + \hat{P}_{us})_{t-i}$$

Période	Méthode	$a_0$	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	$d_0$	$\sum r_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	-0,0008 (-0,36)	0,4975 (2,73)	0,2944 (9,20)	0,2487 (4,59)	-0,0015 (-2,80)	0,1356 (2,89)	12,64 (3,05)	0,5277	0,238	2,16	-
71/09-81/12	PDLCORC	-0,0006 (-0,25)	0,4734 (2,66)	0,2922 (9,24)	0,2552 (4,95)	-0,0015 (-2,92)	0,1375 (3,15)	12,47 (2,93)	0,5307	0,238	2,00	-0,08 (-0,93)
71/08-75/10	PDL	-0,0006 (-0,26)	0,2889 (1,46)	0,3618 (10,11)	0,2011 (2,70)	-	0,4389 (6,39)	5,53 (0,97)	0,8715	0,133	2,46	-
71/09-75/10	PDLCORC	-0,0010 (-0,55)	0,3212 (2,04)	0,3565 (9,50)	0,2279 (3,79)	-	0,4317 (8,13)	5,82 (1,31)	0,8832	0,128	2,02	-0,35 (-2,61)
75/11-81/12	PDL	0,0014 (0,29)	0,5119 (1,28)	0,2680 (5,85)	0,1518 (1,73)	-0,0026 (-3,56)	-0,0087 (-0,12)	15,63 (1,66)	0,4459	0,245	2,78	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0034 (0,90)	0,3280 (1,04)	0,2591 (6,82)	0,1868 (2,85)	-0,0023 (-4,65)	-0,0026 (-0,05)	16,15 (1,52)	0,5355	0,226	2,11	-0,41 (-3,84)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; ETR est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson; RHO est le paramètre autorégressif estimé.

Sur les sous-périodes, nous obtenons le même type de résultat. Le coefficient estimé du taux de change ajusté n'est jamais significatif, sauf pour la période 71/08 à 75/10 avec l'agrégat M2C. Dans ce cas, la somme des coefficients estimés du taux de change est égale à 0,43. L'impact estimé de M2C sur les prix diminue de façon substantielle (de 0,91 à 0,32) même s'il demeure significatif. De plus, le  $\bar{R}^2$  augmente de manière importante (de 0,75 à 0,88). La variable de taux de change ajusté n'est cependant pas significative sur la période 75/11 à 81/12.

Il existe fort probablement un problème de multicollinéarité avec l'équation (5). Ceci pourrait expliquer pourquoi la variable de taux de change ajusté a un impact significatif lorsque les variables de prix relatif sont exclues mais un impact non significatif lorsque ces variables sont incluses dans l'équation.

Les résultats présentés dans cette section sont d'ailleurs assez semblables à ceux obtenus par Bordo et Choudhri (1982) avec des données trimestrielles. En effet, dans leur modèle, le taux de change ajusté n'a pas un impact significatif sur l'inflation canadienne. Selon eux, ce résultat peut s'expliquer par le fait que le taux de change a démontré peu de mouvements tendanciels au cours de la période de change flexible. Les mouvements de cette variable ont été considérés plutôt comme transitoires et ont alors été négligés dans l'ajustement des prix canadiens.

Cependant, cet argument nous apparaît moins valable dans notre cas puisque nous utilisons l'indice des prix à la consommation et que les prix des biens importés occupent une part importante de cet indice. D'au-

tre part, même si le taux de change n'affecte pas les prix canadiens à long terme dans le cas où il ne présente pas de mouvements tendanciels, ceci ne signifie pas pour autant qu'il n'aura pas d'impact à court terme. De plus, lorsque la variable de taux de change ajusté pour l'inflation américaine est incluse uniquement avec la monnaie, celle-ci a alors un effet significatif sur les prix (il en est de même dans le cadre du modèle complet lorsque la monnaie est définie au sens de M2C).

## 2. Influence de la croissance monétaire américaine

Bordo et Choudhri (1982) ont aussi testé l'hypothèse que seul le taux d'inflation séculaire (prévu par la croissance monétaire) américain a un impact sur le taux d'inflation canadien. Leur hypothèse est alors confirmée empiriquement. Les auteurs concluent que la croissance monétaire américaine a contribué à déterminer l'inflation au Canada de deux façons: d'une part, en affectant la croissance monétaire canadienne et, d'autre part, en affectant le taux d'inflation américain, qui, selon eux, affecte directement le taux d'inflation canadien.

Dans cette section, nous examinons cette proposition en effectuant un test direct de l'effet de la croissance monétaire américaine sur l'inflation canadienne.<sup>7</sup>

Nous avons d'abord régressé le taux d'inflation canadien sur le

---

<sup>7</sup> Selden (1981) a aussi effectué ce test dans le cas du Canada pour la période 1958 à 1977, qui inclut donc le régime de taux de change fixe. La masse monétaire américaine avait alors un impact significatif sur les prix canadiens (moins fort cependant que la masse monétaire canadienne). Selon Selden, la croissance monétaire aux E.U. influence l'inflation étrangère à travers son impact retardé sur la croissance monétaire étrangère.

taux de croissance courant et passé (24 retards) de la masse monétaire américaine. Nous utilisons dans ces tests l'agrégat M1B. Puis, nous remplaçons la monnaie canadienne par la monnaie américaine dans le modèle incluant toutes les variables explicatives. Les résultats de ces tests sont présentés au tableau 5.5.

Lorsque seule la monnaie est incluse dans l'équation, celle-ci n'est alors pas significative pour aucune des trois périodes échantillonales. Il est surprenant de constater que la somme des coefficients estimés est négative pour la période 71/08 à 75/10 et positive pour la période subséquente.

Lorsque les autres variables explicatives sont incluses dans l'équation, l'impact estimé de M1B E.U. sur les prix canadiens est toujours négatif. Cependant, il est significatif seulement pour la période 71/09 à 75/10. En fonction de l'ajustement, ces résultats sont en général inférieurs à ceux obtenus avec les agrégats canadiens.

Ces résultats sont donc fort surprenants au niveau théorique. En effet, étant donné la relation positive estimée entre le taux d'inflation américain et le taux d'inflation canadien et la relation positive "attendue" entre le taux de croissance monétaire américain et le taux d'inflation américain, on devrait obtenir un lien positif entre la monnaie américaine et les prix canadiens. Ce résultat va donc à l'encontre de l'hypothèse de Bordo et Choudhri.

Ces résultats sont cependant plus compréhensibles lorsqu'on

Tableau 5.5  
 Résultats des équations (1) et (2) estimées avec MLB E.U.\*

$$(1) \hat{P}_t = a_o + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i}$$

$$(2) \hat{P}_t = a_o + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_o (\hat{Pa} - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{Pe} - \hat{P})_{t-i} + d_o \text{CONT}$$

Eq.	Période	Méthode	$\sum m_i$	$b_o$	$\sum c_i$	$d$ (x100)	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
(1)	71/08-81/12	PDL	0,2929 ( 0,86)	-	-	-	0,0446	0,3386	1,78	-
	71/09-81/12	PDLCORC	0,2806 ( 0,73)	-	-	-	0,0565	0,3377	1,97	0,11 ( 1,27)
	71/08-75/10	PDL	-0,3168 (-0,50)	-	-	-	0,0879	0,3537	1,50	-
	71/09-75/10	PDLCORC	-0,3413 (-0,41)	-	-	-	0,1507	0,3448	1,86	0,26 ( 1,91)
(2)	75/11-81/12	PDL	0,5611 ( 1,30)	-	-	-	0,0319	0,3242	2,10	-
	75/12-81/12	PDLCORC	0,6079 ( 1,45)	-	-	-	0,0349	0,3256	1,94	-0,05 (-0,46)
	71/08-81/12	PDL	-0,2330 (-0,86)	0,30 ( 9,24)	0,31 (6,33)	-0,08 (-1,36)	0,4771	0,2505	1,94	-
	71/09-81/12	PDLCORC	-0,2773 (-0,98)	0,31 ( 9,24)	0,31 (6,09)	-0,09 (-1,47)	0,4795	0,2509	2,01	0,04 ( 0,41)
	71/08-75/10	PDL	-1,1932 (-3,46)	0,43 (10,18)	0,27 (3,94)	-	0,7521	0,1845	1,62	-
	71/09-75/10	PDLCORC	-1,2482 (-2,65)	0,41 (10,32)	0,24 (2,74)	-	0,7646	0,1815	2,02	0,30 ( 2,21)
	75/11-81/12	PDL	-0,9790 (-1,71)	0,31 ( 6,78)	0,14 (1,56)	-0,34 (-3,13)	0,4559	0,2430	2,62	-
	75/12-81/12	PDLCORC	-0,6644 (-1,52)	0,29 ( 7,58)	0,18 (2,65)	-0,28 (-3,51)	0,5150	0,2308	2,02	-0,34 (-3,14)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; E.T.R. est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson; RHO est le paramètre autorégressif estimé.

examine le comportement de cet agrégat monétaire américain. En fait, on constate que les mouvements dans le taux de croissance de cet agrégat sont souvent en opposition par rapport à ceux de l'inflation canadienne. Par exemple, M1B E.U. passe de 7,1% en 1972 à 4,6% en 1975 alors que  $\dot{P}$  passe de 4,8% en 1972 à 10,8% en 1975. Par contre, de 1977 à 1981, M1B E.U. passe de 8,8% à 7,0% alors que  $\dot{P}$  passe de 8,0% à 12,5%.

De plus, nous avons calculé les corrélations entre les agrégats monétaires canadiens et M1B E.U. Les corrélations sont alors plus élevées avec M1 (0,17) ou M1B (0,16) plutôt qu'avec M2 (-0,07). Il est donc moins surprenant d'obtenir une relation négative puisque c'est aussi la relation obtenue entre les prix canadiens et les agrégats canadiens M1 et M1B.

Il est donc assez difficile, dans le cadre de notre modèle simple, de clarifier le mécanisme de transmission internationale de l'inflation. L'inclusion de la variable de taux de change ajusté (ou d'inflation américaine ajustée) a un effet positif sur les prix canadiens (environ 0,2) lorsque le modèle n'inclut pas les variables de prix relatif. L'inclusion du taux de change modifie de manière importante le lien monnaie-prix estimé auparavant. Dans le cadre du modèle plus complet, cette variable n'a cependant un effet significatif sur les prix que dans le cas où on utilise M2C. Le taux de change étant introduit pour tenir compte de l'inflation importée, il est probable que les variables de prix relatif tiennent déjà ce rôle.

D'autre part, nous obtenons un lien positif entre le taux d'inflation canadien et le taux d'inflation américain. Ce lien est probablement créé par l'interdépendance entre la croissance monétaire au Canada et aux Etats-Unis pendant les années 70.

CONCLUSION



Nous avons examiné dans cette étude la relation entre les diverses définitions de la monnaie et les prix au Canada. Nous avons d'abord analysé de manière descriptive cette relation puis nous avons effectué des régressions sur plusieurs périodes échantillonales. Dans ces régressions, l'utilisation de données mensuelles nous a permis de considérer le lien de court terme entre la monnaie et les prix.

Nous avons d'abord constaté que le taux de croissance de la monnaie ne réussit pas à lui seul à expliquer de façon adéquate le taux d'inflation au Canada. En effet, l'écart observé entre le taux de croissance annuel moyen passé de la monnaie et le taux d'inflation est toujours élevé au cours de la période 1961 à 1981, et ce particulièrement avec les définitions plus larges de la masse monétaire.

De plus, le niveau du  $\bar{R}^2$  est faible dans les régressions effectuées en incluant uniquement la monnaie comme variable explicative. La variable monétaire ne réussit donc pas à expliquer la majeure partie des fluctuations mensuelles des prix.

Lorsque d'autres variables explicatives sont incluses dans le modèle, nous remarquons une amélioration importante du pouvoir explicatif des équations. Cette amélioration est causée principalement par l'introduction de la variable de prix relatif des produits alimentaires. Cette

variable est d'ailleurs la seule dont l'impact estimé est toujours significatif dans les régressions, quel que soit la période échantillonnale ou l'agrégat monétaire utilisé. Par ailleurs, il est à noter que l'impact estimé de la monnaie sur les prix est modifié par l'ajout de ces variables explicatives.

En ce qui concerne les résultats obtenus sur les diverses périodes, nous avons d'abord observé que la relation monnaie-prix varie de manière importante en fonction du régime de taux de change. La relation estimée est particulièrement faible au cours de la période de taux de change fixe, tel que l'on pouvait s'y attendre.

De plus, la relation monnaie-prix varie de façon notable à l'intérieur des années 70, quel que soit l'agrégat monétaire utilisé. Cependant, ce n'est qu'avec M2 que les résultats obtenus sont toujours compatibles avec la théorie. En effet, avec cet agrégat, la relation monnaie-prix demeure toujours positive même si elle n'est plus significative lorsqu'on inclut seulement la période récente (1974 à 1981) dans l'échantillon. Par contre, avec M1 ou M1B, la relation estimée est en général négative et souvent même significative. Finalement, avec la base monétaire et M2C, la relation estimée est généralement non significative.

Les résultats obtenus avec M2 sur la sous-période 1971/08 à 1975/10 (période précédant l'adoption de la politique "monétariste") sont particulièrement intéressants. En effet, sur cette période, la somme des coefficients monétaires estimés n'est pas significativement différente de 1.

Ceci signifie donc un ajustement complet du taux d'inflation mensuel par rapport au taux de croissance de M2 sur une période relativement courte, soit 2 ans. De même, il convient de noter que le délai moyen estimé avec M2 est d'environ 11 mois. Par contre, au cours de la période 1971/08 à 1975/10, la relation estimée entre le taux de croissance de M1 (ou M1B) et le taux d'inflation est négative et significative.

Par ailleurs, nous avons constaté qu'il est difficile de définir de façon précise la transmission internationale de l'inflation au Canada. La variable de taux de change ajusté pour l'inflation américaine a un effet significatif sur l'inflation canadienne seulement dans le cas où les variables de prix relatif et de contrôle des prix et des salaires sont exclues de l'équation. Dans ce cas, l'introduction de la variable de taux de change affecte de façon importante l'impact estimé de la monnaie sur les prix. La somme des coefficients monétaires diminue (en valeur absolue) avec tous les agrégats sauf M2C.

D'autre part, le taux d'inflation américain a un effet positif et significatif sur le taux d'inflation canadien, ce qui est contraire au résultat attendu en taux de change flexible. Les autorités ayant été préoccupées par le niveau du taux de change pendant les années 70, ce lien peut être causé par l'interdépendance des politiques monétaires de ces deux pays.

En terme du contrôle de court terme de l'inflation, la majorité des résultats présentés dans cette étude semblent indiquer qu'il aurait

pu être préférable de contrôler un agrégat plus large, tel que M2. En effet, c'est avec cet agrégat que nous obtenons le lien le plus étroit et le plus stable avec l'indice des prix à la consommation.

Cependant, cette interprétation des résultats est sujette à la critique de Lucas (1976). En effet, nous ne pouvons présumer du lien monnaie-prix obtenu si les autorités avaient contrôlé un autre agrégat que M1. De plus, les résultats peuvent différer en fonction de l'indice de prix utilisé. Finalement, le contrôle d'un agrégat plus large aurait nécessité des modifications institutionnelles profondes. Il reste à démontrer qu'un tel contrôle n'aurait pas entraîné des coûts considérables en terme, par exemple, de volatilité des taux d'intérêt.

Le choix de M1 par les autorités semble difficilement justifiable si on considère uniquement l'aspect du lien entre la cible (agrégat) et l'objectif (inflation). En effet, nous obtenons une relation négative et significative entre le taux de croissance de M1 et le taux d'inflation même sur la période pré-75. Cependant, cette relation estimée est une relation de court terme et les résultats auraient pu être différents dans un contexte de long terme.

Même si les résultats obtenus dans cette étude ne nous permettent pas de tirer des conclusions relativement aux politiques économiques, ils nous ont sans aucun doute permis de clarifier la relation de court terme entre la monnaie et les prix. Cependant, de nombreuses questions subsistent et nous croyons que l'examen du lien monnaie-prix mériterait d'être

approfondi davantage.

A ce sujet, il pourrait s'avérer intéressant d'effectuer des tests de causalité sur ces variables. En fait, depuis la parution du modèle de St.Louis, une des critiques le plus souvent formulée est à l'effet qu'on ne peut considérer la monnaie comme une variable exogène. De tels tests d'exogénéité ont été effectués par Montmarquette et Forest (1979). Cependant, les tests sont faits pour la période 1954 à 1977 à l'aide de modèles ARIMA. Il serait donc intéressant de refaire les tests en incluant la période plus récente et en utilisant des moindres carrés ordinaires pour appliquer le test de Granger.

D'autre part, étant donné que le pouvoir explicatif de nos équations est plutôt faible, il pourrait être bon de poursuivre les recherches en se dirigeant vers un modèle plus complet de l'économie. La spécification d'un tel modèle requiert un examen plus poussé du mécanisme de transmission de la monnaie. En fait, ce mécanisme demeure encore à l'heure actuelle l'un des phénomènes les plus mal connus en économie.

APPENDICES

APPENDICE A

Spécification des équations de taux d'inflation

<u>Auteur</u>	<u>Spécification</u>
1. Karnosky (1976)	$\dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{20} a_{1i} \dot{M}_{t-i}$
2. Carlson (1980b)	$\dot{P}_t = b_0 + \sum_{i=0}^n b_{1i} \dot{M}_{t-i} + b_2 D2 + b_3 D3 + \sum_{i=0}^6 b_{4i} (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-i} + b_5 (\dot{P}_a - \dot{P})_t$
3. Meyer et Varvares (1981)	$\dot{P}_t = c_0 + \sum_{i=0}^{19} c_{1i} \dot{M}_{t-i} + c_2 D2 + c_3 (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-2}$
4. Stein (1979)	$\dot{P}_t - \dot{P}_{t-1} = d_0 + d_1 (\dot{M}_{t-1} - \dot{P}_{t-1}) \quad \text{et} \quad \dot{P}_t = e_0 + e_1 \dot{P}_{t-1} + e_2 \dot{M}_{t-1}$
5. Barber et McCallum (1981)	$\ln P_t = g_0 + \sum_{i=0}^n g_{1i} \ln M_{t-i} + \sum_{i=0}^m g_{2i} \ln pnb_{t-i}$
6. Pigott (1980)	$\dot{P}_t = h_0 + \sum_{i=0}^n h_{1i} \dot{M}_{t-i} + h_2 \left( \sum_{i=0}^{11} (\dot{M}/P)_{t-i} / 12 \right) + h_3 D1$
7. Seiden (1981)	$\dot{P}_t = j_0 + \sum_{i=0}^{20} j_{1i} \dot{M}_{t-i} + \sum_{i=0}^5 j_{2i} (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-i}$
8. Bordo et Choudhri (1982)	$\dot{P}_t = k_0 + k_1 \left( \sum_{i=1}^{12} \dot{M}_{t-i} / 12 \right) + k_2 D2 + k_3 D3 + k_4 \left( \sum_{i=1}^4 (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-i} / 4 \right)$
9. Kelly (1981)	$\dot{P}_t = m_0 + \sum_{i=0}^n m_{1i} \dot{M}_{t-i} \quad \text{et} \quad \dot{P}_t = n_0 + \sum_{i=0}^6 n_{1i} \dot{M}_{t-i} + n_2 t + \sum_{i=1}^3 n_{3i} \dot{P}_{t-i}$

où P : niveau des prix, M : stock de monnaie, Pe : prix des produits énergétiques, Pa : prix des produits alimentaires, D1 : variable binaire pour choc pétrolier, D2 : variable binaire pour période de contrôle des prix et des salaires, D3 : variable binaire pour période après-contrôle, pnb : produit national brut réel, t : variable de tendance, . → taux de croissance, ex. :  $\dot{P}_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$

APPENDICE B

Résultats obtenus avec les données  
non-désaisonnalisées



Tableau A4.1(a)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec BASE MONÉTAIRE\*

24

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^m \hat{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 58/02-81/12	MCO	0,6854(10,68)	-	0,3029	0,3463	1,35	-
	PDL	0,6839(10,75)	12,86(9,47)	0,2971	0,3477	1,38	-
	CORC	0,6790(7,46)	-	0,3777	0,3274	2,10	0,33(5,99)
	PDLCORC	0,6702(7,60)	12,68(6,78)	0,3650	0,3308	2,07	0,32(5,64)
2. 58/02-70/05	MCO	0,4296(2,71)	-	0,1283	0,2798	1,50	-
	PDL	0,4901(3,21)	11,77(3,42)	0,0888	0,2861	1,73	-
	CORC	0,4166(2,07)	-	0,1916	0,2703	2,04	0,25(3,10)
	PDLCORC	0,4856(2,80)	11,70(2,99)	0,1060	0,2843	2,00	0,13(1,61)
3. 64/05-70/05	MCO	-0,0095(-0,05)	-	0,4874	0,2045	1,62	-
	PDL	0,2081(0,82)	14,40(1,49)	0,0527	0,2780	1,92	-
	CORC	-0,0143(-0,06)	-	0,4946	0,2029	1,95	0,19(1,63)
	PDLCORC	0,1572(0,60)	15,01(1,37)	0,0554	0,2775	1,98	0,02(0,17)
4. 70/06-81/12	MCO	0,1933(1,30)	-	0,0514	0,3739	1,29	-
	PDL	0,1904(1,30)	19,23(2,39)	0,0242	0,3792	1,36	-
	CORC	0,1296(0,61)	-	0,1831	0,3463	2,16	0,35(4,46)
	PDLCORC	0,1524(0,76)	20,81(1,67)	0,1234	0,3588	2,07	0,32(3,96)
5. 72/06-81/12	MCO	-0,3381(-2,35)	-	0,2262	0,3015	1,72	-
	PDL	-0,3398(-2,21)	14,38(1,75)	0,0852	0,3278	1,86	-
	CORC	-0,3241(-2,04)	-	0,2439	0,2943	1,95	0,12(1,31)
	PDLCORC	-0,3238(-2,01)	15,67(1,73)	0,0828	0,3242	1,91	0,05(0,58)

\* Voir notes au bas du tableau A4.1(e).

Tableau A4.1(b)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec  $\underline{M1}$ \*

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 58/02-81/12	MCO	0,6431( 7,62)	-	0,1693	0,3780	1,15	-
	PDL	0,6203( 7,47)	13,47(8,48)	0,1698	0,3779	1,24	-
	CORC	0,5879( 4,37)	-	0,3230	0,3415	2,16	0,44(8,30)
	PDLCORC	0,5326( 4,18)	13,50(4,91)	0,2930	0,3477	2,13	0,41(7,67)
2. 58/02-70/05	MCO	0,3967( 2,51)	-	0,0883	0,2862	1,58	-
	PDL	0,4398( 2,97)	11,56(3,42)	0,0851	0,2867	1,66	-
	CORC	0,3806( 1,91)	-	0,1291	0,2806	2,02	0,22(2,69)
	PDLCORC	0,4656( 2,63)	11,50(2,98)	0,1133	0,2831	1,99	0,17(2,08)
3. 64/05-70/05	MCO	0,1787( 0,50)	-	0,2506	0,2473	1,85	-
	PDL	0,4543( 1,13)	12,09(1,28)	-0,0319	0,2902	1,78	-
	CORC	0,1335( 0,36)	-	0,2787	0,2424	2,03	0,07(0,56)
	PDLCORC	0,4627( 1,05)	12,16(1,19)	-0,0231	0,2887	1,95	0,11(0,95)
4. 70/06-81/12	MCO	0,0982( 0,76)	-	0,0053	0,3829	1,25	-
	PDL	0,0661( 0,54)	43,44(3,36)	0,0451	0,3751	1,38	-
	CORC	0,0420( 0,23)	-	0,1500	0,3533	2,08	0,37(4,72)
	PDLCORC	-0,0263(-0,16)	-68,65( - )	0,1451	0,3543	2,06	0,32(4,01)
5. 72/06-81/12	MCO	-0,2870(-2,18)	-	0,0746	0,3297	1,73	-
	PDL	-0,2964(-2,28)	8,78(1,17)	0,0673	0,3310	1,86	-
	CORC	-0,2622(-1,77)	-	0,0822	0,3243	1,91	0,13(1,36)
	PDLCORC	-0,2745(-2,01)	8,61(1,00)	0,0657	0,3272	1,89	0,06(0,59)

\* Voir notes au bas du tableau A4.1(e).

Tableau A4.1(c)  
Résultats de l'équation (1) estimée avec MIB\*

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 70/06-81/12	MCO	0,2516( 2,46)	-	0,1037	0,3634	1,35	-
	PDL	0,2274( 2,28)	22,42(5,35)	0,1174	0,3606	1,53	-
	CORC	0,1967( 1,35)	-	0,1952	0,3438	2,03	0,33(4,06)
	PDLCORC	0,1490( 1,13)	28,24(4,07)	0,1679	0,3495	2,03	0,26(3,10)
2. 72/06-81/12	MCO	-0,2979(-2,10)	-	0,0926	0,3264	1,70	-
	PDL	-0,3105(-2,20)	7,92(1,04)	0,0772	0,3292	1,89	-
	CORC	-0,2774(-1,71)	-	0,0996	0,3212	1,90	0,14(1,55)
	PDLCORC	-0,2894(-1,97)	7,95(0,93)	0,0701	0,3264	1,89	0,04(0,46)

Tableau A4.1(d)  
Résultats de l'équation (1) estimée avec M2\*

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 70/06-81/12	MCO	0,9849( 7,15)	-	0,2855	0,3245	1,74	-
	PDL	0,9670( 7,07)	11,54(6,52)	0,2631	0,3295	1,85	-
	CORC	0,9691( 6,08)	-	0,2895	0,3230	2,00	0,13(1,59)
	PDLCORC	0,9438( 6,34)	11,64(5,97)	0,2598	0,3297	1,98	0,07(0,86)
2. 72/06-81/12	MCO	0,6361( 3,17)	-	0,1033	0,3245	1,81	-
	PDL	0,6095( 3,08)	11,06(2,96)	0,0722	0,3301	1,91	-
	CORC	0,5699( 2,61)	-	0,1041	0,3204	1,95	0,08(0,90)
	PDLCORC	0,5579( 2,72)	11,20(2,69)	0,0596	0,3282	1,89	0,03(0,36)

\* Voir notes au bas du tableau A4.1(e).

Tableau A4.1(e)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec M2C\*

24

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^m \hat{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 58/02-81/12	MCO	0,6964(13,63)	-	0,4134	0,3172	1,60	-
58/02-81/12	PDL	0,7007(13,46)	12,44(11,44)	0,3863	0,3249	1,60	-
58/03-81/12	CORC	0,6949(11,07)	-	0,4370	0,3114	2,00	0,20( 3,53)
58/03-81/12	PDLCORC	0,6983(10,88)	12,39( 9,36)	0,3787	0,3186	1,99	0,20( 3,49)
2. 58/02-70/05	MCO	0,3990( 3,93)	-	0,1157	0,2818	1,73	-
58/02-70/05	PDL	0,4188( 4,17)	11,41( 4,22)	0,0983	0,2846	1,73	-
58/03-70/05	CORC	0,4066( 3,49)	-	0,1327	0,2800	1,97	0,14( 1,66)
58/03-70/05	PDLCORC	0,4303( 3,72)	11,24( 3,73)	0,1142	0,2830	1,96	0,13( 1,61)
3. 64/05-70/05	MCO	0,3019( 1,72)	-	0,2474	0,2478	2,08	-
64/05-70/05	PDL	0,2896( 1,47)	14,13( 2,01)	-0,0002	0,2857	1,92	-
64/06-70/05	CORC	0,2532( 1,50)	-	0,2614	0,2453	2,06	-0,06(-0,50)
64/06-70/05	PDLCORC	0,2609( 1,24)	14,18( 1,78)	-0,0084	0,2867	1,97	0,03( 0,27)
4. 70/06-81/12	MCO	0,5773( 3,88)	-	0,1452	0,3549	1,54	-
70/06-81/12	PDL	0,6237( 4,31)	14,44( 5,83)	0,1478	0,3544	1,58	-
70/07-81/12	CORC	0,5186( 2,65)	-	0,1843	0,3461	2,04	0,24( 2,96)
70/07-81/12	PDLCORC	0,5545( 3,04)	15,24( 4,50)	0,1784	0,3473	2,00	0,21( 2,57)
5. 72/06-81/12	MCO	-0,1040(-0,34)	-	-0,0557	0,3521	1,66	-
72/06-81/12	PDL	0,0316( 0,11)	44,41( - )	-0,0214	0,3464	1,71	-
72/07-81/12	CORC	-0,1296(-0,39)	-	0,0201	0,3351	1,96	0,14( 1,47)
72/07-81/12	PDLCORC	0,0203( 0,06)	51,35( - )	-0,0053	0,3394	1,91	0,12( 1,34)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; E.T.R. est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson; RHO est le paramètre autorégressif estimé.

Tableau A4.2(a)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec BASE MONETAIRE\*

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 71/08-81/12 71/09-81/12	PDL	-0,2636(-1,67)	1,99( - )	0,0706	0,3461	1,67	-
	PDLCORC	-0,2609(-1,39)	2,09( - )	0,0950	0,3429	1,93	0,16( 1,85)
2. 71/08-75/10 71/09-75/10	PDL	0,6510( 1,05)	15,47(2,09)	0,1224	0,3734	1,57	-
	PDLCORC	1,0421( 1,21)	13,75(1,87)	0,1800	0,3646	1,84	0,21( 1,52)
3. 75/11-81/12 75/12-81/12	PDL	-0,7342(-3,72)	12,05(3,17)	0,2500	0,2856	2,46	-
	PDLCORC	-0,7979(-5,04)	11,61(4,25)	0,3085	0,2757	2,04	-0,25(-2,22)

Tableau A4.2(b)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec MI\*

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 71/08-81/12 71/09-81/12	PDL	-0,3221(-2,47)	6,03(0,90)	0,1038	0,3398	1,76	-
	PDLCORC	-0,3339(-2,25)	6,29(0,86)	0,1164	0,3388	1,93	0,13( 1,41)
2. 71/08-75/10 71/09-75/10	PDL	-0,1414(-0,43)	-11,75( - )	0,1528	0,3668	1,62	-
	PDLCORC	-0,1216(-0,29)	-16,37( - )	0,1847	0,3635	1,77	0,19( 1,35)
3. 75/11-81/12 75/12-81/12	PDL	-0,7180(-3,87)	11,05(2,93)	0,2000	0,2950	2,19	-
	PDLCORC	-0,7478(-4,58)	10,70(3,38)	0,2397	0,2891	1,95	-0,13(-1,13)

\* Voir notes au bas du tableau A4.2(e).

Tableau A4.2(c)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec  $\underline{MLB}^*$

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 71/08-81/12	PDL	-0,2864(-2,06)	3,63(0,46)	0,1244	0,3359	1,82	-
71/09-81/12	PDLCORC	-0,2903(-1,88)	3,65(0,42)	0,1318	0,3358	1,92	0,09( 1,05)
2. 71/08-75/10	PDL	-0,0284(-0,11)	-95,20( - )	0,1918	0,3583	1,70	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0211( 0,07)	164,20( - )	0,2182	0,3560	1,77	0,14( 1,00)
3. 75/11-81/12	PDL	-0,7858(-3,47)	10,92(2,65)	0,1719	0,3001	2,16	-
75/12-81/12	PDLCORC	-0,7885(-3,85)	10,61(2,86)	0,1935	0,2977	1,93	-0,11(-0,93)

Tableau A4.2(d)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec  $\underline{M2}^*$

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\Sigma m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 71/08-81/12	PDL	0,7966( 4,61)	11,71(4,61)	0,1370	0,3335	1,88	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,7995( 4,32)	11,87(4,32)	0,1415	0,3340	1,92	0,06( 0,64)
2. 71/08-75/10	PDL	0,8788( 3,94)	10,59(3,34)	0,2298	0,3498	1,80	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,8877( 3,52)	10,77(2,97)	0,2393	0,3512	1,78	0,10( 0,72)
3. 75/11-81/12	PDL	0,5576( 1,89)	12,90(2,21)	0,0351	0,3239	1,97	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,5502( 1,82)	12,88(2,12)	0,0315	0,3262	1,91	0,01( 0,07)

\* Voir notes au bas du tableau A4.2(e).

Tableau A4.2(e)  
 Résultats de l'équation (1) estimée avec M2C\*

$$(1) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i}$$

Période d'estimation	Méthode d'estimation	$\sum m_i$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.	RHO
1. 71/08-81/12 71/09-81/12	PDL	0,2834( 1,12)	19,02(2,41)	0,0233	0,3548	1,63	-
	PDLCORC	0,2683( 0,86)	20,07(1,94)	0,0597	0,3495	1,94	0,19(2,13)
2. 71/08-75/10 71/09-75/10	PDL	0,7134( 1,61)	13,35(2,25)	0,0401	0,3905	1,43	-
	PDLCORC	0,7861( 1,25)	14,09(1,72)	0,1336	0,3748	1,78	0,29(2,15)
3. 75/11-81/12 75/12-81/12	PDL	-0,0152(-0,04)	-126,98( - )	-0,0115	0,3317	1,90	-
	PDLCORC	-0,0519(-0,14)	-28,18( - )	-0,0101	0,3332	1,93	0,05(0,39)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; E.T.R. est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson; RHO est le paramètre autorégressif estimé.

Tableau A4.4(a)  
 Résultats de l'équation (2) estimée avec BASE MONETAIRE \*

$$(2) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{Pa} - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{Pe} - \hat{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT}$$

Période	Méthode	$a_0$	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	$d_0$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0082 (6,70)	-0,1689 (-1,42)	0,2820 (9,94)	0,2492 (5,12)	-0,0019 (-3,51)	-11,23 (-)	0,5392	0,244	2,07	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0082 (6,88)	-0,1705 (-1,47)	0,2816 (9,98)	0,2508 (5,31)	-0,0019 (-3,60)	-10,62 (-)	0,5398	0,245	1,98	-0,04 (-0,47)
71/08-75/10	PDL	0,0073 (1,48)	-0,1095 (-0,25)	0,3530 (8,39)	0,3208 (3,56)	-	-26,48 (-)	0,7030	0,217	1,13	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0119 (0,97)	-0,4822 (-0,46)	0,3930 (11,74)	0,1806 (1,23)	-	3,62 (0,13)	0,7751	0,191	2,21	0,61 (5,39)
75/11-81/12	PDL	0,0103 (5,36)	-0,3573 (-1,60)	0,2023 (4,78)	0,1532 (2,35)	-0,0014 (-1,92)	6,11 (0,61)	0,4249	0,250	2,76	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0113 (8,45)	-0,4720 (-3,08)	0,1927 (5,77)	0,1314 (2,83)	-0,0012 (-2,44)	7,48 (1,51)	0,5314	0,227	2,14	-0,41 (-3,88)

\* Voir notes au bas du tableau A4.4(e).



Tableau A4.4(b)  
 Résultats de l'équation (2) estimée avec MI\*  

$$(2) \hat{P}_t = a_o + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_o (\hat{P}_a - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{P}_e - \hat{P})_{t-i} + d_o \text{CONT}$$

Période	Méthode	$a_o$	$\sum m_i$	$b_o$	$\sum c_i$	$d_o$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0091 (10,33)	-0,3306 (-3,32)	0,2815 (9,94)	0,2274 (4,68)	-0,0014 (-2,64)	6,13 (1,26)	0,5399	0,244	2,07	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0091 (10,73)	-0,3293 (-3,45)	0,2814 (10,00)	0,2300 (4,92)	-0,0014 (-2,75)	6,31 (1,33)	0,5421	0,244	1,98	-0,05 (-0,60)
71/08-75/10	PDL	0,0112 (6,77)	-0,5646 (-3,35)	0,3555 (10,73)	0,3922 (5,45)	-	6,07 (1,56)	0,7983	0,179	1,85	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0120 (7,10)	-0,6512 (-3,77)	0,3692 (11,06)	0,3941 (5,59)	-	7,31 (2,08)	0,8111	0,175	1,93	0,004 (0,03)
75/11-81/12	PDL	0,0101 (8,10)	-0,4309 (-2,33)	0,2130 (5,42)	0,1400 (2,30)	-0,0013 (-1,82)	9,67 (1,49)	0,4421	0,246	2,63	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0101 (11,67)	-0,4337 (-3,40)	0,2027 (6,54)	0,1310 (2,99)	-0,0012 (-2,68)	9,28 (2,10)	0,5423	0,224	2,14	-0,38 (-3,47)

\* Voir notes au bas du tableau A4.4(e).

Tableau A4.4(c)  
 Résultats de l'équation (2) estimée avec  $\text{MLB}^*$

$$(2) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{P}_a - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{P}_e - \hat{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT}$$

Période	Méthode	$a_0$	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	$d_0$	Déla1 moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0087 (11,64)	-0,3695 (-3,44)	0,2842 (10,00)	0,2283 (4,63)	-0,0012 (-2,38)	6,08 (1,38)	0,5515	0,240	2,16	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0087 (12,43)	-0,3676 (-3,66)	0,2838 (10,17)	0,2335 (5,10)	-0,0012 (-2,56)	6,30 (1,50)	0,5567	0,240	1,99	-0,10 (-1,08)
71/08-75/10	PDL	0,0086 (8,76)	-0,3813 (-2,97)	0,3544 (10,85)	0,3571 (4,84)	-	4,54 (0,98)	0,8061	0,176	1,90	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0090 (9,25)	-0,4334 (-3,40)	0,3660 (11,06)	0,3624 (5,14)	-	5,90 (1,45)	0,8160	0,173	1,92	-0,04 (-0,27)
75/11-81/12	PDL	0,0103 (8,27)	-0,5613 (-2,52)	0,2187 (5,51)	0,1193 (1,82)	-0,0013 (-1,82)	10,28 (1,79)	0,4336	0,248	2,65	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0101 (11,66)	-0,5417 (-3,49)	0,2118 (6,68)	0,1166 (2,43)	-0,0012 (-2,64)	9,93 (2,40)	0,5265	0,228	2,12	-0,37 (-3,42)

\* Voir notes au bas du tableau A4.4(e).

Tableau A4.4(d)  
 Résultats de l'équation (2) estimée avec M2\*  

$$(2) \hat{p}_t = a_o + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + b_o (\dot{Pa}-\dot{P})_t + \sum_{i=0} c_i (\dot{Pe}-\dot{P})_{t-i} + d_o \text{CONT}$$

Période	Méthode	$a_o$	$\sum m_i$	$b_o$	$\sum c_i$	$d_o$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	-0,0017 (-1,04)	0,7378 (5,09)	0,2842 (10,09)	0,1749 (3,42)	-0,0008 (-1,48)	11,39 (4,92)	0,5401	0,243	2,30	-
71/09-81/12	PDLCORC	-0,0019 (-1,41)	0,7625 (6,08)	0,2858 (10,74)	0,1717 (3,85)	-0,0007 (-1,53)	11,25 (5,74)	0,5522	0,241	2,02	-0,17 (-1,88)
71/08-75/10	PDL	-0,0046 (-3,71)	0,9336 (8,42)	0,3731 (13,14)	0,1201 (1,55)	-	10,96 (8,03)	0,8488	0,155	2,33	-
71/09-75/10	PDLCORC	-0,0045 (-5,10)	0,9312 (11,62)	0,3749 (14,99)	0,1175 (2,01)	-	10,79 (10,78)	0,8641	0,148	2,02	-0,35 (-2,65)
75/11-81/12	PDL	0,0051 (1,34)	0,2298 (0,66)	0,2099 (4,69)	0,1489 (1,62)	-0,0021 (-2,85)	14,54 (0,99)	0,3540	0,265	2,52	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0032 (1,08)	0,3971 (1,47)	0,2209 (5,69)	0,1278 (1,81)	-0,0019 (-3,30)	13,09 (1,71)	0,4139	0,254	2,01	-0,31 (-2,83)

\* Voir notes au bas du tableau A4.4(e).

Tableau A4.4(e)  
 Résultats de l'équation (2) estimée avec MZC\*

$$(2) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{P}_a - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{P}_e - \hat{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT}$$

Période	Méthode	$a_0$	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	$d_0$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0015 (0,60)	0,3971 (2,04)	0,2830 (8,92)	0,2760 (4,88)	-0,0015 (-2,59)	11,78 (2,33)	0,4619	0,263	1,89	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0019 (0,72)	0,3623 (1,70)	0,2844 (8,79)	0,2787 (4,66)	-0,0016 (-2,49)	11,61 (1,92)	0,4642	0,264	2,00	0,06 (0,66)
71/08-75/10	PDL	-0,0077 (-2,56)	1,0389 (4,42)	0,3700 (9,68)	0,4092 (4,05)	-	10,62 (4,69)	0,7401	0,203	1,45	-
71/09-75/10	PDLCORC	-0,0069 (-1,43)	0,9842 (2,61)	0,3764 (10,37)	0,3244 (2,50)	-	10,54 (2,59)	0,7643	0,195	2,02	0,38 (2,92)
75/11-81/12	PDL	0,0035 (0,83)	0,3374 (0,94)	0,2201 (4,88)	0,1518 (1,84)	-0,0024 (-3,23)	15,22 (1,30)	0,3487	0,266	2,53	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0029 (0,84)	0,3908 (1,35)	0,2221 (5,57)	0,1353 (2,04)	-0,0024 (-4,20)	14,90 (1,77)	0,4050	0,256	2,02	-0,29 (-2,58)

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; ETR est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson; RHO est le paramètre autorégressif estimé.

Tableau A5.2

Résultats de l'estimation de l'équation (3) : période 71/08-81/12\*

$$(3) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + \sum_{i=0}^6 r_i (\dot{E} + \dot{P}_{us})_{t-i}$$

Agrégat	$\Sigma m_i$	$\Sigma r_i$	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.
1. BASE	-0,0817 (-0,48)	0,1815 (2,58)	0,0975	0,3410	1,77
2. M1	-0,1670 (-1,05)	0,1415 (1,82)	0,0993	0,3392	1,81
3. M1B	-0,1859 (-1,13)	0,1143 (1,50)	0,1132	0,3366	1,84
4. M2	0,6573 (3,66)	0,1551 (2,45)	0,1541	0,3287	1,98
5. M2C	0,2949 (1,21)	0,2240 (3,43)	0,0889	0,3412	1,81

Tableau A5.3

Résultats de l'estimation de l'équation (4) : période 71/08-81/12\*

$$(4) \dot{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + \sum_{i=0}^6 p_i \dot{P}_{us}_{t-i}$$

Agrégat	$\Sigma m_i$	$\Sigma p_i$	$\bar{R}^2$	E.T.R. (x100)	D.W.
1. BASE	-0,0770 (-0,49)	0,5392 (4,25)	0,2400	0,3130	1,95
2. M1	-0,2056 (-1,46)	0,4378 (3,30)	0,2276	0,3155	2,00
3. M1B	-0,2103 (-1,36)	0,4070 (2,88)	0,2292	0,3152	2,00
4. M2	0,4996 (2,15)	0,4223 (2,60)	0,2503	0,3108	2,07
5. M2C	0,0589 (0,25)	0,6150 (5,39)	0,2373	0,3135	1,99

\* Statistique t entre parenthèses;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; E.T.R. est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson.

Tableau A5.4(a)  
 Résultats de l'équation (5) estimée avec BASE MONETAIRE\*

$$(5) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{P}_a - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{P}_e - \hat{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT} + r_1 (\hat{E} + \hat{P}_{us})_{t-1}$$

Période	Méthode	$a_0$	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	$d_0$	$r_1$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0078 (6,13)	-0,1490 (-1,24)	0,2763 (9,55)	0,2469 (5,07)	-0,0019 (-3,51)	0,0239 (1,00)	-13,40 ( - )	0,5392	0,244	2,06	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0079 (6,25)	-0,1509 (-1,28)	0,2760 (9,56)	0,2483 (5,22)	-0,0019 (-3,59)	0,0231 (0,97)	-12,74 ( - )	0,5396	0,245	1,99	-0,04 (-0,40)
71/08-75/10	PDL	0,0077 (1,58)	-0,1899 (-0,45)	0,3555 (8,61)	0,3127 (3,53)	-	0,0846 (1,64)	-8,56 ( - )	0,7148	0,213	1,32	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0119 (0,89)	-0,4727 (-0,41)	0,3931 (11,73)	0,1584 (1,03)	-	-0,0133 (-0,30)	3,66 (0,12)	0,7697	0,193	2,25	0,63 (5,80)
75/11-81/12	PDL	0,0100 (5,06)	-0,3452 (-1,54)	0,1955 (4,43)	0,1520 (2,32)	-0,0014 (-1,91)	0,0172 (0,58)	5,75 (0,55)	0,4188	0,251	2,72	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0114 (8,21)	-0,4810 (-3,11)	0,1969 (5,62)	0,1323 (2,84)	-0,0012 (-2,42)	-0,0106 (-0,42)	7,61 (1,55)	0,5249	0,228	2,15	-0,42 (-4,01)

\* Voir notes au bas du tableau A5.4(e).

Tableau A5.4(b)  
 Résultats de l'équation (5) estimée avec  $MI^*$

$$(5) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{Pa} - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{Pe} - \hat{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT} + r_1 (\hat{E} + \hat{Pus})_{t-1}$$

Période	Méthode	$a_0$	$\sum m_i$	$b_0$	$\sum c_i$	$d_0$	$r_1$	Délai moyen	$\bar{R}^2$	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0088 (9,28)	-0,3133 (-3,06)	0,2771 (9,56)	0,2267 (4,65)	-0,0014 (-2,66)	0,0179 (0,75)	5,99 (1,14)	0,5380	0,244	2,06	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0088 (9,54)	-0,3150 (-3,17)	0,2776 (9,60)	0,2287 (4,84)	-0,0014 (-2,75)	0,0160 (0,67)	6,22 (1,22)	0,5397	0,245	1,99	-0,04 (-0,49)
71/08-75/10	PDL	0,0107 (5,84)	-0,5305 (-2,99)	0,3530 (10,51)	0,3893 (5,36)	-	0,0284 (0,66)	6,06 (1,41)	0,7954	0,180	1,91	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0114 (6,34)	-0,6005 (-3,46)	0,3640 (10,80)	0,3934 (5,82)	-	0,0287 (0,70)	7,14 (1,91)	0,8080	0,176	1,90	-0,06 (-0,44)
75/11-81/12	PDL	0,0099 (7,63)	-0,4251 (-2,29)	0,2066 (4,98)	0,1385 (2,26)	-0,0012 (-1,80)	0,0145 (0,49)	9,67 (1,45)	0,4353	0,248	2,60	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0102 (11,23)	-0,4355 (-3,41)	0,2068 (6,25)	0,1331 (3,02)	-0,0012 (-2,69)	-0,0096 (-0,38)	9,26 (2,11)	0,5358	0,226	2,14	-0,39 (-3,59)

\* Voir notes au bas du tableau A5.4(e).

Tableau A5.4(c)  
Résultats de l'équation (5) estimée avec MIB\*

$$(5) \hat{P}_t = a_0 + \sum_{i=0}^{24} m_i \hat{M}_{t-i} + b_0 (\hat{P}_a - \hat{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\hat{P}_e - \hat{P})_{t-i} + d_0 \text{CONT} + r_1 (\hat{E} + \hat{P}_{us})_{t-1}$$

Période	Méthode	a <sub>0</sub>	Σ m <sub>i</sub>	b <sub>0</sub>	Σ c <sub>i</sub>	d <sub>0</sub>	r <sub>1</sub>	Délai moyen	R <sup>2</sup>	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0086 (10,63)	-0,3582 (-3,27)	0,2807 (9,66)	0,2275 (4,60)	-0,0012 (-2,40)	0,0144 (0,60)	6,08 (1,32)	0,5489	0,241	2,14	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0086 (11,26)	-0,3604 (-3,50)	0,2813 (9,81)	0,2323 (5,02)	-0,0012 (-2,55)	0,0103 (0,44)	6,32 (1,45)	0,5535	0,241	1,99	-0,09 (-1,00)
71/08-75/10	PDL	0,0085 (7,54)	-0,3738 (-2,78)	0,3536 (10,64)	0,3571 (4,78)	-	0,0096 (0,22)	4,56 (0,95)	0,8013	0,178	1,91	-
71/09-75/10	PDLCORC	0,0088 (8,01)	-0,4216 (-3,19)	0,3644 (10,83)	0,3627 (5,15)	-	0,0117 (0,27)	5,89 (1,39)	0,8114	0,175	1,91	-0,06 (-0,40)
75/11-81/12	PDL	0,0101 (7,92)	-0,5622 (-2,51)	0,2108 (5,03)	0,1171 (1,77)	-0,0012 (-1,77)	0,0180 (0,61)	10,34 (1,80)	0,4280	0,249	2,62	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0102 (11,32)	-0,5403 (-3,46)	0,2135 (6,28)	0,1171 (2,42)	-0,0012 (-2,62)	-0,0039 (-0,15)	9,90 (2,38)	0,5189	0,230	2,12	-0,38 (-3,47)

\* Voir notes au bas du tableau A5.4(e).



Tableau A5.4(d)  
 Résultats de l'équation (5) estimée avec M2\*

$$(5) \dot{P}_t = a_o + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + b_o (\dot{P}_a - \dot{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-i} + d_o \text{CONT} + r_1 (\dot{E} + \dot{P}_{us})_{t-1}$$

Période	Méthode	a <sub>o</sub>	Σ m <sub>i</sub>	b <sub>o</sub>	Σ c <sub>i</sub>	d <sub>o</sub>	r <sub>1</sub>	Délai moyen	R <sup>2</sup>	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	-0,0015 (-0,94)	0,7062 (4,80)	0,2771 (9,64)	0,1742 (3,41)	-0,0009 (-1,58)	0,0276 (1,18)	11,47 (4,74)	0,5417	0,243	2,29	-
71/09-81/12	PDLCORC	-0,0018 (-1,29)	0,7339 (5,71)	0,2790 (10,19)	0,1711 (3,82)	-0,0008 (-1,62)	0,0240 (1,07)	11,31 (5,50)	0,5528	0,241	2,03	-0,16 (-1,82)
71/08-75/10	PDL	-0,0048 (-3,49)	0,9650 (7,16)	0,3752 (12,87)	0,1128 (1,41)	-	-0,0164 (-0,42)	10,93 (7,27)	0,8455	0,157	2,32	-
71/09-75/10	PDLCORC	-0,0046 (-4,38)	0,9397 (8,94)	0,3757 (14,33)	0,1158 (1,90)	-	-0,0044 (-0,13)	10,79 (9,04)	0,8605	0,150	2,02	-0,35 (-2,62)
75/11-81/12	PDL	0,0047 (1,23)	0,2445 (0,70)	0,1961 (4,11)	0,1390 (1,50)	-0,0021 (-2,83)	0,0265 (0,84)	14,89 (1,05)	0,3511	0,266	2,48	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0031 (1,03)	0,3990 (1,46)	0,2159 (5,05)	0,1245 (1,71)	-0,0019 (-3,26)	0,0085 (0,29)	13,21 (1,71)	0,4051	0,256	2,01	-0,31 (-2,76)

\* Voir notes au bas du tableau A5.4(e).

Tableau A5.4.(e)  
 Résultats de l'équation (5) estimée avec M2C\*

$$(5) \dot{P}_t = a_o + \sum_{i=0}^{24} m_i \dot{M}_{t-i} + b_o (\dot{P}_a - \dot{P})_t + \sum_{i=0}^6 c_i (\dot{P}_e - \dot{P})_{t-i} + d_o \text{CONT} + \sum_{i=0}^6 r_i (\dot{E} + \dot{P}_{us})_{t-i}$$

Période	Méthode	a <sub>o</sub>	Σ m <sub>i</sub>	b <sub>o</sub>	Σ c <sub>i</sub>	d <sub>o</sub>	Σ r <sub>i</sub>	Délai moyen	R <sup>2</sup>	ETR (x100)	D.W.	RHO
71/08-81/12	PDL	0,0002 (0,07)	0,4196 (2,21)	0,2698 (8,63)	0,2468 (4,41)	-0,0015 (-2,49)	0,1365 (2,72)	11,17 (2,36)	0,4911	0,256	2,05	-
71/09-81/12	PDLCORC	0,0004 (0,16)	0,4012 (2,08)	0,2712 (8,62)	0,2496 (4,51)	-0,0014 (-2,50)	0,1360 (2,76)	10,94 (2,17)	0,4920	0,257	2,00	-0,03 (-0,29)
71/08-75/10	PDL	-0,0019 (-0,70)	0,4204 (1,84)	0,3282 (9,48)	0,2655 (2,80)	-	0,3785 (4,66)	7,40 (1,42)	0,8397	0,160	2,17	-
71/09-75/10	PDLCORC	-0,0019 (-0,85)	0,4347 (2,21)	0,2945 (7,64)	0,3113 (3,72)	-	0,3668 (5,45)	8,43 (1,82)	0,8459	0,158	1,97	-0,30 (-2,22)
75/11-81/12	PDL	0,0036 (0,78)	0,3425 (0,91)	0,2109 (4,38)	0,1342 (1,59)	-0,0025 (-3,24)	-0,0080 (-0,10)	16,23 (1,36)	0,3491	0,266	2,52	-
75/12-81/12	PDLCORC	0,0027 (0,73)	0,4100 (1,37)	0,2131 (4,95)	0,1196 (1,77)	-0,0025 (-4,28)	0,0012 (0,02)	15,63 (1,87)	0,4117	0,254	2,03	-0,29 (-2,60)

\* Statistique t entre parenthèses; R<sup>2</sup> est le coefficient de détermination multiple ajusté pour le nombre de degrés de liberté; ETR est l'écart-type de la régression; D.W. est la statistique Durbin-Watson; RHO est le paramètre autorégressif estimé.

APPENDICE C  
Contraintes d'Almon : tests F\*

Période	Agrégat	SSR <sub>1</sub> (x100)	SSR <sub>0</sub> (x100)	T-K	F
58/03-81/12	BASE	0,2803	0,2647	260	0,73
58/03-81/12	M1	0,3080	0,2836	260	1,06
58/03-81/12	M2C	0,2590	0,2446	260	0,73
58/03-70/05	BASE	0,1015	0,0926	121	0,55
58/03-70/05	M1	0,0978	0,0880	121	0,64
58/03-70/05	M2C	0,0970	0,0868	121	0,68
64/05-70/05	BASE	0,0415	0,0284	47	1,04
64/05-70/05	M1	0,0399	0,0323	47	0,53
64/05-70/05	M2C	0,0418	0,0291	47	0,98
70/07-81/12	BASE	0,1650	0,1408	112	0,92
70/07-81/12	M1	0,1636	0,1412	112	0,85
70/07-81/12	M1B	0,1555	0,1357	112	0,78
70/06-81/12	M2	0,1352	0,1135	113	1,03
70/07-81/12	M2C	0,1505	0,1392	112	0,43
72/06-81/12	BASE	0,1144	0,0950	89	0,86
72/06-81/12	M1	0,1190	0,0991	89	0,85
72/06-81/12	M1B	0,1168	0,0985	89	0,79
72/06-81/12	M2	0,1129	0,0912	89	1,01
72/06-81/12	M2C	0,1261	0,1145	89	0,43
71/08-81/12	BASE	0,1377	0,1131	99	1,03
71/08-81/12	M1	0,1341	0,1150	99	0,78
71/08-81/12	M1B	0,1291	0,1092	99	0,79
71/08-81/12	M2	0,1245	0,1024	99	1,02
71/09-81/12	M2C	0,1378	0,1237	98	0,53

\* Soit  $H_0: m_i = x_0 + x_1i + x_2i^2 + x_3i^3$ , alors on rejette  $H_0$  si  $F > F(q, T-K)$

$$\text{où } F = \frac{(SSR_1 - SSR_0)/q}{SSR_0/T-K}$$

où  $SSR_1$  est la somme des résidus au carré du modèle contraint;  $SSR_0$  est la somme des résidus au carré du modèle non contraint;  $q$  est le nombre de contraintes (21);  $T-K$  est le nombre de degrés de liberté du modèle non contraint.

Il est à noter que dans les cas où  $RHO$  est significativement différent de zéro (au niveau 5%), les contraintes d'Almon ont été testées à partir du modèle corrigé pour l'autocorrélation.

Dans tous les cas,  $F < F_{.05}(q, T-K)$  et donc on ne peut rejeter les contraintes.

APPENDICE D  
Tests de stabilité (Chow) \*

(1) Sous-Périodes 58/03-70/05 et 70/06-81/12

Somme des résidus au carré (x100)

Agrégat	Période			F
	58/03-81/12	58/03-70/05	70/06-81/12	
BASE	0,2803	0,1015	0,1663	2,57
M1	0,3080	0,0978	0,1656	9,35
M2C	0,2590	0,0970	0,1510	2,45

(2) Sous-Périodes 71/08-75/10 et 75/11-81/12

Somme des résidus au carré (x100)

Agrégat	Période			F
	71/08-81/12	71/08-75/10	75/11-81/12	
M1	0,1377	0,0545	0,0623	4,13
M1B	0,1291	0,0511	0,0668	2,20
M2	0,1245	0,0488	0,0723	0,66

$$* F = \frac{(SSR_1 - SSR_0)/K}{SSR_0/T_1 + T_2 - 2K}$$

où  $SSR_1$  est la somme des résidus au carré du modèle contraint;  
 $SSR_0$  est la somme des résidus au carré du modèle non contraint;  
 $K$  est le nombre de variables explicatives (incluant la constante);  
 $T_1$  est le nombre d'observations dans la 1<sup>ère</sup> sous-période;  
 $T_2$  est le nombre d'observations dans la 2<sup>e</sup> sous-période.

APPENDICE E  
Les Données

1. Agrégats monétaires canadiens

base monétaire : CANSIM B51 + B55

M1 : CANSIM B2013

M1B : CANSIM B2014

M2 : CANSIM B2015

M2C : CANSIM B2009

en millions de dollars; moyenne mensuelle des mercredis; non désaisonnalisé.

2. Prix canadiens

indice global des prix à la consommation:

CANSIM D484000; mensuel; 1971 = 100; non désaisonnalisé.

indice des prix à la consommation des produits alimentaires:

CANSIM D484001; mensuel; 1971 = 100; non désaisonnalisé.

indice des prix à la consommation des produits énergétiques:

CANSIM D488811; mensuel; 1971 = 100; non désaisonnalisé.

indice implicite de la dépense nationale brute:

CANSIM D40625; trimestriel; 1971 = 100; désaisonnalisé.

taux de change \$C./\$E.U. :

CANSIM B3400; cours du comptant à midi; mensuel.

3. Variables américaines

agrégat monétaire M1B : CANSIM B54324;

milliards de dollars E.U.; moyenne mensuelle; non désaisonnalisé.

indice global des prix à la consommation:

pour 1970-79: Board of Governors of the Federal Reserve System, Annual Statistical Digest 1970-79, tableau 44.

mensuel; 1967 = 100; non désaisonnalisé.

autres années: Board of Governors of the Federal Reserve System, Federal Reserve Bulletin, différents numéros.

mensuel; 1967 = 100; non désaisonnalisé.

REMERCIEMENTS

Je désire tout d'abord remercier mon directeur de thèse, M. Daniel Racette, pour l'appui constant dont j'ai pu bénéficier au cours de l'élaboration de ce travail. Ses nombreux conseils ainsi que sa disponibilité ont été fort appréciés et ont sans nul doute contribué à la qualité de cette étude.

Je tiens de plus à remercier M. Robert Lafrance pour ses commentaires apportés lors de la lecture d'une version préliminaire ainsi que M. Jean-Marie Dufour qui a bien voulu accepté d'être lecteur de cette thèse.

Finalement, je tiens à remercier Luc pour son aide précieuse à diverses étapes de ce travail, pour la patience dont il a fait preuve et, surtout, pour le soutien qu'il a su m'accorder.

## BIBLIOGRAPHIE



- ANDERSEN, L.C. (1975), "Selection of a Monetary Aggregate For Economic Stabilization", Review, Federal Reserve Bank of St.Louis, 57, no. 10, pp. 9-15.
- ANDERSEN, L.C. et D.S. KARNOSKY (1977), "Some Considerations in the Use of Monetary Aggregates for the Implementation of Monetary Policy", Review, Federal Reserve Bank of St.Louis, 59, no. 9, pp. 2-7.
- BANQUE DU CANADA, Rapport Annuel du Gouverneur au Ministre des Finances pour les années 1975, 1978, 1979, 1980, 1981, Banque du Canada, Ottawa.
- BARBER, C.L. et J.C.P. McCALLUM (1981), "The Failure of Monetarism in Theory and Policy", Analyse de Politiques, 7, no. spécial, pp. 221-232.
- BERKMAN, N.G. (1980), "Abandoning Monetary Aggregates", dans Controlling Monetary Aggregates, III, Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series no. 23, pp. 76-100.
- BILSON, J.F.O. (1978), "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence", Staff Papers, International Monetary Fund, 25, no. 10, pp. 48-75.
- BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM (1981), Annual Statistical Digest 1970-1979, Washington D.C., mars.
- BOARD OF GOVERNORS OF THE FEDERAL RESERVE SYSTEM, Federal Reserve Bulletin, Washington D.C., plusieurs numéros.
- BORDO, M.D. et E.U. CHOUDHRI (1982), "The Link Between Money and Prices in an Open Economy: The Canadian Evidence from 1971 to 1980", Review, Federal Reserve Bank of St.Louis, 64, no. 7, pp. 13-23.
- BOUEY, G.K. (1982), "En se remettant de l'inflation", allocution prononcée au Canadian Club de Toronto, Revue de la Banque du Canada, décembre, pp. 3-9.
- BURGER, A.E. (1978), "Is Inflation All Due to Money?", Review, Federal Reserve Bank of St.Louis, 60, no. 12, pp. 8-12.

- CARLSON, K.M. (1980a), "Money, Inflation, and Economic Growth: Some Updated Reduced Form Results and Their Implications", Review, Federal Reserve Bank of St.Louis, 62, no. 4, pp. 13-19.
- CARLSON, K.M. (1980b), "The Lag From Money to Prices", Review, Federal Reserve Bank of St.Louis, 62, no. 8, pp. 3-10.
- CARLSON, K.M. et S.E. HEIN (1980), "Monetary Aggregates as Monetary Indicators", Review, Federal Reserve Bank of St.Louis, 62, no. 9, pp. 12-21.
- COURCHENE, T.J. (1976), Money, Inflation, and The Bank of Canada - An Analysis of Canadian Monetary Policy from 1970 to Early 1975, C.D. Howe Research Institute, avril, 290 p.
- COURCHENE, T.J. (1981a), "The Attack on Monetarism: Muddled and Misdirected?", Analyse de Politiques, 7, no. spécial, pp. 239-248.
- COURCHENE, T.J. (1981b), Money, Inflation, and The Bank of Canada - An Analysis of Monetary Gradualism 1975-1980, C.D. Howe Research Institute, décembre, 321 p.
- DORNBUSCH, R. (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics", Journal of Political Economy, 84, no. 6, pp. 1161-1176.
- DUGUAY, P. (1978), Une analyse du modèle à forme réduite et son application au Canada, Rapport Technique 15, Banque du Canada, Ottawa.
- FRANKEL, J.A. (1979), "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", American Economic Review, 69, no. 4, pp. 610-622.
- FRISCH, H. (1977), "Inflation Theory 1963-1975: A "Second Generation" Survey", Journal of Economic Literature, 15, no. 4, pp. 1289-1317.
- GORDON, R.J. (1976), "Recent Developments in the Theory of Inflation and Unemployment", Journal of Monetary Economics, 2, no. 2, pp. 185-219.
- HOWITT, P. et D. LAIDLER (1979), Recent Canadian Monetary Policy: A Critique, texte présenté à la conférence sur les "Issues in Canadian Public Policy", II, Kingston, Ontario.
- JOHNSTON, J. (1972), Econometric Methods, McGraw-Hill, New-York, 437 p.
- KARNOSKY, D.S. (1976), "The Link Between Money and Prices - 1971-76", Review, Federal Reserve Bank of St.Louis, 58, no. 6, pp. 17-23.

- 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", mimeo, octobre, 9 p.
- LUCAS, R.E.Jr. (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", dans The Phillips Curve and Labor Markets, Vol. 1, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, édité par K. Brunner et A.H. Meltzer, Amsterdam, North-Holland Publishing Co., pp. 19-46.
- MADDALA, G.S. (1977), Econometrics, McGraw-Hill, 516 p.
- MEYER, L.H. et C. VARVARES (1981), "A Comparison of the St.Louis Model and Two Variations: Predictive Performance and Policy Implications", Review, Federal Reserve Bank of St.Louis, 63, no. 10, pp. 13-25.
- MONTMARQUETTE, C. et P. FOREST (1979), "Application et interprétation d'un test statistique de causalité à la politique fiscale et monétaire canadienne", Revue Canadienne d'Economique, 12, no. 2, pp. 282-291.
- PETERS, D.S. et A.W. DONNER (1981), "Monetarism: A Costly Experiment", Analyse de Politiques, 7, no. spécial, pp. 233-238.
- PIGOTT, C. (1980), "Expectations, Money, and the Forecasting of Inflation", Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco, printemps, pp. 30-49.
- 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, no. 6, pp. 19-31.
- SELLON, G.H.Jr. (1982), "Monetary Targets and Inflation: The Canadian Experience", Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City, 67, no. 4, pp. 16-31.
- SELODY, J. (1978), "On The Definition of Money: some Canadian Evidence", Revue Canadienne d'Economique, 11, no. 3, pp. 594-602.
- STEIN, J.L. (1979), "The Acceleration of Inflation", Journal of Post Keynesian Economics, 2, no. 1, pp. 26-42.
- STEIN, J.L. (1982), "The Realism and Relevance of the Concensus Model of the Balance of Payments", Economies et Sociétés, 16, no. 4-5, pp. 395-426.
- THEORET, R. (1979), "La Banque du Canada et le monétarisme: une analyse de la politique monétaire canadienne de 1975 à 1978" (1<sup>ere</sup> partie), Le Banquier et Revue IBC, 6, no. 6, pp. 20-27.

THEORET, R. (1980), "La Banque du Canada et le monétarisme: une analyse de la politique monétaire canadienne de 1975 à 1978" (2<sup>e</sup> partie), Le Banquier et Revue IBC, 7, no. 1, pp. 48-56.

WIRICK, R.G. (1981), "The Battle Against Inflation: the Bank of Canada ans Its Critics", Analyse de Politiques, 7, no. spécial, pp. 249-259.

