

UNIVERSITE DE MONTREAL

UN TEST DES HYPOTHESES DE LA RATIONALITE  
ET DE LA NEUTRALITE A COURT TERME DE LA MONNAIE  
SELON L'APPROCHE DE MISHKIN :  
ETATS-UNIS 1963 I - 1978 IV

PAR

DANIELLE LECAVALIER

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.)

MARS 1984



## TABLE DES MATIERES

LISTE DES TABLEAUX . . . . .	iv
SOMMAIRE . . . . .	vi
INTRODUCTION . . . . .	1
CHAPITRE I : LES ETUDES THEORIQUES . . . . .	5
A) Barro (1976) . . . . .	6
B) La rigidité des prix . . . . .	14
CHAPITRE II : LES ETUDES EMPIRIQUES . . . . .	20
A) Les tests effectués par Barro . . . . .	20
B) Les critiques empiriques . . . . .	30
i) L'équation d'anticipation . . . . .	31
ii) Les équations de la production, du taux de chômage et des prix . . . . .	37
iii) La méthodologie . . . . .	42
CHAPITRE III : LES RESULTATS EMPIRIQUES . . . . .	55
CONCLUSION . . . . .	87
APPENDICES . . . . .	90

APPENDICE 1 : LA METHODOLOGIE . . . . .	91
APPENDICE 2 : SOURCE DES DONNEES . . . . .	107
APPENDICE 3 : TABLEAUX . . . . .	110
BIBLIOGRAPHIE . . . . .	121
REMERCIEMENTS . . . . .	125

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 :	Barro et Rush (1980), modèle trimestriel . . . . .	111
Tableau 2 :	Hamburger et Zwick (1981), équations du taux de croissance de la masse monétaire, données annuelles . . . . .	113
Tableau 3 :	Havrilesky, Sapp et Schweitzer (1976), équations du taux d'intérêt, données mensuelles . . . . .	114
Tableau 4 :	Contraintes imposées par les hypothèses de la neutralité et de la non-neutralité à court terme de la monnaie sur les coefficients du modèle de Gordon (1982) . . . . .	40
Tableau 5 :	Mishkin (1982a et b), équations d'anticipation, données trimestrielles, 1954 I - 1976 IV . . . . .	115
Tableau 6 :	Hoffman et Schlagenhauf (1982), équation du taux de croissance de la masse monétaire, données trimestrielles, 1960 I - 1980 IV . . . . .	116
Tableau 7 :	Equations du taux de croissance de la masse moné- taire : $DM1_t$ , comparaison de l'estimation de l'équation de Barro et Rush (1980) sur les périodes 1941 I - 1978 I et 1961 I - 1978 I . . . . .	61

Tableau 8 :	Equation du taux de croissance de la masse monétaire, 1961 I - 1978 IV . . . . .	63
Tableau 9 :	Equation du taux de croissance de la masse monétaire, statistiques F des variables explicatives essayées	117
Tableau 10 :	Autocorrélations échantillonales et partielles de l'équation d'anticipation retenue . . . . .	118
Tableau 11 :	Equations de la production, 1963 I - 1978 IV . . . . .	65
Tableau 12 :	Estimation simultanée du modèle, 1963 I - 1978 IV, modèle dans lequel les variables monétaires sont retardées jusqu'à sept périodes et où il n'y a pas de contrainte des polynômes d'Almon . . . . .	119
Tableau 13 :	Estimation simultanée du modèle, 1963 I - 1978 IV, modèle dans lequel les variables monétaires sont retardées jusqu'à sept périodes et où il y a une con- trainte des polynômes d'Almon . . . . .	76
Tableau 14 :	Estimation simultanée du modèle, 1963 I - 1978 IV, modèle dans lequel les variables monétaires sont retardées jusqu'à vingt périodes et où il y a une contrainte des polynômes d'Almon . . . . .	79
Tableau 15 :	Résultats des tests des hypothèses de la rationalité et de la neutralité . . . . .	82

## SOMMAIRE

Cette étude vise à tester les hypothèses de la rationalité et de la neutralité à court terme de la monnaie en utilisant des données américaines sur la période 1963 I-1978 IV. Pour ce faire, des équations du taux de croissance de la masse monétaire et de la production sont estimées suivant, en premier lieu, l'approche de Barro (1977a, 1978a, 1980) et, en second lieu, celle de Mishkin (1982a et b).

Lorsque les équations sont estimées selon l'approche de Barro, les tests ne rejettent pas l'hypothèse de la neutralité (l'hypothèse de la rationalité ne peut être testée avec cette méthode). Lorsque les équations sont estimées selon la méthode de Mishkin, les hypothèses de la rationalité et de la neutralité ne sont pas rejetées si les variables monétaires sont retardées jusqu'à 7 périodes dans les équations de la production, mais le sont si les variables monétaires sont retardées jusqu'à 20 périodes. Etant donné que, dans ce dernier cas, le test est plus rigoureux, nous concluons que, sur la période 1963 I-1978 IV, les hypothèses de la rationalité et de la neutralité sont rejetées.

Nos conclusions rejoignent celles de Mishkin. Une différence réside dans la force avec laquelle chacune des hypothèses séparées est rejetée. Dans le cas de Mishkin, la neutralité est rejetée avec plus de force que la rationalité alors que nous obtenons le résultat inverse.

Nous devons mentionner que Mishkin étudie une période différente de la nôtre soit 1954 I-1976 IV. De plus, la spécification de son équation d'anticipation diffère de la nôtre.

## INTRODUCTION

La neutralité à long terme de la monnaie est maintenant reconnue par tous les économistes et ce, qu'ils soient keynésiens ou monétaristes.

Cependant, les opinions divergent quant à l'effet à court terme de la politique monétaire. Certains auteurs concluent que la politique monétaire a peu d'effet à court terme sur les prix et un effet important sur les variables réelles parce que, selon eux, le système économique est sujet à certaines rigidités. Ces auteurs font partie de l'école keynésienne (ex.: Fischer (1977a et b), Frydman (1981), Gordon (1979, 1982) et Phelps et Taylor (1977)).

A l'opposé, certains économistes (ex.: Barro (1976, 1977a et b, 1978a, 1980), Friedman (1960), Lucas (1973) et Sargent et Wallace (1975)), tenants de l'école monétariste, supposent que l'ensemble d'information des agents économiques comprend la connaissance des valeurs passées de toutes les variables pertinentes du système de même que celle de la règle monétaire. Dans ce contexte, toute politique monétaire anticipée n'a aucun effet réel et seule la partie non-anticipée de la monnaie aura un impact sur des variables telles la production et le taux de chômage. Ces auteurs supposent aussi que les attentes sont rationnelles puisque les erreurs d'anticipation des agents ne sont pas corrélées avec l'ensemble d'information que ceux-ci détiennent.



Suite au débat quant à la neutralité ou la non-neutralité à court terme de la monnaie, un test empirique qui permet de conclure laquelle des hypothèses est vérifiée par les données devient très important. Le but de cette étude est d'effectuer un tel test utilisant des données américaines sur la période 1963 I - 1978 IV.

Nous débuterons ce travail par la présentation de l'étude de Barro (1976). L'auteur y élabore un modèle théorique dans lequel la monnaie est neutre et discute des implications de cette hypothèse. Cet article est très intéressant, car il représente une synthèse des travaux des prédécesseurs de Barro en particulier de ceux de Friedman (1960), Lucas (1973) et Sargent et Wallace (1975). Nous poursuivrons la section par la discussion d'études qui ont critiqué l'approche théorique de Barro. Ceci nous amènera à constater qu'il existe un débat entre les tenants et les adversaires de l'hypothèse de la neutralité à court terme de la monnaie qui ne peut être résolu que par des tests empiriques de ces hypothèses.

Par conséquent, en deuxième partie, nous présenterons les tests empiriques de l'hypothèse de la neutralité à court terme de la monnaie qu'effectue Barro (1977a, 1978a, 1980). Afin de vérifier l'effet réel de la monnaie, cet auteur estime des équations du taux de croissance de la masse monétaire, de la production et du taux de chômage. Barro se distingue par le fait qu'il est le premier auteur à effectuer de tels tests. Nous terminerons cette section par la

présentation d'articles empiriques ayant proposé des modifications aux tests effectués par Barro. Cette discussion nous permettra de modifier le modèle de cet auteur dans le but d'élaborer un modèle qui nous soit propre et de tester, en utilisant une méthodologie différente, les hypothèses de la rationalité et de la neutralité à court terme de la monnaie.

Après avoir présenté la méthodologie utilisée, nous discuterons des résultats de l'estimation d'équations du taux de croissance de la masse monétaire et de la production sur la période 1963 I-1978 IV. Ces équations seront estimées en utilisant, d'une part, la méthode de Barro (1977a, 1978a, 1980) et, d'autre part, celle de Mishkin (1982a et b). Cela nous permettra d'effectuer des comparaisons. La méthode de Barro demande d'estimer chaque équation séparément par les moindres carrés ordinaires alors qu'en utilisant la méthode de Mishkin, le modèle est estimé de manière simultanée. La méthodologie de Mishkin est nouvelle et plus robuste que celle utilisée par Barro puisque les tests effectués tiennent compte de la covariance entre les équations. Cette méthode n'a été utilisée jusqu'à présent que par Mishkin (1982a et b, 1983) et Hoffman et Schlagenhaut (1982).

Notre étude se distingue des études antérieures sous différents points. Tout d'abord, nous effectuons une comparaison directe de deux méthodes afin de tester l'hypothèse de la neutralité à court terme de la monnaie (l'hypothèse de la rationalité ne peut être testée avec la méthode

de Barro). Les études citées soit Barro (1977a, 1978a, 1980), Mishkin (1982a et b) et Hoffman et Schlagenhauf (1982) n'utilisent qu'une des deux méthodes. Nous avons mentionné que la méthode de Mishkin est plus rigoureuse que celle de Barro car les tests effectués tiennent compte de la covariance entre les équations. La comparaison directe que nous effectuerons nous permettra donc d'évaluer le biais de la méthode de Barro. En second lieu, notre étude se distingue via le choix de la période. Nous étudions la période 1963 I-1978 IV alors que Barro et Rush (1980)<sup>1</sup>, Mishkin (1982a et b) et Hoffman et Schlagenhauf (1982) étudient respectivement les périodes 1941 I-1978 I, 1954 I-1976 IV et 1960 I-1980 IV. Le choix de notre période est basé sur les résultats d'un test de stabilité de l'équation d'anticipation de Barro.

En troisième lieu, le modèle que nous utilisons est quelque peu différent. A l'opposé de Barro et Rush (1980), notre équation d'anticipation ne représente pas une fonction de réaction poursuivie par le Fed, mais est plutôt construite à l'aide d'un processus athéorique semblable à celui qu'utilisent Mishkin (1982a et b), et Hoffman et Schlagenhauf (1982). L'équation d'anticipation qui en résulte est différente de celle de ces deux auteurs et ceci s'explique par les différences aux niveaux de la période étudiée et du choix de la variable d'anticipation. Notre variable d'anticipation est le taux de croissance de la masse monétaire définie au

---

<sup>1</sup>C'est la seule étude de Barro qui utilise des données trimestrielles.

sens de M1 tout comme dans le cas de Barro et Rush (1980) et de Mishkin (1982a). Hoffman et Schlagenhauf (1982) utilisent le taux de croissance de la masse monétaire définie au sens de M2 alors que Mishkin (1982b) utilise le taux de croissance du PNB nominal de même que, dans un deuxième modèle, le taux de croissance du dégonfleur du PNB. Enfin, notre équation de la production est semblable à celle de Barro et Rush (1980) et se distingue de celles de Mishkin (1982a et b) et de Hoffman et Schlagenhauf (1982) via l'inclusion d'une variable des dépenses gouvernementales. Ainsi, à l'aide des estimations et des tests effectués, il nous sera possible de vérifier si une modification de la période étudiée et du modèle utilisé inverse ou confirme les résultats obtenus par les études précédentes.

Les résultats obtenus montrent qu'en utilisant la méthode de Barro, nos conclusions rejoignent celles de ce dernier puisque l'hypothèse de la neutralité à court terme de la monnaie n'est pas rejetée. Par contre, en utilisant la méthode de Mishkin, les hypothèses de la rationalité et de la neutralité sont rejetées. Ces résultats sont semblables à ceux obtenus par Mishkin et Hoffman et Schlagenhauf. La différence entre les résultats obtenus à partir de la méthode de Barro et de celle de Mishkin est probablement occasionnée par le fait que la méthode de Mishkin est plus robuste que celle de Barro. Il faut donc accorder davantage de poids aux résultats des tests effectués avec la méthode de Mishkin que celle de Barro. Ainsi, tout comme Mishkin et Hoffman et Schlagenhauf, les hypothèses de la rationalité et de la neutralité sont rejetées. Toutefois, à l'opposé de ces auteurs, nous

rejetons l'hypothèse de la rationalité avec plus de force que l'hypothèse de la neutralité. Des différences quant à la période étudiée et à la spécification du modèle expliqueraient ce résultat.

Enfin, une conclusion résumera notre approche et les principaux résultats obtenus.

## CHAPITRE I

### LES ETUDES THEORIQUES

Dans cette section, nous avons l'intention de discuter de différentes études théoriques dans le but de situer notre approche. En premier lieu, l'étude de Barro (1976) sera présentée. Dans cet article, Barro élabore un modèle dans lequel la monnaie est neutre et les attentes rationnelles. Son modèle est très intéressant car il réunit les conclusions des prédécesseurs de Barro.

Cependant, étant donné que plusieurs auteurs ont adressé des critiques au modèle utilisé par Barro de même qu'à l'hypothèse de la neutralité elle-même, nous poursuivrons la discussion par la présentation d'articles portant sur la rigidité des prix. Ceci nous permettra d'établir les conditions sous lesquelles les hypothèses opposées de la neutralité et de la non-neutralité à court terme de la monnaie se vérifient. Nous constaterons aussi que le débat qui existe entre les tenants de ces deux hypothèses ne peut trouver de solution que par des études essayant de vérifier empiriquement ces hypothèses.

A) Barro (1976)

Barro (1976) analyse le rôle de la politique monétaire dans le cadre d'un modèle où les prix et les quantités sont déterminés par l'équilibre sur un marché concurrentiel où l'information est imparfaite et les anticipations rationnelles. Le modèle élaboré par Barro fait suite aux travaux de Lucas (1973). L'économie produit un seul bien, non durable, qui se transige sur plusieurs marchés séparés les uns des autres. L'information que possèdent les individus se limite aux valeurs passées des variables agrégées et au prix qu'ils observent sur le marché où ils se situent lequel peut être différent, notons-le, des prix en vigueur sur les autres marchés. Le seul autre bien est la monnaie fiat qui sert de réservoir de valeur. La nouvelle monnaie est introduite dans le système sous forme de paiements de transfert en provenance du gouvernement. Les individus reçoivent ces paiements au début de chaque période selon un montant qui est indépendant des encaisses qu'ils détenaient à la période précédente. Le gouvernement ne participe pas aux transactions. Le fait que l'information locale soit reçue plus rapidement que l'information globale constitue l'élément-clef du modèle. Ceci ne permet pas aux individus de distinguer parfaitement entre les changements réels et monétaires et occasionnera, comme nous le verrons, un effet réel temporaire des surprises monétaires.

Le modèle de Barro s'appuie sur les trois équations suivantes :

$$(1) \quad y_t^s(z) = k_t^s(z) + \alpha_s \left[ P_t(z) - EP_{t+1} | I_t(z) \right] \\ - \beta_s \left[ M_t + E\Delta M_{t+1} | I_t(z) - EP_{t+1} | I_t(z) \right] + u_t^s + \varepsilon_t^s(z)$$

$$(2) \quad y_t^d(z) = k_t^d(z) - \alpha_d \left[ P_t(z) - EP_{t+1} | I_t(z) \right] \\ + \beta_d \left[ M_t + E\Delta M_{t+1} | I_t(z) - EP_{t+1} | I_t(z) \right] + u_t^d + \varepsilon_t^d(z)$$

$$(3) \quad M_t - M_{t+1} = \Delta M_t = m_t \text{ où } m_t \sim N(0, \sigma_m^2)$$

où "s" dénote l'offre, "d" la demande, "z" un marché particulier et  $EX_{t+1} | I_t(z)$ , la valeur anticipée de la variable x à la période t+1 compte tenu de l'information disponible à la période t sur le marché z. De plus,  $y_t^s(z) \left[ y_t^d(z) \right] =$  l'offre [la demande] du bien à la période t dans un marché-type;  $k_t(z) =$  une mesure de changements systématiques;  $\left[ P_t(z) - EP_{t+1} | I_t(z) \right] =$  une mesure du prix courant de la production dans le marché z relatif au prix anticipé à la période suivante (cette expression vise à tenir compte des effets



de substitution intertemporels entre le loisir et le travail);

$\left[ M_t + E \Delta M_{t+1} | I_t(z) - EP_{t+1} | I_t(z) \right]$  = une variable de richesse;

$M_t$  = l'offre de monnaie à la période  $t$  et  $u_t$  et  $\epsilon_t(z)$  = respectivement des perturbations aléatoires globales et relatives

$\left( u_t = u_{t-1} + v_t \text{ où } v_t \sim N(0, \sigma_v^2) \text{ et } \epsilon_t(z) \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \right)$ .

Barro suppose que, dans les équations d'offre et de demande, l'effet de substitution surpasse l'effet de richesse de sorte que  $\alpha_s(\alpha_d) > \beta_s(\beta_d)$ . L'équation (3) indique que Barro se concentre sur les effets cycliques de la monnaie. Le prix dans chacun des marchés s'obtient en égalisant l'offre et la demande à l'intérieur de ce marché. Ceci correspond donc à l'hypothèse d'une flexibilité parfaite des prix.

Par conséquent, le prix à l'intérieur d'un marché et l'indice de prix agrégé sont représentés respectivement par les équations suivantes :

$$(4) \quad P_t(z) = M_{t-1} + \left[ \theta_1 + \theta_2 + (\beta/\alpha)(1 - \theta_1 - \theta_2) \right] \\ \times \left[ m_t + (1/\beta)(v_t + \epsilon_t(z)) \right] + (1/\beta)u_{t-1}$$

$$(5) \quad P_t = M_{t-1} + \left[ \theta_1 + \theta_2 + (\beta/\alpha)(1 - \theta_1 - \theta_2) \right] \left[ m_t + (1/\beta)v_t \right] + (1/\beta)u_{t-1}$$

où  $u_t \equiv u_t^d - u_t^s$ ,  $\varepsilon_t(z) \equiv \varepsilon_t^d(z) - \varepsilon_t^s(z)$ ,  $\alpha \equiv \alpha_s + \alpha_d$

$$\beta \equiv \beta_s + \beta_d, \theta_1 + \theta_2 = \frac{\sigma_A^2}{\sigma_A^2 + \sigma_\varepsilon^2} \text{ et } \sigma_A^2 \equiv \beta^2 \sigma_m^2 + \sigma_v^2.$$

$\sigma_A^2$  représente la variance des perturbations totales agrégées  $(\beta m_t + v_t)$  et  $\sigma_\varepsilon^2$ , la variance des perturbations relatives.

Le stock de monnaie de la période précédente a un effet proportionnel sur le prix à l'intérieur d'un marché. Ceci n'est pas surprenant puisque  $M_{t-1}$  fait partie de l'ensemble d'information  $I_t(z)$ . Puisque les agents ne possèdent pas d'observations séparées du prix sur le marché et du prix agrégé, les perturbations monétaires et réelles ont un impact similaire sur le niveau des prix à l'intérieur d'un marché. En d'autres termes,  $m_t$  et  $(1/\beta)(v_t + \varepsilon_t(z))$  ont un coefficient identique dans l'équation (4). Celui-ci est inférieur à un si  $\alpha > \beta$ . Puisque  $m$  a un coefficient qui diffère généralement de l'unité, les perturbations monétaires peuvent influencer la production.

La production à l'intérieur d'un marché est représentée par l'équation suivante :

$$(6) \quad y_t(z) = (H/\alpha)(1 - \theta_1 - \theta_2)m_t + (1/\alpha) \left[ \alpha_s - (H/\beta)(\theta_1 + \theta_2) \right] \\ \left[ v_t^d + \varepsilon_t^d(z) \right] + (1/\alpha) \left[ \alpha_d + (H/\beta)(\theta_1 + \theta_2) \right] \\ \left[ v_t^s + \varepsilon_t^s(z) \right] + (\beta_d/\beta)u_{t-1}^d + (\beta_s/\beta)u_{t-1}^s$$

où  $H \equiv \alpha_s \beta_d - \alpha_d \beta_s$ .

Les surprises monétaires,  $m_t$ , affectent la production. Le signe de cet effet dépend du signe de  $H$ . Barro émet l'hypothèse que  $H > 0$ . L'ampleur de l'effet des surprises sur la production dépend, par le biais du terme  $1 - \theta_1 - \theta_2$ , des variances des perturbations monétaires et réelles. En effet,

$$1 - \theta_1 - \theta_2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\beta^2 \sigma_m^2 + \sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2}$$

représente la fraction de la variance de la demande totale excédentaire qui est attribuable aux perturbations relatives. Si la variance de la monnaie augmente,  $\sigma_\varepsilon^2$  et  $\sigma_v^2$  étant constantes, les surprises monétaires auront un effet plus faible sur la production. En effet, quand le taux de croissance de la masse monétaire est moins prévisible, les individus seront davantage incités à attribuer à la monnaie les fluctuations du prix observé dans leur marché. Les perturbations monétaires ont un effet réel qui ne persiste pas après une période. Toutefois, des transformations apportées au modèle pourraient occasionner des effets de persistance. Nous remarquons, enfin, que chaque perturbation agrégée réelle,  $v_t^d$  et  $v_t^s$ , a un effet similaire à la perturbation relative correspondante. Ceci vient du fait que les agents à l'intérieur d'un marché ne peuvent distinguer entre les changements de prix relatifs

et agrégés. C'est pour cette même raison que les surprises monétaires affectent la production.

Par la suite, Barro discute des prix et de la production dans le cas de l'information complète, c'est-à-dire dans le cas où  $P_t$  et  $M_t$  et, par conséquent, les perturbations tant monétaires que réelles (agrégées et relatives) font partie de l'information. Dans ce cas, le prix et la production à l'intérieur d'un marché sont représentés respectivement par les équations suivantes :

$$(7) \quad P_t^*(z) = M_{t-1} + m_t + (1/\beta)(u_{t-1} + v_t) + (1/\alpha)\varepsilon_t(z)$$

$$(8) \quad y_t^*(z) = (1/\alpha)(\alpha_s - H/\beta)v_t^d + (1/\alpha)(\alpha_d + H/\beta)v_t^s \\ + (\alpha_s/\alpha)\varepsilon_t^d(z) + (\alpha_d/\alpha)\varepsilon_t^s(z) + (\beta_d/\beta)u_{t-1}^d \\ + (\beta_s/\beta)u_{t-1}^s$$

où le signe \* dénote l'information complète.

Les surprises monétaires ont un effet proportionnel sur  $P_t^*(z)$  et, par conséquent, aucun effet sur  $y_t^*(z)$ . Les perturbations réelles,

$v_t$  et  $\varepsilon_t(z)$ , ont un effet différent sur  $P_t^*(z)$ . Les perturbations réelles agrégées,  $v_t^d$  et  $v_t^s$ , ont chacune un effet sur  $y_t^*(z)$  qui diffère de celui des perturbations réelles correspondantes,  $\varepsilon_t^d(z)$  ou  $\varepsilon_t^s(z)$ .

Par la suite, Barro démontre que la variance de la production par rapport à son niveau sous l'information complète est minimale lorsque  $\sigma_m^2 = 0$ . En effet, suite à une augmentation de  $\sigma_m^2$ , de  $\sigma_v^2$  ou de  $\sigma_\varepsilon^2$ , les agents ont davantage de difficulté à discerner, dans les mouvements de prix, les changements relatifs et absolus. Par conséquent, la production tend à s'écarter de son niveau sous l'information complète.

En dernière partie, Barro, s'inspirant des travaux de Sargent et Wallace (1975), analyse l'effet de la politique monétaire. Celle-ci vise à minimiser l'écart entre la production réelle et celle qui prendrait place dans le cas de l'information complète. Barro démontre, tout comme Sargent et Wallace, que la politique contracyclique n'est possible que dans le cas où l'autorité monétaire possède une information supérieure au sujet de l'économie puisque, dans ce cas, elle peut réagir à l'information supplémentaire de façon à minimiser la variance entre la production et son niveau découlant de l'information complète. Cependant, les mêmes résultats seraient atteints si l'autorité monétaire révélait au public cette information dans le but de réduire la confusion entre les changements relatifs et absolus de prix. En l'absence

de coûts excessifs, la diffusion de l'information est une alternative à la politique contracyclique. Si l'autorité monétaire possède davantage d'information sur la politique monétaire, il devient possible, via le contrôle de la monnaie, de tromper les anticipations des agents. Cependant, si la politique monétaire vise à minimiser l'écart entre la production réelle et son niveau sous l'information complète, ce genre de politique n'a pas sa raison d'être.

Par conséquent, sauf si l'autorité monétaire possède davantage d'information sur l'économie, une politique visant un taux de croissance constant de la masse monétaire semble optimale. Dans ce cas, les intentions des autorités monétaires sont connues ce qui diminue la confusion entre les perturbations relatives et monétaires. La variance de la production réelle autour de son niveau découlant de l'information complète est minimisée.

Barro réunit dans un seul modèle les conclusions de ses prédécesseurs. Tout comme Lucas (1973), il soutient que l'inflation (ou une augmentation non-anticipée de la masse monétaire) stimule la production si et seulement si il y a confusion entre les changements de prix absolus et relatifs, mais que d'autre part, cette relation diminue à mesure qu'elle est utilisée. Il adhère aux conclusions de Sargent et Wallace (1975) lorsqu'il démontre, à l'aide d'autres critères, que la politique monétaire est inefficace sauf si l'autorité monétaire possède une information supérieure. Enfin, tout comme Friedman (1960, chap. 4),

il prône un taux de croissance constant de la masse monétaire.

Toutefois, certains auteurs ont critiqué le modèle de Barro, en particulier l'hypothèse de la flexibilité parfaite des prix que le modèle incorpore. Dans la prochaine section, nous vérifierons si l'introduction de l'hypothèse de la rigidité des prix peut modifier les conclusions de Barro.

#### B) La rigidité des prix

Certains auteurs dont Fischer (1977a) et Phelps et Taylor (1977) ont démontré que l'introduction de l'hypothèse de la rigidité des prix dans un modèle où les anticipations sont rationnelles contredisait les conclusions du modèle de Barro. Toutefois, d'autres auteurs, dont McCallum (1977, 1978), ont obtenu des résultats contraires. Voyons s'il existe une explication à cette controverse.

L'étude de ces articles nous montre que l'élément-clef de ces modèles n'est pas la rigidité des prix ou des salaires en soi, mais uniquement la formulation de cette hypothèse selon qu'elle permette ou non à l'autorité monétaire de réagir à de l'information nouvelle, alors que le public ne le peut pas, bien qu'il possède cette information. En particulier, dans le modèle de Fischer (1977a), des contrats de travail dont la durée couvre deux périodes provoquent une rigidité des

salaires. Dans ce cas, la politique est efficace puisqu'entre la signature du contrat et la deuxième année de son opération, l'autorité monétaire peut réagir à de l'information nouvelle au sujet de l'économie. La réaction de la banque centrale affecte le salaire réel des travailleurs qui sont dans la deuxième année de leur contrat et donc la production. D'une façon similaire, Phelps et Taylor (1977) supposent que les firmes établissent leurs prix et leurs taux de salaire une période à l'avance de celle à laquelle ils s'appliqueront et, par conséquent, avant que l'autorité monétaire n'ait déterminé l'offre de monnaie pour cette période. L'information disponible à la banque centrale lorsqu'elle détermine la politique monétaire est supérieure à l'information disponible aux firmes lorsque celles-ci fixent leurs prix et leurs salaires. Tout comme dans le cas de Fischer, la formulation retenue de l'hypothèse de la rigidité des prix permet à l'autorité monétaire de réagir à l'information nouvelle alors que le secteur privé ne le peut pas.

McCallum (1978) incorpore la rigidité des prix en faisant appel à une forme d'ajustement partiel. Les firmes établissent leur prix à chaque période en même temps que l'autorité monétaire fixe la politique pour cette période. Les deux partis possèdent la même information soit la connaissance des valeurs passées de toutes les variables du système. Puisqu'à l'intérieur de ce modèle, l'autorité monétaire ne peut réagir à aucune information à laquelle le public ne peut réagir aussi, la politique monétaire est inefficace. En conclusion, il semblerait que le débat



doive se situer au niveau d'une formulation adéquate de la rigidité des prix ou des salaires.

De plus, Barro (1977b) apporte un contre-argument au modèle de Fischer (1977a). Il démontre que les contrats proposés par Fischer sont non optimaux. Barro explique comment des perturbations nominales et réelles non anticipées, mais observées durant la période, peuvent causer un écart entre l'emploi effectif et l'emploi d'équilibre. Ce résultat, rappelons-le, permet à Fischer d'élaborer une politique monétaire contracyclique. Cependant, des perturbations nominales positives (négatives) entraînent une diminution (augmentation) du salaire réel (puisque le salaire nominal est fixe) et une augmentation (diminution) de la demande de travail. En d'autres termes, des perturbations nominales positives (négatives) entraînent une productivité marginale du travail (déterminée à partir de la courbe de demande de travail) qui est inférieure (supérieure) à la valeur marginale du temps (déterminée à partir de la courbe d'offre de travail). Un tel écart implique qu'il y a, ex post, une occasion non exploitée de profits mutuels dans l'échange, c'est-à-dire que tout mouvement de l'emploi effectif vers l'emploi d'équilibre (accompagné des paiements appropriés) augmentera le bien-être des firmes et des travailleurs. Barro ne comprend pas pourquoi ces deux partis s'entendraient, ex ante, sur une forme de contrats qui implique, ex post, de telles pertes. Les partis choisiront donc une méthode pour déterminer l'emploi qui maximisera le bien-être collectif, c'est-à-dire une règle qui égalise la productivité marginale du travail

et la valeur marginale du temps (l'emploi effectif et l'emploi d'équilibre) en toutes circonstances. Une analyse semblable s'effectue dans le cas des perturbations réelles. Si une telle règle de détermination de l'emploi est appliquée, les perturbations nominales n'auront plus d'effet sur l'emploi, même en présence de contrats à long terme. Ainsi, une politique monétaire contracyclique n'a plus de rôle.

En réponse aux arguments de Barro, Fischer (1977b) soutient que les contrats de travail spécifient le salaire, mais laissent à la firme la détermination de l'emploi. Les contrats proposés par Barro sont trop complexes pour être mis sur pied. En fait, nous constatons que le débat autour de l'application ou non des contrats proposés par Fischer sous-entend le problème de l'incertitude et de la réaction des agents face à ce problème. Toutefois, une telle discussion dépasse le cadre de ce projet.

Par contre, Frydman (1981) soutient qu'il manque un élément important aux modèles précédents. Dans un article théorique, il reprend un modèle semblable à celui de McCallum (1978). En particulier, il utilise la même hypothèse au niveau de la rigidité des prix. Rappelons que McCallum concluait que la politique monétaire est inefficace. Cependant, lorsque les prix s'ajustent lentement aux prix d'équilibre, Frydman remarque qu'il y aura un écart entre la production et les ventes et, par conséquent, une augmentation ou une diminution des inventaires. Selon toute évidence, les producteurs réagiront aux mouvements

de leurs inventaires. Notons que Gordon (1977) avait fait la même remarque.

Frydman incorpore, dans une équation d'offre du type de Lucas, un élément reflétant l'écart entre le niveau des inventaires à la fin de la période précédente et le niveau désiré de ces inventaires. Cet élément a un effet négatif sur la production. Frydman démontre que la politique monétaire influence la demande agrégée, les stocks d'inventaires et, par conséquent, la production.

Ce débat théorique permet donc de définir les conditions sous lesquelles les hypothèses opposées de la neutralité et de la non-neutralité à court terme de la monnaie seront vérifiées. Ainsi, pour que la monnaie soit neutre, nous devons supposer la flexibilité parfaite des prix ou sinon que les entreprises ne réagissent pas aux mouvements involontaires de leurs inventaires. A l'inverse, pour que la monnaie soit non-neutre, il doit y avoir une forme particulière de rigidité des prix ou bien les entrepreneurs doivent réagir aux variations de leurs inventaires.

Cependant, ce débat théorique montre aussi l'importance d'un test empirique. En effet, seul un test empirique précis et objectif nous permettra de conclure laquelle des hypothèses est vérifiée par les données. Dans le chapitre suivant, nous étudierons les tests effectués par Barro (1977a, 1978a, 1980). Nous rappelons que cet

auteur a été le premier à effectuer de tels tests. Ceux-ci ne rejettent pas l'hypothèse de la neutralité. Cependant, plusieurs critiques ont été adressées aux tests effectués par Barro de même qu'à l'approche qu'il a utilisée. Nous discuterons donc, par la suite, de ces critiques dans le but de modifier le modèle et la méthodologie de Barro afin d'effectuer de nouveaux tests des hypothèses de la rationalité et de la neutralité à court terme de la monnaie.

## CHAPITRE II

## LES ETUDES EMPIRIQUES

Dans ce chapitre, nous étudierons diverses études qui ont tenté de tester les hypothèses de la rationalité et de la neutralité à court terme de la monnaie. Nous débiterons par une discussion des tests effectués par Barro (1977a, 1978a, 1980). Par la suite, nous étudierons divers articles qui ont suggéré des modifications à apporter au modèle ou à l'approche utilisés par cet auteur. Cette discussion nous permettra d'élaborer un nouveau modèle afin d'effectuer nos propres tests des hypothèses de la rationalité et de la neutralité.

A) Les tests effectués par Barro

Dans le cadre de trois articles empiriques (1977a, 1978a, 1980), Barro se propose de tester les conclusions de son modèle théorique, soit l'hypothèse que seule la partie non-anticipée du taux de croissance de la masse monétaire affecte les variables réelles. Nous rappelons que l'hypothèse de la rationalité ne peut pas être testée avec la méthode employée par Barro. Nous résumerons les résultats les plus récents obtenus par cet auteur et nous débiterons par les estimations avec des données annuelles.

En premier lieu, Barro estime avec des données américaines sur la période 1941-1977, une équation du taux de croissance de la masse monétaire, soit :

$$(9) \quad DM1_t = \beta_0 + \beta_1 DM1_{t-1} + \beta_2 DM1_{t-2} + \beta_3 FEDV_t + \beta_4 \log\left\{U/(1-U)\right\}_{t-1} + \varepsilon_t$$

où DM1 = le taux de croissance de la masse monétaire défini au sens de M1; FEDV = une mesure du surplus des dépenses gouvernementales par rapport à un niveau normal de ces dépenses; U = le taux de chômage en pourcentage de la population active totale;  $\beta_i$  = un coefficient,  $i = 0, \dots, 4$  et  $\varepsilon_t$  = un terme d'erreur.

Chaque variable est exprimée sous forme logarithmique. Barro pondère les données de 1941-1945 à cause d'une plus grande variance des erreurs.

L'introduction de la variable des dépenses publiques se justifie par le fait qu'une augmentation des dépenses gouvernementales doit être financée par une émission de monnaie, d'obligations ou par les taxes selon une répartition optimale. Le taux de chômage tient compte de l'existence d'une politique monétaire contracyclique alors que les variables dépendantes décalées reflètent des éléments de persistance qui ne sont pas mesurés par les autres variables. L'estimation empirique par les moindres carrés ordinaires révèle que chaque coefficient a le signe positif attendu.

Le taux de croissance anticipée de la masse monétaire et les surprises monétaires sont respectivement les valeurs calculées et les résidus de cette équation. Cette méthode, à l'opposé d'une méthode récursive, revient à utiliser de l'information postérieure à la période "t-1" pour générer les anticipations de la période "t" et donc à supposer la stabilité de l'équation du taux de croissance de la masse monétaire. Cependant, aucun test ne vient vérifier cette hypothèse<sup>1</sup>.

Les résidus de l'équation du taux de croissance de la masse monétaire deviennent les déterminants d'équations du taux de chômage, de la production et des prix. L'équation du taux de chômage s'établit comme suit :

---

<sup>1</sup>Dans une étude antérieure non publiée, Barro (1975) estime sur la période 1861-1973 une équation du taux de croissance de la masse monétaire identique à celle que nous venons d'étudier. Il teste la stabilité de l'équation en divisant son échantillon en quatre périodes soit 1861-1879, 1880-1914, 1915-1940 et 1941-1973. Il conclut qu'un test F ne rejette pas l'hypothèse de la stabilité de l'équation. Cependant, dans ses articles empiriques ultérieurs, Barro ne retient que la dernière sous-période. Toutefois, aucun test ne semble avoir été effectué afin de vérifier la stabilité de l'équation à l'intérieur de cette sous-période. Sheffrin (1979) utilise la méthode des résidus récursifs dans l'estimation de son équation d'anticipation. Cependant, puisque son modèle souffre du problème d'équivalence observationnelle dont traite Sargent (1976), Sheffrin ne peut pas tester la neutralité à court terme de la monnaie.

$$(10) \quad \log\left\{U/(1-U)\right\}_t = \alpha_0 - \alpha_1 \text{DMIR}_t - \alpha_2 \text{DMIR}_{t-1} - \alpha_3 \text{DMIR}_{t-2} - \alpha_4 \text{MIL}_t + u_t$$

où DMIR = les résidus de l'équation (9); MIL = une variable militaire qui est différente de zéro seulement pour les années où une conscription sélective était en vigueur;  $\alpha_i$  = un coefficient,  $i = 0, \dots, 4$  et  $u_t$  = un terme d'erreur.

La variable militaire vise à capter plusieurs effets. Barro reconnaît, en premier lieu, que la conscription a eu un effet direct sur l'emploi. De plus, les citoyens pouvaient chercher à éviter la conscription en demeurant aux études ce qui provoquait une diminution du chômage si ces individus avaient un taux de chômage supérieur à la moyenne. Enfin, si les probabilités d'être enrôlés étaient plus élevées, toutes choses étant égales par ailleurs, pour les gens en chômage, les individus, pour éviter la conscription, pouvaient chercher davantage à demeurer au travail. Pour fins de comparaisons, la variable militaire est parfois remplacée par les dépenses fédérales réelles en proportion du PNB réel <sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup>Nous verrons plus loin que la variable militaire de Barro fera l'objet de critiques. D'ailleurs, Barro s'étonne du fait que la variable a un effet important sur la production, mais aucun effet sur les prix. C'est donc pour ces raisons que Barro se demande si la variable militaire ne capte pas plutôt l'effet, sur la production et le chômage, des dépenses fédérales réelles en biens et services. Nous constaterons plus loin que les résultats sont peu modifiés si la variable des dépenses publiques est substituée à la variable militaire.



L'estimation empirique par les moindres carrés ordinaires couvre la période 1949-1977. Si nous ne tenons pas compte de la constante, nous constatons que tous les coefficients ont le signe négatif attendu. L'effet des surprises prend la forme d'un triangle, la surprise retardée d'une période ayant l'effet le plus fort. Des résultats antérieurs indiquaient qu'une variable de salaire minimum s'avérait un déterminant du taux de chômage lorsque les estimations commençaient en 1946. Si la période étudiée débute en 1949, cette variable devient non significative. Barro note que le salaire minimum expliquait mal le faible niveau du taux de chômage ayant prévalu durant les années 1946-1948. Enfin, le taux de chômage naturel est défini comme étant le taux calculé (à partir de l'équation (10)) lorsque les surprises sont nulles.

L'équation de la production comporte les déterminants suivants :

$$(11) \quad \log(Y)_t = \delta_0 + \delta_1 \text{DM1R}_t + \delta_2 \text{DM1R}_{t-1} + \delta_3 \text{DM1R}_{t-2} + \delta_4 T + \delta_5 \text{MIL}_t + \eta_t$$

où  $Y$  = le produit national brut réel;  $T$  = une variable de tendance qui sert à capter les mouvements de long terme de l'output normal;  
 $\delta_i$  = un coefficient,  $i = 0, \dots, 5$  et  $\eta_t$  = un terme d'erreur.

La variable militaire peut avoir un effet positif à cause de l'effet induit sur l'emploi ou un effet négatif suite à la désincitation

à la participation sur le marché du travail. L'estimation empirique révèle que l'effet est positif. Afin d'établir des comparaisons, cette variable est parfois remplacée par le logarithme des dépenses fédérales réelles en biens et services. Les coefficients des autres variables ont le signe positif attendu. Encore ici, l'effet des surprises prend la forme d'un triangle puisque la surprise retardée d'une période a l'effet le plus fort.

L'équation de prix découle d'une équation de demande d'encaisses réelles dans laquelle Barro substitue l'équation de revenu. L'équation de prix a donc la forme suivante :

$$(12) \quad \log(P_t) = \log(M1)_t - \gamma_0 - \gamma_1 \text{DMIR}_t - \gamma_2 \text{DMIR}_{t-1} - \dots - \gamma_6 \text{DMIR}_{t-5} \\ + \gamma_7 R_t + \underline{\gamma}_8' \underline{Z}_t + v_t$$

où  $P$  = dégonfleur du PNB;  $R$  = taux d'intérêt de long terme;  $\underline{Z}$  = un vecteur-colonne d'autres variables importantes;  $\gamma_i$  = un coefficient,  $i = 0, \dots, 7$ ;  $\underline{\gamma}_8'$  = un vecteur-ligne de coefficients et  $v_t$  = un terme d'erreur.

Les estimations couvrent la période 1948-1977 car les données de l'après-guerre sont influencées par les contrôles prévalant durant la guerre. Le coefficient du stock de monnaie lorsque non contraint

à éгалer l'unité n'en diffère pas significativement. Les coefficients des surprises et de la variable des taux d'intérêt ont les signes attendus soit négatif et positif respectivement. L'effet des surprises a, encore ici, la forme d'un triangle, les surprises retardées d'une, de deux et de trois périodes ayant des effets dominants. Enfin, il est à noter que la variable militaire ne s'est pas avérée significative dans l'équation de prix.

Par la suite, Barro effectue des tests afin de vérifier si les surprises monétaires ont un effet prépondérant par rapport aux taux de croissance observé de la masse monétaire. Pour ce faire, il estime les équations du taux de chômage, de la production et des prix de manière non contrainte, soit en y ajoutant les variables du taux de croissance de la masse monétaire en compagnie des surprises, et, par la suite, de manière contrainte c'est-à-dire en excluant les surprises ou les variables du taux de croissance de la monnaie selon le cas. Un test F lui permet de tester la neutralité de la monnaie. Cette hypothèse n'est pas rejetée.

Par ailleurs, dans son article le plus récent (1980), Barro modifie la méthodologie qu'il a employée précédemment et effectue des estimations simultanées afin de tester l'hypothèse de la rationalité sous le maintien de la neutralité. L'hypothèse n'est pas rejetée sauf si l'équation de prix fait partie des estimations. Ceci laisse donc croire à une mauvaise spécification de l'équation de prix. Dans le

modèle trimestriel qu'il élabore par la suite, Barro n'utilise plus cette méthode et réutilise la première que nous avons présentée. Ainsi, pour cette raison, lorsque nous parlons de la méthode de Barro, nous entendons celle dans laquelle chacune des équations du modèle est estimée séparément par les moindres carrés ordinaires.

Comme nous l'avons déjà mentionné, Barro effectue aussi des estimations avec des données trimestrielles (Barro et Rush (1980)). Chacune des équations est estimée séparément par les moindres carrés ordinaires (voir tableau 1 à l'appendice 3). Nous ne discuterons que des résultats qui diffèrent de ceux obtenus avec les données annuelles. Le modèle est de la forme suivante :

1941 I - 1978 I

$$(13) \quad DM1_t = \beta_0 DM1_{t-1} + \dots + \beta_6 DM1_{t-6} + \beta_7 FEDV_t + \beta_8 \log\{U/(1-U)\}_{t-1} \\ + \dots + \beta_{10} \log\{U/(1-U)\}_{t-3} + \varepsilon_t$$

1947 III - 1978 I

$$(14) \quad \log(Y)_t = \delta_0 + \delta_1 DM1R_t + \delta_2 DM1R_{t-1} + \dots + \delta_8 DM1R_{t-7} \\ + \delta_9 MIL_t + \delta_{10} T + \eta_t$$

1949 III - 1978 I

$$(15) \quad \log(U/(1-U))_t = \alpha_0 - \alpha_1 \text{DM1R}_t - \alpha_2 \text{DM1R}_{t-1} - \dots - \alpha_8 \text{DM1R}_{t-7} \\ - \alpha_9 \text{MIL}_t + u_t$$

1948 III - 1978 I

$$(16) \quad \log(P)_t = \gamma_0 + \gamma_1 \log M1_t - \gamma_2 \text{DM1R}_t - \gamma_3 \text{DM1R}_{t-1} - \dots - \\ - \gamma_{16} \text{DM1R}_{t-14} + \gamma_{17} R_t + \gamma_{18} Z_t + v_t$$

Dans l'équation du taux de croissance de la masse monétaire, les observations de 1941-1946 sont pondérées par 0.25. L'estimation empirique de cette équation révèle que les six retards de la variable dépendante décalée s'avèrent conjointement significatifs bien que seulement le premier et le sixième soient à la fois significatifs individuellement et de signe attendu (positif). La variable des dépenses publiques est significative et de signe attendu de même que le second retard du taux de chômage.

Dans l'équation de la production, l'effet des surprises est davantage concentré durant les cinq premiers trimestres, mais durant les deux à cinq premiers trimestres dans l'équation du taux de chômage.

Dans l'équation du niveau des prix, le coefficient de la masse monétaire ne diffère pas significativement de l'unité tout comme c'était le cas dans les estimations avec des données annuelles. Cependant, le taux d'intérêt devient non significatif. Les estimations avec des données trimestrielles des équations de la production, du taux de chômage et des prix font appel à une correction pour autocorrélation des erreurs résiduelles. Il n'y a pas d'estimations simultanées avec des données trimestrielles.

Barro et Rush démontrent que les résultats générés à partir des données annuelles sont relativement conséquents avec ceux générés à partir des données trimestrielles sauf en ce qui concerne le coefficient de la variable militaire et l'équation de prix.

Donc, les estimations empiriques vérifient relativement bien l'hypothèse de base de l'article théorique à savoir que seule la partie non anticipée du taux de croissance de la monnaie a des effets réels. Les conclusions concernant la politique énumérées dans l'article théorique semblent s'appliquer. Cependant, certains éléments des travaux de Barro soulèvent des questions.

En premier lieu, l'équation du taux de croissance de la masse monétaire ne semble pas refléter réellement une fonction de réaction utilisée par le Fed. Certains auteurs, tels Havrilesky et al. (1976), ont démontré que le Fed semble avoir réagi, du moins sur une partie

de la période étudiée par Barro, à des variables comme le taux d'inflation et le taux d'intérêt. Cependant, aucune de ces variables n'apparaît dans l'équation de Barro. D'ailleurs, celui-ci justifie peu la forme de cette équation. De plus, alors que la méthodologie employée par Barro suppose la stabilité de l'équation d'anticipation, aucun test ne vérifie cette hypothèse. D'autre part, nous pouvons nous demander quel effet capte réellement la variable militaire étant donné que celle-ci n'est pas significative dans l'équation de prix bien qu'elle le soit dans l'équation de revenu. Enfin, l'équation de prix semble être mal spécifiée puisque des tests démontrent que les résultats générés à partir des données annuelles sont conséquents avec ceux générés à partir des données trimestrielles sauf en ce qui a trait à cette équation. En fait, suite à ces éléments de controverse, plusieurs critiques ont été adressées aux travaux de Barro. Dans la prochaine section, nous discuterons de ces critiques.

#### B) Les critiques empiriques

Nous nous proposons donc maintenant de présenter divers articles empiriques qui ont décrit des modifications à apporter au modèle de Barro ou qui ont effectué des tests des hypothèses de la rationalité et de la neutralité à court terme de la monnaie en utilisant une méthodologie différente. La discussion se fera en trois étapes. Tout d'abord,

nous étudierons différents articles portant sur l'équation d'anticipation. Par la suite, nous discuterons des équations de la production, du taux de chômage et des prix. Enfin, nous étudierons différentes méthodologies proposées dans le but de tester les hypothèses de la rationalité et de la neutralité.

i) L'équation d'anticipation

Cette équation est très importante puisqu'elle spécifie qu'elles sont les variables que les agents considèrent lorsque ceux-ci forment leurs attentes. Par conséquent, cette équation détermine la partie de la politique qui sera anticipée et celle qui ne le sera pas. Dans les paragraphes qui suivent, nous discuterons de différents articles qui ont étudié la spécification d'une telle équation dans un cas semblable à celui qui nous intéresse.

S'inspirant d'une analyse statistique effectuée par Buchanan et Wagner (1977) qui suggère qu'à partir de 1961, le Fed monétise son déficit dans le but de limiter les fluctuations du taux d'intérêt, Hamburger et Zwick (1981) estiment, avec des données annuelles sur la période 1961-1974, une équation du taux de croissance de la masse monétaire très semblable à celle du modèle annuel de Barro (voir tableau 2 à l'appendice 3). Le taux de croissance de la masse monétaire est expliqué par une variable dépendante décalée d'une période et une variable représentant les dépenses réelles fédérales que les auteurs



remplacent parfois, pour fins de comparaison, par une variable de déficit<sup>1</sup>.

Les résultats obtenus montrent qu'en général, la variable des dépenses fédérales s'avère non significative alors que la variable de déficit l'est. Pour la période 1961-1974, les déficits plutôt que les dépenses ont affecté l'expansion monétaire<sup>2</sup>. Hamburger et Zwick notent que si le changement dans la dette du gouvernement est utilisé comme mesure de déficit, les résultats sont davantage en faveur de l'hypothèse de la monétisation du déficit. Des calculs utilisant la valeur moyenne des variables suggèrent que durant cette période environ 20-25 % du déficit a été monétisé. Toutefois, étant donné la faible taille de l'échantillon, les résultats doivent être interprétés avec prudence. Des prévisions du taux de croissance de la masse monétaire à partir de l'équation estimée montrent que cette politique semble avoir été en vigueur jusqu'en 1978 (dernière année couverte par l'étude), mais non pour les années 1975 et 1976.

---

<sup>1</sup>Tout comme pour les données de la masse monétaire, Hamburger et Zwick utilisent des moyennes annuelles des variables de dépenses publiques et de déficit. En d'autres termes, les variables sont mesurées comme étant les moyennes des 4 trimestres se terminant aux premier, deuxième, troisième et quatrième trimestres de chaque année.

<sup>2</sup>Barro (1978b) était arrivé à des conclusions inverses en étudiant la période 1941-1976 en comparant les résultats de l'estimation de son équation du taux de croissance de la masse monétaire avec une variable de surplus et la variable FEDV. De plus, sur la période 1954-1976, Hamburger et Zwick (1981) concluent aussi que ce sont les dépenses gouvernementales plutôt que les déficits qui ont affecté l'expansion monétaire.

McMillin et Beard (1982) reprennent les estimations de Hamburger et Zwick (1981) en utilisant des données révisées concernant le produit national brut, les dépenses fédérales et le déficit. Ils concluent que ni les dépenses fédérales ni le déficit ou le changement dans la dette du gouvernement ne s'avèrent significatifs dans une équation du taux de croissance de la masse monétaire. Leurs estimations débutent en 1961 et s'étendent jusqu'en 1978.

Toutefois, Hamburger et Zwick (1982) notent que McMillin et Beard ont mal spécifié leurs variables de dépenses publiques et de déficit puisque les données utilisées, à l'opposé de celles de la masse monétaire, ne constituent pas des moyennes annuelles des variables en question. Hamburger et Zwick concluent que la révision des données ne modifie pas leurs résultats sur la période 1961-1974 lorsque les variables sont bien spécifiées. De plus, utilisant cette fois les données de la masse monétaire M1B au lieu de M1 (les données de M1 ne sont plus publiées en 1980), ils reprennent leurs estimations sur la période 1961-1981. Les conclusions de leur article initial ne sont pas modifiées.

Les résultats obtenus par Hamburger et Zwick sur la période 1961-1981 laissent supposer que l'équation d'anticipation de Barro pourrait être instable. Dans le cadre de notre étude, nous avons l'intention de tester cette hypothèse. D'autre part, étant donné que tout comme Hamburger et Zwick notre étude se concentrera sur une période récente, il semble que la spécification de notre équation d'anticipation sera différente de celle de Barro.

D'autre part, Havrilesky, Sapp et Schweitzer (1976) tentent d'estimer une fonction de réaction du Fed (voir tableau 3 à l'appendice 3). Pour ce faire, ils estiment, par moindres carrés ordinaires avec des données mensuelles, une équation où apparaît comme variable dépendante le taux des "Federal Funds". Les variables explicatives, toutes retardées d'une période, sont l'indice des prix de gros, le taux de chômage, le taux de change par rapport au Mark allemand et, pour les périodes après 1966, le taux de croissance d'un des trois agrégats monétaires suivants : une mesure du crédit des banques (the adjusted bank credit proxy), la masse monétaire M1 et les réserves disponibles pour supporter les dépôts privés. L'équation est estimée par sous-période s'échelonnant de janvier 1964 à février 1974, ceci permettant d'isoler les périodes de politiques restrictives et expansionnistes.

Les auteurs concluent que le Fed a réagi à l'inflation (le coefficient est positif et significatif) sauf durant la période de février 1970 à juillet 1971. Durant cette période, le Fed semble enclin à accepter un taux d'inflation positif puisque le coefficient estimé est négatif et significatif bien que le taux d'inflation enregistré augmente. Notamment, durant cette période, le Plan II de Nixon, qui prône le Gradualisme dans le combat contre l'inflation est en vigueur. Le chômage semble préoccuper le Fed durant les périodes de décembre 1966 à novembre 1967, juillet 1968 à décembre 1968 et février 1970 à juillet 1971 (le coefficient est négatif et significatif).

De septembre 1972 à février 1974, le Fed semble désirer un niveau de chômage plus élevé car bien que celui-ci diminue sur la période, le coefficient estimé est négatif et significatif. Le Fed réagit à la position internationale du dollar durant les périodes s'échelonnant de janvier 1964 à novembre 1966, de février 1970 à juillet 1971 et de septembre 1972 à février 1974 (le coefficient estimé est positif et significatif). D'août 1971 à septembre 1972, le Fed semble enclin à laisser le dollar se dévaluer puisqu'en dépit de pressions à la hausse sur le taux de change, le coefficient estimé est négatif et significatif. Aucun agrégat monétaire ne s'avère significatif. Toutefois, les résultats doivent être interprétés avec prudence étant donné le faible nombre de degrés de liberté de certaines régressions et la présence, parfois, d'autocorrélation des erreurs résiduelles.

Nous constatons que l'étude effectuée par Havrilesky, Sapp et Schweitzer suggère que des variables autres que celles dont tient compte Barro peuvent représenter la politique poursuivie par le Fed. Ceci est d'autant plus vrai que la période étudiée par ces auteurs, comme nous le verrons plus loin, se rapproche davantage de la nôtre que de celle de Barro.

Blinder (1980) se demande si l'effet réel des surprises monétaires serait modifié en employant une spécification différente pour l'équation d'anticipation. Nous comptons, dans le cadre de cette étude, vérifier cette question. Blinder s'étonne que la fonction de réaction

de Barro ne contienne pas de variable de taux d'intérêt ni d'inflation. Il rappelle que le Fed a poursuivi une politique de stabilisation des mouvements du taux d'intérêt durant la majeure partie de l'après-guerre. Il note que, selon plusieurs économistes, le Fed se préoccupe davantage de l'inflation que du taux de chômage. Nous avons vu que l'étude de Havrilesky, Sapp et Schweitzer confirme cette hypothèse. De plus, Blinder s'étonne que le taux de chômage naturel ne joue aucun rôle dans la fonction d'anticipation de Barro. Selon Blinder, le Fed aurait réagi différemment à un taux de chômage de 5 % durant les années 1950 que durant les années 1970. En fait, la fonction de réaction de Barro semble impliquer un taux naturel d'inflation. A chaque fois que le taux de chômage naturel augmente, l'équation de Barro implique que le taux de croissance de long terme de la monnaie et par conséquent le taux d'inflation de l'état stationnaire augmentent.

Dans un autre ordre d'idées, Bailey (1980) et Mishkin (1982a) notent que l'équation d'anticipation de Barro ne peut contenir de variables contemporaines car la valeur de celles-ci ne fait pas partie de l'ensemble d'information des agents lorsque ceux-ci forment leurs anticipations pour une période donnée. Nous devons donc tenir compte de ce commentaire lors de la spécification de notre équation d'anticipation.

ii) Les équations de la production, du taux de chômage et des prix

Certains auteurs ont critiqué les équations de la production, du taux de chômage et des prix de Barro. Nous pouvons étudier maintenant les modifications suggérées.

Small (1979) soulève des questions concernant la variable militaire qui apparaît dans l'équation du taux de chômage de Barro (1977a). Le fait que cette variable soit égale à zéro à partir de 1970 est le facteur explicatif majeur à la hausse du taux de chômage naturel et du taux de chômage calculé par l'équation de Barro. Small met en doute une telle explication de la hausse du taux de chômage.

Barro (1979) admet que la variable militaire peut capter d'autres effets que ceux de la conscription. C'est pour cela que, dans ses estimations subséquentes, il compare l'effet de cette variable à celui des dépenses fédérales en biens et services en proportion du PNB réel. Nous avons déjà discuté des résultats qu'il obtient. Barro note que les deux variables ont des effets similaires en ce qui concerne les valeurs du taux de chômage naturel. Dans nos équations de la production, nous comptons retenir la variable des dépenses publiques plutôt que la variable militaire.

Gordon (1982) soutient qu'il est préférable de tester explicitement les hypothèses de la neutralité et de la non-neutralité à court terme de la monnaie. Pour ce faire, il se propose d'estimer,

avec des données trimestrielles, des équations de prix et de la production qui découlent d'une équation d'offre du type de Lucas et qui incluent comme cas particuliers les hypothèses de la neutralité et de la non-neutralité de la monnaie. Ainsi,

$$(17) \quad DP_t = c(L)DP_{t-1} + d_0 E(\widehat{DYN})_t + d_1 U(DYN)_t + d_2 \widehat{DY}_{t-1} + d_3 X_t + u_t$$

$$(18) \quad \widehat{Y}_t = -c(L)DP_{t-1} + (1-d_0)E(\widehat{DYN})_t + (1-d_1)U(DYN)_t + (1-d_2)\widehat{Y}_{t-1} \\ - d_3 X_t - u_t$$

où  $\widehat{Y}_t$  = la différence entre le log de la production  $Y_t$  et le log de la production naturelle  $Y_t^*$ ;  $DP$  = le taux de changement des prix;  $E(\widehat{DYN})$  = l'écart anticipé entre le taux de croissance du PNB nominal et le taux de croissance naturel de la production;  $U(DYN)$  = le taux de croissance non anticipé du PNB nominal;  $X$  = variables de chocs du côté de l'offre;  $d_i$  = coefficients;  $c(L)$  = polynôme de retards;  $u_t$  = terme d'erreur.

Selon l'hypothèse de la neutralité de la monnaie, la somme des coefficients des taux de croissance retardés des prix est nulle dans l'équation (17) ce qui revient à supposer la flexibilité des prix. Selon l'hypothèse de la non-neutralité de la monnaie, cette somme est positive. De plus, si la monnaie est neutre, le taux de croissance anticipé

du PNB nominal a un effet proportionnel sur le taux d'inflation, mais cet effet doit être plus faible si la monnaie est non-neutre. Par ailleurs, selon l'hypothèse de la neutralité, le taux de croissance non-anticipé du PNB nominal a un effet positif, mais inférieur à l'unité, sur le taux d'inflation alors que selon l'hypothèse opposée, les taux de croissance anticipé et non-anticipé du PNB nominal ont un effet équivalent. Si la monnaie est neutre, les taux d'inflation passés n'apparaissent pas dans l'équation de la production puisque la somme des coefficients est nulle alors que cette somme est positive si la monnaie est non-neutre. Enfin, puisque selon l'hypothèse de la neutralité, le taux de croissance anticipé du PNB nominal a un effet proportionnel sur les prix, cette variable n'influence pas la production réelle. Cependant, l'effet de cette variable sur la production est positif et inférieur à l'unité selon l'hypothèse inverse. Le tableau suivant résume ces propos.



Tableau 4

Contraintes imposées par les hypothèses de la neutralité et de la non-neutralité à court terme de la monnaie sur les coefficients du modèle de Gordon (1982)

Variable	Coefficient selon l'hypothèse de la non-neutralité de la monnaie	Coefficient selon l'hypothèse de la neutralité de la monnaie
$DP_{t-1}$	$\sum_i c_i > 0$	$\sum_i c_i = 0$
$E(\widehat{DYN})_t$	$d_0 = d_1 < 1$	$d_0 = 1$
$U(DYN)_t$	$d_1 = d_0 < 1$	$0 < d_1 < 1$

Source : Gordon (1982).

Par la suite, afin d'éviter le problème d'équivalence observationnelle dont traite Sargent (1976), Gordon adopte l'approche de McCallum (1979) et exclut les valeurs passées des surprises du PNB nominal dans l'équation de la production. Par conséquent, les valeurs passées du taux de croissance du PNB nominal,  $\widehat{DYN}$ , n'entrent dans l'équation de la production que si elles ont été incluses dans l'équation d'anticipation.

Ainsi, dans un premier temps, Gordon estime en tant qu'équation d'anticipation, une équation du taux de croissance du PNB nominal

dont les variables explicatives sont : quatre retards du taux de croissance du PNB nominal, de la monnaie et du dégonfleur du PNB et deux retards du taux d'intérêt sur les papiers commerciaux. Il inclut aussi des variables représentant des chocs d'offre<sup>1</sup>. La période couverte par les estimations s'étend de 1890 à 1980. Toutefois, afin d'utiliser une approche semblable à celle des résidus récurrents, l'équation du PNB nominal est estimée sur huit sous-périodes. Les valeurs calculées à partir de cette équation représentent le taux de croissance anticipé du PNB nominal et les résidus, le taux de croissance non anticipé. Nous devons mentionner cependant que l'équation du PNB nominal n'est pas stable.

L'estimation des équations de prix et de la production sur les périodes 1892 IV - 1929 III, 1929 IV - 1953 IV, 1954 I - 1980 IV et 1892 IV - 1980 IV révèle le rejet par les données de l'hypothèse de la neutralité de la monnaie. En effet, le coefficient du taux de croissance anticipé du PNB nominal dans l'équation de prix varie entre 0.09 et 0.12 et dans l'équation de la production entre 0.88 et 0.91. Les taux de croissance passés des prix sont fortement significatifs, la somme des coefficients étant positive dans l'équation de prix et négative dans l'équation de revenu tel qu'attendu selon l'hypothèse de la non-neutralité de la monnaie.

---

<sup>1</sup>Ce sont, d'une part, des variables binaires pour les contrôles de prix instaurés durant la Première Guerre Mondiale, en 1933-1935, durant le National Recovery Act, durant la Seconde Guerre Mondiale, durant la Guerre de Corée et par le Président Nixon. D'autre part, deux autres variables représentent les prix relatifs des aliments et de l'énergie.

Les résultats de Gordon semblent intéressants. Toutefois, nous pouvons nous demander quel est l'effet sur ses résultats du rejet de la stabilité de son équation d'anticipation. D'autre part, il serait intéressant que Gordon estime son modèle d'une manière simultanée même si cela doit l'obliger à abandonner l'approche récursive concernant l'estimation de son équation d'anticipation. En effet, Mishkin (1982b) mentionne qu'une approche comme celle de Barro suppose que la covariance entre les coefficients des surprises et des variables anticipées est nulle. Lorsque cette hypothèse est fautive, comme c'est le cas pour Barro, la maintenir, comme il est fait dans l'approche où l'équation d'anticipation est estimée séparément, peut conduire à des tests qui n'ont pas la bonne distribution asymptotique. Cela est susceptible de mener à des conclusions erronées. D'ailleurs, selon Mishkin, cette méthode semble être biaisée contre l'hypothèse de la neutralité. Ce commentaire s'applique aussi à l'approche qu'utilise Gordon.

### iii) La méthodologie

Certains auteurs ont proposé des alternatives à la méthodologie utilisée par Barro. Nous allons maintenant discuter des changements suggérés. Abel et Mishkin (1983) décrivent le système suivant :

$$(19) \quad X_t = Z_{t-1}\gamma + u_t$$

$$Y_t = \sum_{i=0}^N (X_{t-i} - Z_{t-1-i}\gamma)^\beta + \varepsilon_t$$

où  $X_t$  est un vecteur-colonne de  $k$  éléments d'observations au temps  $t$  de variables dont les surprises sont corrélées avec  $Y_t$ ;  $Z_{t-1}$  est un vecteur de  $q$  éléments de variables prédéterminées au temps  $t$  qui permettent de prédire  $X_t$ ;  $\gamma$  est une matrice de coefficients de dimension  $q \times k$ ;  $Y_t$  est un scalaire;  $\beta$  est un vecteur de coefficients de dimension  $k \times 1$ .

Si  $X_t$  est le taux de croissance de la masse monétaire et si  $Y_t$  est l'écart de la production par rapport à son niveau naturel, (19) représente le modèle utilisé par Barro. Le système (19) comporte deux types de contraintes : 1) l'hypothèse de la rationalité puisque la matrice de coefficients  $\gamma$  apparaît dans l'équation  $X_t$  et dans l'équation  $Y_t$ ; 2) l'hypothèse de la neutralité à court terme de la monnaie puisque seulement les surprises de  $X_t$  influencent  $Y_t$ , c'est-à-dire que les coefficients de la partie anticipée de  $X$ ,  $X^A$  sont contraints à être égaux à zéro quand  $X_t - X_t^A$  est inclus comme variable explicative.

Si nous relâchons simultanément les deux hypothèses, nous obtenons le système suivant :

$$(20) \quad X_t = Z_{t-1}\gamma + u_t$$

$$Y_t = \sum_{i=0}^N (X_{t-i} - Z_{t-1-i}\gamma^*)\beta_i - \sum_{i=0}^N Z_{t-1-i}\gamma^*\delta_i + \varepsilon_t$$

où  $\gamma^*$  est une matrice de coefficients de dimension  $q \times k$ ;  $\delta_i$  est un vecteur de coefficients de dimension  $k \times 1$ .

Si tous les coefficients de (20) peuvent être estimés, une comparaison de la somme des résidus au carré de (19) et (20) donne un test pour l'hypothèse conjointe de la neutralité ( $\delta_i = 0$ ) et la rationalité ( $\gamma = \gamma^*$ ).

Si nous maintenons l'hypothèse de la rationalité en laissant tomber l'hypothèse de la neutralité, nous obtenons le système suivant :

$$(21) \quad X_t = Z_{t-1}\gamma + u_t$$

$$Y_t = \sum_{i=0}^N (X_{t-i} - Z_{t-1-i}\gamma)\beta_i + \sum_{i=0}^N Z_{t-1-i}\gamma\delta_i + \varepsilon_t.$$

L'hypothèse de la neutralité ( $\delta_i = 0$ ) sous le maintien de l'hypothèse de la rationalité peut être testée en estimant les modèles (19) et (21). Ceci est semblable aux tests effectués par Barro.

Inversement, l'hypothèse de la rationalité  $\gamma = \gamma^*$  sous le maintien de l'hypothèse de la neutralité peut être testée en comparant le système (19) au système suivant :

$$(22) \quad X_t = Z_{t-1}\gamma + u_t$$

$$Y_t = \sum_{i=0}^N (X_{t-i} - Z_{t-1-i}\gamma^*)\beta_i + \varepsilon_t.$$

Il est à noter que le rejet de l'hypothèse  $\gamma = \gamma^*$  peut provenir d'un rejet de l'hypothèse de la rationalité ou de la neutralité.

Si l'hypothèse conjointe est rejetée, il peut être intéressant de déterminer quelle hypothèse individuelle contribue au rejet de l'hypothèse conjointe en les relâchant une à une. Par conséquent, nous pouvons laisser tomber, d'une part, la contrainte  $\gamma = \gamma^*$  et tester la rationalité sous l'hypothèse de la neutralité en comparant les systèmes (19) et (22). Par la suite, nous pouvons relâcher la contrainte  $\delta_i = 0$  et tester l'hypothèse de la neutralité sans l'hypothèse de la rationalité en comparant les systèmes (20) et (22).

D'autre part, nous pouvons relâcher la contrainte  $\delta_i = 0$  et tester l'hypothèse de la neutralité sous l'hypothèse de la rationalité en comparant les systèmes (19) et (21). Ceci correspond aux tests effectués par Barro. Par la suite la contrainte  $\gamma = \gamma^*$  peut être relâchée et la rationalité peut être testée en comparant les systèmes (21) et (20). Ce test correspond à ceux employés par Leiderman (1980) et Mishkin (1982a et b) et dont nous discuterons à l'instant.

Leiderman (1980) estime, avec des données annuelles sur la période 1946-1973 par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète, le modèle employé par Barro (1977a) (les équations du taux de croissance de la masse monétaire et du taux de chômage). Le modèle est estimé une première fois de façon non contrainte. Par la

suite, Leiderman impose l'hypothèse de la rationalité et finalement l'hypothèse conjointe. A l'aide de tests du quotient de vraisemblance, il conclut que ni l'hypothèse de la rationalité, ni l'hypothèse de la neutralité (en maintenant l'hypothèse de la rationalité) et ni l'hypothèse conjointe ne peuvent être rejetées.

Mishkin (1982a) estime avec des données trimestrielles sur la période 1954 I - 1976 IV des équations du taux de croissance de la masse monétaire, de la production et du taux de chômage afin d'effectuer des tests semblables à Leiderman (1980).

Pour déterminer l'équation d'anticipation, Mishkin(1982a) utilise des tests multivariés à la Granger. Au contraire de Barro, il s'agit d'un processus athéorique pour définir les anticipations. Selon cet auteur, l'autorité politique peut réagir à de l'information même si cela n'est prédit par aucun modèle théorique. Ainsi, Mishkin propose de régresser le taux de croissance d'une variable de politique sur quatre de ses retards (ceci afin d'assurer que les résidus seront des bruits blancs) de même que sur quatre retards d'autres variables. Les quatre retards de chaque variable ne sont retenus que s'ils sont conjointement significatifs à un niveau d'au moins 5 %. L'équation d'anticipation retenue, estimée par les moindres carrés ordinaires, apparaît au tableau 5, colonne 1 de l'appendice 3. Le taux de croissance de la masse monétaire définie au sens de M1 est relié à des variables de taux

d'intérêt sur les bons du Trésor et à des variables de surplus de plein-emploi. Un test de Chow qui divise l'échantillon en deux parties égales ne peut rejeter à 5 % l'hypothèse de la stabilité des coefficients<sup>1</sup>.

L'équation de la production (du taux de chômage) relie le logarithme du PNB réel (le taux de chômage) à une variable de tendance de même qu'aux taux de croissance non anticipé et/ou anticipé de la monnaie retardés, dans un premier temps, jusqu'à sept périodes et, dans un deuxième temps, jusqu'à vingt périodes. Dans chaque cas, l'auteur utilise une contrainte de polynôme d'Almon<sup>2</sup>. Ces équations contiennent une correction pour autocorrélation des erreurs résiduelles d'ordre quatre. Le modèle est estimé d'une manière itérative en employant les moindres carrés généralisés non linéaires de sorte que les estimateurs convergent vers ceux du maximum de vraisemblance. En appendice, se trouve un exposé beaucoup plus détaillé de la méthode.

---

<sup>1</sup>Il est intéressant de noter que, selon les résultats de Mishkin, les surplus (ou les déficits) ont affecté l'expansion monétaire sur la période 1954-1976. Nous nous souvenons que Hamburger et Zwick (1981) concluaient que les déficits avaient affecté le taux de croissance de la masse monétaire à partir de 1961 et non pas à partir de 1954. Toutefois, Mishkin utilise le déficit de plein-emploi, tandis que Hamburger et Zwick utilisent le déficit sur la base des comptes nationaux. La différence dans les résultats peut possiblement s'expliquer par la différence dans la spécification de la variable de surplus. Toutefois, il aurait été intéressant que Mishkin vérifie la stabilité de son équation par rapport à la période 1961-1976.

<sup>2</sup>Mishkin justifie le choix de vingt retards par le fait que des études, telles celle de Gordon (1979), concluent que des variables de politique retardées jusqu'à vingt périodes ont un effet significatif dans des équations de la production et du taux de chômage.



Mishkin conclut que les hypothèses de la rationalité, de la neutralité et l'hypothèse conjointe ne sont pas rejetées lorsqu'il utilise sept retards des surprises monétaires (sauf en ce qui concerne l'hypothèse de la neutralité dans l'équation du taux de chômage). Des résultats contraires sont obtenus avec vingt retards. Mishkin rappelle que le fait d'exclure des variables pertinentes d'un modèle résulte dans des tests statistiques incorrects, mais inclure des variables non pertinentes réduit seulement le pouvoir du test et rend le rejet d'une hypothèse encore plus explicite. Par conséquent, les résultats de Mishkin sont d'autant plus significatifs dans le rejet des hypothèses de la rationalité et de la neutralité. Il semble que le modèle avec peu de retards soit davantage favorable à ces hypothèses étant donné qu'une mauvaise spécification des équations rend les tests incorrects.

Donc, d'après cette étude, il semble que le rejet ou non de l'hypothèse de la neutralité à court terme de la monnaie ne tienne pas à la période étudiée ou à la spécification de l'équation d'anticipation, mais bien au nombre de retards retenus pour les surprises et la monnaie anticipée. Il serait intéressant de constater si ce résultat est modifié en effectuant d'autres estimations.

Nous constatons de même que la différence entre les résultats obtenus par Mishkin (1982a) et Leiderman (1980) semble être davantage occasionnée par la différence quant au nombre de retards retenus pour

les surprises et la monnaie anticipée que par les différences dans les méthodologies employées et la spécification de l'équation d'anticipation.

Les méthodes employées par Mishkin et Leiderman font appel à des estimations par équations simultanées. Cependant, étant donné la petite taille de son échantillon, Mishkin utilise une contrainte des polynômes d'Almon en ce qui concerne les coefficients des surprises et de la monnaie anticipée. De plus, les tests du quotient de vraisemblance qu'il effectue contiennent un ajustement pour tenir compte des problèmes d'estimation avec les petits échantillons. Bien que l'échantillon employé par Leiderman soit aussi de petite taille, celui-ci ne fait appel à aucune de ces corrections. Enfin, les équations de la production et du taux de chômage estimées par Mishkin contiennent une correction pour autocorrélation des erreurs résiduelles.

Toutefois, malgré ces différences, Mishkin obtient des résultats très semblables à ceux de Leiderman lorsqu'il emploie le même nombre de retards que ce dernier (soit sept) pour les surprises et la monnaie anticipée. Une différence marquée dans les résultats survient lorsque les surprises et la monnaie anticipée sont retardées jusqu'à vingt périodes.

Dans un article subséquent, Mishkin (1982b) utilise la même méthodologie en vue de tester, encore une fois, les hypothèses de la rationalité et de la neutralité. Cependant, il estime, en tant

qu'équation d'anticipation, des équations du taux de croissance du PNB nominal et de l'inflation. Les résultats apparaissent au tableau 5, colonnes 2 et 3 de l'appendice 3. Le taux de croissance du PNB nominal est relié à des variables du taux de croissance de la masse monétaire définie au sens de M2. D'une manière similaire, le taux de changement du dégonfleur du PNB est relié au taux d'intérêt sur les bons du Trésor de même qu'au taux de croissance de la masse monétaire M2. Un test de Chow qui divise l'échantillon en deux parties égales ne rejette pas, à 5 %, l'hypothèse de la stabilité des coefficients dans le cas de l'équation du PNB nominal, mais rejette cette hypothèse dans le cas de l'équation du taux d'inflation. Nous pouvons nous demander si le rejet de la stabilité de l'équation d'anticipation affecte les résultats obtenus à partir des tests des hypothèses de la rationalité et de la neutralité. Mishkin est peu explicite sur le sujet.

Les équations de la production et du taux de chômage incluent, dans un premier temps, vingt retards des surprises du PNB nominal et/ou vingt retards du PNB anticipé et dans un deuxième temps, dix-sept retards des surprises d'inflation et/ou dix-sept retards de l'inflation anticipée<sup>1</sup>. Lorsque l'équation du PNB nominal est utilisée comme équation d'anticipation, Mishkin conclut que l'hypothèse conjointe de la rationalité et de la neutralité de même que l'hypothèse de la neutralité sont rejetées. Par contre, l'hypothèse de la rationalité ne l'est pas. Dans

---

<sup>1</sup>Dans ses estimations, Mishkin suppose que les coefficients des surprises du PNB nominal et de l'inflation de même que les coefficients du PNB et de l'inflation anticipés suivent un polynôme de degré 4 avec une contrainte à la fin. Cette hypothèse n'est pas rejetée dans le cas de l'inflation, mais l'est à plusieurs reprises dans le cas du PNB nominal.

une note de bas de page, Mishkin explique que l'emploi de vingt retards des surprises et du PNB anticipé par rapport à l'emploi de sept retards de ces deux variables est un facteur important dans le rejet des hypothèses.

Dans un second temps, Mishkin constate que les surprises de l'inflation ont un effet négatif sur la production ce qui est à l'inverse des résultats prédits par une équation d'offre du type de Lucas. Bien que ces résultats soulèvent des doutes concernant l'hypothèse de la neutralité, Mishkin mentionne que la réduction de l'offre d'aliments et d'énergie survenue durant les années 1974 et 1975 peut expliquer ce résultat. Il est à noter que le même signe inverse est obtenu pour l'inflation anticipée. Les tests des hypothèses de la rationalité et de la neutralité montrent que toutes les hypothèses sont rejetées sauf celle de la rationalité dans l'équation de la production.

Par conséquent, dans cette étude, nous constatons que le rejet de l'hypothèse conjointe provient d'un rejet de la neutralité plutôt que d'un rejet de la rationalité. Toutefois, il faut interpréter ces résultats avec prudence puisque les tests effectués par Mishkin sont basés sur l'hypothèse que les équations de la production et du taux de chômage sont des formes réduites. Lorsque la variable de politique est l'inflation ou le PNB nominal, cette hypothèse peut être mise en doute <sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup>Il est difficile de soutenir que les variables d'inflation et du PNB nominal sont des variables exogènes.

Il n'est pas certain, toutefois, que le fait que les équations ne soient pas des formes réduites puisse mener à un rejet non-fondé de l'hypothèse de la neutralité.

S'inspirant de la méthode de Mishkin (1982a et b), Hoffman et Schlagenhauf (1982) estiment, avec des données trimestrielles américaines sur la période 1960 I - 1980 IV, une équation du taux de croissance de la masse monétaire et une équation de la production<sup>1</sup>. L'équation d'anticipation relie le taux de changement de la masse monétaire définie au sens de M2 au taux d'intérêt de court terme de même qu'au solde du compte courant de la balance des paiements. Les résultats de l'estimation de cette équation apparaissent au tableau 6. Un test de Chow (1960) ne rejette pas la stabilité de l'équation.

L'équation de la production est identique à celle de Mishkin (1982a et b) sauf en ce qui a trait au nombre de retards des surprises et de la monnaie anticipée. Ces deux variables sont retardées, dans un premier temps, jusqu'à sept retards et, dans un second temps, jusqu'à onze retards. Ces auteurs ne font pas appel à une contrainte des polynômes d'Almon. Leurs équations de la production contiennent une correction pour autocorrélation des erreurs résiduelles de second ordre. Les

---

<sup>1</sup>Dans leur article, Hoffman et Schlagenhauf étudient plusieurs pays. Nous ne présentons ici que les résultats ayant trait aux Etats-Unis, le pays qui retient notre attention dans cette étude.

tests du quotient de vraisemblance révèlent que l'hypothèse conjointe de la rationalité et de la neutralité n'est pas rejetée lorsque sept retards des surprises et de la monnaie anticipée sont utilisés. Par contre, cette hypothèse est rejetée si l'équation de production contient onze retards de ces deux variables. Des résultats similaires sont obtenus quant au rejet individuel des hypothèses de la rationalité et de la neutralité.

Nous remarquons donc que les résultats de Hoffman et Schlagenhauf sont tout aussi défavorables que ceux de Mishkin à l'hypothèse de la neutralité. Par contre, ils sont davantage défavorables à l'hypothèse de la rationalité que ceux de Mishkin. Nous pouvons donc nous demander si cette divergence dans les résultats vient de la différence dans la spécification des équations d'anticipation, dans le choix des périodes étudiées ou dans le fait que Hoffman et Schlagenhauf n'utilisent pas de contrainte d'Almon. En effet, la distribution dans le cas des petits échantillons, des tests statistiques employés, diffère substantiellement de leur distribution asymptotique. Ceci pourrait peut-être mener à un rejet non-fondé. Dans le cadre de ce travail, nous avons donc l'intention de répondre en partie à ces questions.

La méthodologie de Mishkin nous semble être un cadre intéressant afin de tester les hypothèses de la rationalité et de la neutralité. En effet, au contraire de celle de Barro, la méthode de Mishkin tient

compte de la covariance entre les équations. De plus, au contraire de celle de Leiderman, elle incorpore divers ajustements pour tenir compte des problèmes d'estimations avec des petits échantillons. Dans cette étude, nous avons l'intention d'utiliser, à la fois, une méthodologie similaire à celle de Barro et une autre semblable à celle de Mishkin. Les deux approches différentes de même que les modifications de la période étudiée et de la spécification des équations nous permettront d'établir des comparaisons tant avec Barro qu'avec Mishkin.

Dans le chapitre suivant, nous comptons expliquer plus en détail l'approche que nous allons utiliser. Par la suite, nous discuterons des résultats empiriques.

## CHAPITRE III

## LES RESULTATS EMPIRIQUES

Dans le chapitre précédent, nous avons mentionné que Barro était le premier auteur à tester l'hypothèse de la neutralité à court terme de la monnaie. Nous avons étudié le modèle qu'il utilise et les tests qu'il effectue. Dans un second temps, nous avons étudié les critiques que certains auteurs ont adressées au modèle et à l'approche de Barro.

Dans ce chapitre, nous effectuerons nos propres tests des hypothèses de la rationalité et de la neutralité à court terme de la monnaie. Pour ce faire, nous estimerons, avec des données trimestrielles américaines, des équations du taux de croissance de la masse monétaire et de la production en utilisant la méthode de Mishkin (1982a et b). Celle-ci est supérieure à la méthode utilisée par Barro étant donné qu'elle tient compte de la covariance entre les équations. Nous conserverons aussi la méthode de Barro afin d'établir des comparaisons.

Nous avons retenu, tout comme Barro, la masse monétaire (définie au sens de M1) en tant que variable de politique plutôt que des variables telles le PNB nominal ou l'inflation comme utilisent



Gordon (1982) et Mishkin (1982b). Les tests de la rationalité et de la neutralité basés sur l'approche de Mishkin demandent que l'équation de la production soit une forme réduite. Nous croyons que la masse monétaire est davantage une variable exogène que des variables comme le PNB nominal ou l'inflation.

La période que nous étudierons s'étend de 1961 I à 1978 IV. Nous avons vu, au chapitre précédent, que Hamburger et Zwick (1981 et 1982) concluaient, en se basant sur les estimations d'une équation du taux de croissance de la masse monétaire très semblable à celle de Barro, qu'une modification de la politique poursuivie par le Fed était survenue à partir de 1961. Dans le but d'éliminer toute instabilité occasionnée par ce changement de politique et dans le but de se concentrer sur une période récente, à l'opposé de ce que fait Barro, nous avons décidé de débiter notre période au premier trimestre de 1961. Les conclusions de Hamburger et Zwick nous ont donné l'idée de tester, à l'aide de tests de Chow (1960), la stabilité de l'équation d'anticipation de Barro par rapport à la période 1961 I - 1978 I (ce trimestre est le dernier de la période étudiée par Barro).

La période échantillonnale que nous avons choisie se termine au quatrième trimestre de 1978. Dans nos estimations, nous avons tenu à utiliser les données de la masse monétaire définie au sens de M1 afin de permettre une comparaison directe avec les résultats de Barro (1980) et Mishkin (1982a). Toutefois, les données de la masse monétaire M1 n'ont

plus été publiées à partir de 1980. De plus, l'instauration des comptes NOW et ATS à la fin de 1978 a provoqué une diminution assez marquée du taux de croissance de M1 en 1979 et de fortes fluctuations de ce taux entre les trimestres. Par conséquent, nous avons préféré terminer notre période échantillonnale en 1978 IV afin que ce changement institutionnel ne vienne pas influencer nos données.

Les critiques que nous avons étudiées au chapitre précédent nous ont suggéré des modifications à apporter au modèle de Barro. Afin de générer l'équation d'anticipation, nous adopterons une méthode semblable à celle de Mishkin (1982a et b) et Hoffman et Schlagenhauf (1982). Plusieurs auteurs ont reconnu la difficulté d'identifier les variables auxquelles réagit le Fed dans le cadre de sa politique monétaire. Une méthode de construction athéorique nous semble donc préférable puisqu'elle nous permet de tenir compte d'un vaste ensemble d'informations et de retenir ou non cette information à l'aide d'un critère simple et rigoureux. L'équation retenue sera estimée avec des données trimestrielles sur la période 1961 I - 1978 IV.

Nous n'avons pas retenu l'estimation récursive en ce qui concerne notre équation d'anticipation comme le fait Sheffrin (1979). Cependant, puisque l'estimation de l'équation d'anticipation sur la période entière suppose la stabilité de celle-ci, nous testerons explicitement cette hypothèse.

Les équations de la production ne seront pas modifiées par rapport à la spécification retenue par Barro. Une approche semblable à celle de Gordon (1982) qui demande d'estimer un modèle dans lequel les hypothèses de la neutralité et de la non-neutralité à court terme de la monnaie sont explicitement représentées aurait été intéressante. Cependant, un modèle, tel celui de Barro, qui nous permet de tester les hypothèses de la rationalité et de la neutralité nous semble tout aussi intéressant.

Par la suite, nous estimerons l'effet des surprises monétaires sur la production. Nous décrirons, tout d'abord, comment nous allons procéder selon l'approche de Barro et, ensuite, selon la méthode de Mishkin. Selon l'approche de Barro, les surprises monétaires et la monnaie anticipée seront respectivement les résidus et les valeurs calculées à partir de l'équation d'anticipation. Les surprises monétaires deviendront des variables explicatives de l'équation de la production et le nombre de délais sera déterminé de manière empirique tout comme chez Barro. Notons que l'équation de la production sera estimée sur la période 1963 I - 1978 IV à l'aide du programme GAUSEQ décrit dans Gaudry, Liem et Sabourin (1981).

Nous testerons, par après, l'hypothèse de la neutralité sous le maintien de la rationalité. Pour ce faire, nous vérifierons, à l'aide de tests F, si des variables du taux de croissance anticipé de la monnaie

sont conjointement significatives dans l'équation de la production une fois que les surprises y auront été incluses. Inversement, les tests F nous permettront de vérifier si les surprises monétaires, en présence des taux de croissance anticipés de la monnaie sont conjointement significatives dans l'équation. Comme nous l'avons déjà mentionné, ces tests sont incorrects. Cependant, ils nous permettront d'établir une comparaison entre les résultats de Barro et ceux que nous obtiendrons en utilisant la méthode d'estimation de Mishkin (1982a et b).

Dans le cadre de l'approche de Mishkin, nous estimerons simultanément sur la période 1963 I - 1978 IV les équations de la production et du taux de croissance de la masse monétaire. Pour une discussion plus approfondie de cette méthode, le lecteur est prié de se référer à l'appendice 1. Tout comme Mishkin (1982a), nous inclurons, dans un premier temps, sept retards des surprises et de la monnaie anticipée et, dans un second temps, vingt retards de ces deux variables. A l'aide des résultats obtenus, il nous sera possible de tester l'hypothèse conjointe de la rationalité et de la neutralité de même que chacune des hypothèses séparément. Nous pourrions constater si le rejet de l'hypothèse conjointe, advenant son rejet, provient de la rationalité, de la neutralité ou des deux hypothèses à la fois. De plus, nous pourrions constater la sensibilité des résultats au nombre de retards retenus pour les surprises et la monnaie anticipée.

Ainsi, à l'aide des estimations et des tests effectués, il nous sera possible de répondre en partie à certaines questions soulevées à la section précédente. Notamment, nous pourrions vérifier si le rejet de l'hypothèse de la neutralité dépend du nombre de retards retenus dans l'équation de la production plutôt que d'une modification de l'équation d'anticipation ou de la période étudiée.

Afin d'effectuer un test de stabilité, nous avons réestimé l'équation du taux de croissance de la masse monétaire de Barro et Rush (1980) sur la période étudiée par ces auteurs soit 1941 I - 1978 I. Par la suite, nous avons effectué une coupure au premier trimestre de 1961. Nous avons donc réestimé l'équation sur deux sous-périodes soit 1941 I - 1960 IV et 1961 I - 1978 I. Un test de stabilité selon la méthode de Chow (1960) révèle que nous pouvons rejeter la stabilité de l'équation. La statistique  $F(11, 127)$  est égale à 2.052 alors que la valeur critique à 5 % est de 1.86. En particulier, l'estimation de l'équation sur la période 1961 I - 1978 I (voir tableau 7, page suivante) révèle que la plupart des variables s'avèrent non-significatives notamment la variable des dépenses publiques et celles du taux de chômage. Au tableau 7 apparaît aussi l'équation du taux de croissance de la masse monétaire tirée de Barro et Rush (1980) dans le but de permettre au lecteur d'effectuer des comparaisons.

Tableau 7

Equations du taux de croissance de la masse monétaire :  
 $DM1_t$ , comparaison de l'estimation de l'équation de Barro  
 et Rush (1980) sur les périodes 1941 I - 1978 I et  
 1961 I - 1978 I.

Variables explicatives	Sources	Estimation d'une équation dont les variables sont identiques à celles de Barro et Rush (1980) 1961 I - 1978 I		Barro et Rush (1980) modèle trimestriel 1941 I - 1978 I	
C		.006565	(0.990)	.0149	(3.104)
$DM1_{t-1}$		.5786	(4.540)	.54	(6.750)
$DM1_{t-2}$		-.2376	(-1.627)	-.05	(-.555)
$DM1_{t-3}$		.1499	(1.018)	.03	(.333)
$DM1_{t-4}$		.008369	(.057)	.09	(1.125)
$DM1_{t-5}$		.08020	(.577)	-.01	(-.125)
$DM1_{t-6}$		.1170	(.990)	.13	(1.857)
$FEDV_t$		.03027	(1.570)	.0104	(4.666)
$UN_{t-1}$		.003108	(.425)	-.003	(-.060)
$UN_{t-2}$		.01017	(.930)	.015	(2.142)
$UN_{t-3}$		-.01030	(-1.411)	-.007	(-1.400)
$\bar{R}^2$		.3473			
$\sigma$		.004843		.0049	
D.W.		1.8969		2.0	

Notes : Statistique t entre parenthèses.

Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires.

Voir note du tableau 1 pour la définition des variables.

Par la suite, nous avons estimé, par les moindres carrés ordinaires, sur la période 1961 I - 1978 IV, une équation d'anticipation générée selon l'approche de Mishkin. Cette méthode s'apparente aux tests de causalité de Granger (1969). Le taux de croissance de la masse monétaire  $\left( DM_t = \log\left(\frac{M_t}{M_{t-1}}\right) \right)$  où M est la moyenne trimestrielle de M1 est régressé sur quatre retards de cette variable de même que sur les quatre premiers retards d'une autre variable. Cette dernière ne sera retenue que si les quatre retards ont une signification conjointe supérieure ou égale à 5 %. Le choix de quatre retards de la variable dépendante vise à assurer que les résidus seront des bruits blancs. En fait, il s'agit d'une méthode athéorique qui ne vise qu'à retenir l'information qui aide à prédire le taux de croissance de la masse monétaire.

L'équation retenue apparaît au tableau 8 à la page suivante. Le taux de croissance de la masse monétaire est relié à quatre retards de cette variable de même qu'aux quatre premiers retards du logarithme du taux d'intérêt sur les bons du Trésor à 90 jours<sup>1</sup>. La liste des variables sur lesquelles nous avons régressé le taux de croissance de la masse

---

<sup>1</sup>Il est à noter que quatre retards du taux d'intérêt sur les papiers commerciaux de 4 à 6 mois avaient également un niveau de signification de 5 %. Cependant, dans ce cas, l'écart-type de l'équation s'est avéré supérieur. Nous avons donc retenu, comme variable de taux d'intérêt, le taux d'intérêt sur les bons du Trésor.

Tableau 8

Equation du taux de croissance de la masse monétaire  
1961 I - 1978 IV

Variable dépendante	DM1 <sub>t</sub>	
Variables explicatives		
C	.004804	(1.867)
DM1 <sub>t-1</sub>	.6495	(5.376)
DM1 <sub>t-2</sub>	-.04469	(-0.304)
DM1 <sub>t-3</sub>	.1197	(0.876)
DM1 <sub>t-4</sub>	.07837	(0.616)
LRTB <sub>t-1</sub>	-.02284	(-3.649)
LRTB <sub>t-2</sub>	.01889	(1.975)
LRTB <sub>t-3</sub>	.006594	(0.672)
LRTB <sub>t-4</sub>	-.003771	(-0.623)
$\bar{R}^2$	.4698	
$\sigma$	.004470	

Notes : LRTB = logarithme du taux moyen sur les bons du Trésor à 90 jours.  
Statistique t entre parenthèses.  
Voir notes précédentes pour autres définitions.  
Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires.



monétaire apparaît au tableau 9<sup>1</sup> à l'appendice 3. Les résidus de l'équation retenue ne sont pas autocorrélés. Nous pouvons constater au tableau 10 à l'appendice 3 qu'aucune autocorrélation échantillonnale ou partielle des résidus n'est significative. Des tests de Chow (1960) ne rejettent pas l'hypothèse de la stabilité de l'équation retenue si la coupure survient en 1966 II ou 1974 IV. En effet, les statistiques F (9,54) sont respectivement égales à 1.0679 et 1.6184 alors que la valeur critique à 5 % est de 2.05. Nous avons choisi d'effectuer les coupures à ces trimestres puisque l'ajustement fourni par l'équation n'y était pas aussi bon que celui fourni aux autres trimestres.

Les résidus de l'équation retenue, appelés surprises monétaires, deviennent les variables explicatives des équations de la production. Celles-ci ont été estimées sur la période 1963 I-1978 IV à l'aide du programme GAUSEQ (voir tableau 11 à la page suivante). Les autres variables explicatives sont une constante, le logarithme des dépenses

---

<sup>1</sup>Nous y remarquons que le surplus nominal fédéral divisé par le dégonfleur du PNB multiplié par une valeur de tendance de ce dernier s'est avéré près d'être significatif (statistique F (4,63) = 2.01, valeur critique à 5 % = 2.51). En n'utilisant qu'un seul retard de cette variable, celui-ci était significatif. Cependant, dans ce cas, un test de Chow (1960) a rejeté la stabilité de l'équation lorsque la coupure de l'échantillon a été effectuée au dernier trimestre de 1974 (F (10,52) = 2.53 valeur critique à 5 % = 2.01). Ce résultat est intéressant compte tenu que des variables de surplus apparaissent dans l'équation de Mishkin (1982a). Celui-ci, par contre, utilise le surplus de plein-emploi.

Tableau 11

Equations de la production, 1963 I - 1978 IV

Variab. dépend Var. explicat	LOG (PNB réel) <sub>t</sub>					
	1		2		3	
C	5.4895	(21.719)	5.4387	(23.301)	5.5380	(22.142)
DM1R <sub>t</sub>	0.4081	(1.887)	0.5679	(2.495)	-	
DM1R <sub>t-1</sub>	0.5714	(2.168)	0.5545	(1.363)	-	
DM1R <sub>t-2</sub>	0.2604	(0.973)	0.1553	(0.501)	-	
DM1R <sub>t-3</sub>	0.4791	(2.168)	0.6265	(1.614)	-	
DM1A <sub>t</sub>	-		0.4701	(0.928)	0.6301	(2.166)
DM1A <sub>t-1</sub>	-		0.6154	(1.476)	0.1625	(0.551)
DM1A <sub>t-2</sub>	-		0.2287	(0.447)	0.6001	(2.011)
DM1A <sub>t-3</sub>	-		0.6437	(1.776)	0.1826	(0.617)
LOG(G) <sub>t</sub>	0.1040	(2.108)	0.1136	(2.484)	0.09286	(1.898)
t	0.007786	(23.589)	0.007634	(25.473)	0.007651	(23.201)
RHO1	1.0754	(8.249)	0.9931	(7.744)	1.0576	(8.307)
RHO2	-0.0381	(-0.196)	0.0614	(0.332)	-0.0614	(-0.322)
RHO3	-0.0455	(-0.232)	-0.0608	(-0.325)	0.0550	(0.285)
RHO4	-0.1949	(-1.545)	-0.2351	(-1.877)	-0.2717	(-2.184)
SRC	0.003437		0.003156		0.003596	
$\bar{R}^2$	.9174		.9412		.9261	
σ	.008053		0.008025		0.008237	
D.W.	2.017		1.998		2.025	

Notes : Les surprises monétaires et les variables de taux de croissance anticipé de la monnaie sont respectivement les résidus et les valeurs calculées de l'équation apparaissant au tableau 8.  
 Statistiques t entre parenthèses.  
 SRC = somme des résidus au carré.  
 Voir notes précédentes pour la définition des variables.

Tableau 11 (suite)

Equations de la production, 1963 I - 1978 IV

Variable dépend. Variab. explicatives	LOG (PNB réel) <sub>t</sub>					
	4		5		6	
C	5.4850	(23.462)	5.4739	(27.039)	5.5188	(22.588)
DMIR <sub>t</sub>	0.7243	(2.853)	0.9120	(3.317)	-	
DMIR <sub>t-1</sub>	1.1964	(3.310)	1.0713	(2.089)	-	
DMIR <sub>t-2</sub>	1.0928	(2.541)	0.9691	(1.704)	-	
DMIR <sub>t-3</sub>	1.4686	(3.168)	1.2731	(1.901)	-	
DMIR <sub>t-4</sub>	1.0136	(2.339)	0.7252	(1.089)	-	
DMIR <sub>t-5</sub>	0.7307	(2.016)	0.5083	(1.068)	-	
DMIR <sub>t-6</sub>	0.3789	(1.511)	0.3155	(0.714)	-	
DMIA <sub>t</sub>	-		0.6775	(1.218)	0.7942	(2.440)
DMIA <sub>t-1</sub>	-		0.7785	(1.412)	0.3830	(1.018)
DMIA <sub>t-2</sub>	-		0.9366	(1.185)	0.9783	(2.175)
DMIA <sub>t-3</sub>	-		1.0751	(1.390)	0.5785	(1.147)
DMIA <sub>t-4</sub>	-		0.8720	(1.251)	0.3913	(0.869)
DMIA <sub>t-5</sub>	-		0.3921	(0.691)	0.3337	(0.886)
DMIA <sub>t-6</sub>	-		0.2935	(0.682)	0.05122	(0.159)
LOG(G) <sub>t</sub>	0.1084	(2.377)	0.1082	(2.726)	0.09642	(2.011)
t	0.007663	(25.787)	0.007249	(23.142)	0.007478	(20.221)
RHO1	0.9989	(7.711)	0.9097	(6.998)	1.0254	(8.0179)
RHO2	0.0324	(0.174)	0.1082	(0.606)	-0.0451	(-0.240)
RHO3	-0.0901	(-0.483)	-0.1588	(-0.886)	0.0301	(0.159)
RHO4	-0.1698	(-1.363)	-0.1723	(-1.355)	-0.2560	(-2.057)
SRC	0.003128		0.002841		0.003525	
$\bar{R}^2$	.9360		.9635		.9374	
$\sigma$	0.007909		0.008128		0.008396	
D.W.	2.0160		1.992		2.021	

réelles fédérales en biens et services (variable keynésienne habituelle) et une variable de tendance qui vise à capter les mouvements de long terme de la production. Les variables explicatives de ces équations sont donc très semblables à celles de Barro. De plus, puisque nous avons adopté la méthodologie de Mishkin (1982a et b) dans la construction de notre modèle, les équations comportent une correction pour autocorrélation d'ordre 4. Il est à noter que dans la discussion des résultats des estimations et des tests qui suit, le niveau de signification retenu est de 5 %.

Dans la première équation, les surprises monétaires sont retardées jusqu'à trois périodes. Toutes les variables sont significatives et de signe attendu, sauf la surprise monétaire retardée de deux périodes. A l'exception de la surprise qui n'est pas significative, les coefficients des variables monétaires adoptent l'effet en triangle dont discute Barro. Des surprises supplémentaires ne se sont pas avérées significatives sauf si, dans l'équation, elles sont retardées jusqu'à six périodes (voir équation (4), tableau 11). Dans ce cas, seule la surprise retardée de six périodes n'est pas significative. Par rapport à l'équation précédente, nous remarquons que le coefficient de la variable des dépenses publiques varie peu et que celui de la variable de tendance diminue quelque peu. Les coefficients des surprises correspondantes sont beaucoup plus élevés de même que leur statistique t. Les coefficients des surprises n'adoptent pas ici la forme d'un triangle. Nous obtenons donc des effets de persistance différents de ceux de Barro.

Dans notre cas, lorsque les surprises monétaires sont retardées jusqu'à trois périodes dans l'équation de la production, nous avons vu que la surprise monétaire retardée de deux périodes n'était pas significative. Si nous ajoutons les surprises retardées de quatre et de cinq périodes, celles-ci n'étaient pas significatives et les autres surprises n'étaient pas modifiées. Par contre, si nous ajoutons la surprise retardée de six périodes, nous avons vu que celle-ci n'était pas significative, mais que les surprises retardées de quatre et de cinq périodes le devenaient. Les effets de persistance que nous obtenons sont différents de ceux de Barro. En effet, dans l'équation de la production de Barro, les surprises retardées jusqu'à sept périodes y sont incluses et toutes sont significatives. Des surprises supplémentaires ne se sont pas avérées significatives et Barro ne les retient pas.

Dans le but de tester l'hypothèse de la neutralité, nous avons estimé des équations de la production dans lesquelles apparaissent des variables du taux de croissance anticipé de la monnaie (les données du taux de croissance anticipé de la monnaie sont les valeurs calculées à partir de l'équation d'anticipation soit  $\beta_0 + \beta_1 DM1_{t-1} + \beta_2 DM1_{t-2} + \beta_3 DM1_{t-3} + \beta_4 DM1_{t-4} + \beta_5 LRTB_{t-1} + \beta_6 LRTB_{t-2} + \beta_7 LRTB_{t-3} + \beta_8 LRTB_{t-4}$  où  $\beta_i$ ,  $i=0, \dots, 8$  sont les coefficients estimés de l'équation). Les résultats sont présentés au tableau 11 (équations 2-3 et 5-6). Dans chaque cas, nous avons inclus autant de variables du taux de croissance anticipé qu'il y avait de surprises monétaires dans l'équation de la production

correspondante. Notons que Barro utilise la même procédure avec, toutefois, le taux de croissance réalisé de la monnaie. Nous croyons, tout comme Mishkin, que pour tester la neutralité, il vaut mieux employer le taux de croissance anticipé.

Nous constatons que, dans l'équation où apparaissent les surprises monétaires et les taux de croissance anticipés retardés jusqu'à trois périodes, aucune des variables anticipées n'est significative. De plus, seule la surprise monétaire contemporaine demeure significative. Les résultats en ce qui concerne les autres variables sont peu modifiés. Si les surprises monétaires n'apparaissent plus dans l'équation (voir équation 3), nous remarquons que les taux de croissance anticipés contemporain et retardé de deux périodes deviennent significatifs.

Dans l'équation où les surprises et les variables du taux de croissance anticipé sont retardées jusqu'à six périodes (équation 5), les surprises monétaires contemporaine et retardées d'une et de trois périodes sont significatives alors qu'aucune des variables du taux de croissance anticipé ne l'est. Si les surprises n'apparaissent plus dans l'équation (équation 6), les taux de croissance anticipés contemporain et retardé de deux périodes deviennent significatifs.

Ainsi, l'apparition dans les équations de la production des variables du taux de croissance anticipé de la monnaie modifie sensiblement les résultats en ce qui a trait aux surprises. Plusieurs deviennent

non significatives bien que peu de variables du taux de croissance anticipé soient significatives elles-mêmes. A l'aide de tests F, nous étudierons l'hypothèse de la neutralité.

Dans le cas où les surprises sont retardées jusqu'à trois périodes, les tests F ne rejettent pas l'hypothèse que les surprises sont non significatives lorsque les variables anticipées sont incluses ( $F(4,49) = 1.71$ , valeur critique à 5 % est de 2.56). D'autre part, l'hypothèse que les variables anticipées sont non significatives quand les surprises sont incluses n'est pas rejetée ( $F(4,49) = 1.09$ , valeur critique à 5 % est de 2.56). Les tests F démontrent que les surprises sont non significatives conjointement dans l'équation où les variables anticipées sont exclues ( $F(4,53) = 2.23$ , valeur critique est de 2.55). Ainsi, dans ce cas, nous semblons obtenir le résultat quelque peu étonnant que la monnaie anticipée ou non n'affecte pas la production.

Toutefois, ces tests démontrent que les surprises sont conjointement significatives dans l'équation où elles sont retardées jusqu'à six périodes ( $F(4,50) = 3.55$ , valeur critique à 5 % est de 2.56). L'hypothèse que les variables anticipées ne sont pas significatives n'est pas rejetée lorsque les surprises sont incluses ( $F(4,43) = 1.08$ , valeur critique à 5 % est de 2.58). Enfin, les tests rejettent tout juste l'hypothèse que les coefficients des surprises sont nuls quand les variables anticipées sont incluses ( $F(4,43) = 2.59$ , valeur critique à 5 % est de 2.58). Dans ce cas, les résultats ressemblent davantage à ceux de Barro.

Il faut noter que nous devons accorder davantage de poids aux résultats des tests effectués avec les équations dans lesquelles les variables monétaires sont retardées jusqu'à six périodes. En effet, la qualité de l'ajustement est meilleure dans ces équations que dans les équations où les variables monétaires sont retardées jusqu'à trois périodes. Nous avons toutefois tenu à présenter les deux séries de tests car si nous conservons le critère de Barro en ce qui a trait à la sélection du nombre de surprises dans les équations de la production, ces variables, dans notre cas, seront retardées jusqu'à trois périodes. Nous pouvons rappeler que le critère de Barro demande d'ajouter, dans les équations de la production, des retards supplémentaires des surprises jusqu'à ce que le dernier retenu dans l'équation soit significatif et que les suivants ne le soient pas.

Dans un deuxième temps, nous avons estimé les équations d'anticipation et de la production de manière simultanée en utilisant la méthode de Mishkin (1982a et b). Celle-ci est décrite de manière détaillée à l'appendice 1. Elle fait appel à la méthode des moindres carrés généralisés non linéaires et des itérations permettent de converger vers les estimateurs du maximum de vraisemblance.

Nous rappelons que nous présentons cette seconde méthode car Mishkin (1982b) rejette l'approche adoptée par Barro en ce qui concerne l'estimation séparée des équations d'anticipation et de la production dans



le but de tester l'hypothèse de la neutralité. L'approche de Barro, à l'opposé de celle de Mishkin, suppose que la covariance entre les coefficients des surprises et des variables anticipées est nulle. Cette hypothèse, étant fautive, peut conduire à des tests qui n'ont pas la bonne distribution asymptotique et mener à des conclusions erronées. Selon Mishkin, il semblerait que cette méthode soit biaisée contre l'hypothèse de la neutralité.

Afin de tester les hypothèses de la rationalité, de la neutralité et l'hypothèse conjointe, il faut estimer 3 modèles. Le premier comporte les contraintes impliquées par les hypothèses de la rationalité et de la neutralité. L'équation de la production inclut les variables explicatives suivantes : une constante, une variable de tendance, le logarithme des dépenses fédérales réelles en biens et services et, enfin, sept ou vingt retards des surprises monétaires<sup>1</sup>. L'emploi de sept et vingt retards des surprises permettra de vérifier si les résultats des tests seront sensibles à cette spécification.

Le deuxième modèle comprend les contraintes de la rationalité.

---

<sup>1</sup>Deux problèmes d'identification peuvent survenir avec cette équation. Afin de permettre l'identification des coefficients des surprises, nous utilisons tout comme Mishkin (1982a et b) l'hypothèse que l'équation de la production est une forme réduite et que, par conséquent, les moindres carrés vont nous donner des estimés cohérents des coefficients des surprises. Un autre problème d'identification soulevé par Sargent (1976) est lui aussi résolu étant donné que notre équation d'anticipation ne contient pas que des valeurs passées de la variable dépendante. Pour plus de détails au sujet de ces problèmes, le lecteur est prié de se référer à Sargent (1976) et Abel et Mishkin (1983).

En plus des variables mentionnées, l'équation de la production comporte sept ou vingt retards de la monnaie anticipée. Le troisième modèle ne contient ni les contraintes de la rationalité, ni celles de la neutralité. Les trois modèles à estimer peuvent donc être décrits de la façon générale suivante :

$$\begin{aligned} \text{DMI}_t &= X_t \alpha + \eta_t \\ \log(\text{PNB})_t &= \gamma_0 + \sum_{i=0}^N \beta_i \left( \text{DMI}_{t-i} - X_{t-i} \alpha^* \right) + \sum_{i=0}^N \theta_i X_{t-i} \alpha^* \\ &\quad + \gamma_1 \log(G)_t + \gamma_2 T + \varepsilon_t \end{aligned}$$

où  $N$  = dans un premier temps, sept et, dans un deuxième temps, vingt;  
 $X_t$  = un vecteur de variables servant à prédire  $\text{DMI}_t$ ;  $\alpha, \alpha^*$  = des vecteurs de coefficients;  $\gamma_i, \beta_i$  et  $\theta_i$  = des coefficients;  $\eta_t$  et  $\varepsilon_t$  = des termes d'erreurs.

Le premier système comporte les contraintes suivantes :  $\theta_i = 0$  pour tout  $i$  (hypothèse de la neutralité) et  $\alpha = \alpha^*$  (hypothèse de la rationalité). Le deuxième modèle ne comprend que l'hypothèse de la rationalité ( $\alpha = \alpha^*$ ). Enfin, le troisième système n'inclut aucune de ces contraintes.

En comparant la somme des résidus au carré du troisième modèle au premier, nous obtenons un test conjoint des hypothèses de la rationalité

et de la neutralité. L'hypothèse de la neutralité (sous le maintien de la rationalité) peut être vérifiée en comparant le deuxième modèle au premier, alors qu'il est possible de tester l'hypothèse de la rationalité en comparant la somme des résidus au carré du deuxième et du troisième modèles. Les tests du quotient de vraisemblance utilisent la formule suivante (Mishkin (1982a et b)) :

$$\chi^2(q) = 2n \left[ \log(\text{SRC}^c) - \log(\text{SRC}^{n-c}) \right]$$

où  $q$  = nombre de contraintes;  $\text{SRC}^c$  = somme des résidus au carré du modèle contraint;  $\text{SRC}^{n-c}$  = somme des résidus au carré du modèle non contraint;  $\chi^2$  = statistique du chi-carré.

Lorsque vingt retards des surprises monétaires et de la monnaie anticipée sont présents dans les équations de la production, plusieurs degrés de liberté sont utilisés et les tests statistiques ne tiennent pas compte de cette perte. Cela pourrait causer, à tort, le rejet d'une hypothèse car les distributions des tests à l'intérieur des petits échantillons diffèrent passablement de leurs distributions asymptotiques. Par conséquent, afin d'être certain que tout rejet est valide, nous avons émis l'hypothèse que les coefficients des surprises et de la monnaie anticipée suivent un polynôme de degré 4 avec une contrainte à la fin. Mishkin emploie la même hypothèse. Dans le cas où les surprises et la monnaie anticipée sont retardées jusqu'à sept

périodes, cette hypothèse n'est pas rejetée par les données<sup>1</sup>. Par contre, dans le cas où les surprises et la monnaie anticipée sont retardées jusqu'à vingt périodes, l'hypothèse n'a pas été testée étant donné que, suite à un trop faible nombre de degrés de liberté, nous n'avons pu estimer les équations sans contrainte des polynômes d'Almon<sup>2</sup>.

Enfin, tout comme Mishkin, les équations de la production seront estimées avec une correction pour autocorrélation d'ordre 4, ceci nous assurant que les résidus seront des bruits blancs.

Les résultats apparaissent aux tableaux 12 à 14 (voir pages suivantes et appendice 3). Les équations sont estimées sur la période 1963 I - 1978 IV. Nous remarquons à l'équation 1 des tableaux 12 et 13 que la plupart des surprises sont significatives. La contrainte des polynômes d'Almon modifie peu les coefficients de ces variables. Nous remarquons également que l'inclusion des variables anticipées modifie sensiblement les résultats. En effet, seules les surprises retardées jusqu'à trois périodes demeurent significatives dans le cas où la

---

<sup>1</sup>En effet, pour le modèle contraint à la rationalité et à la neutralité, la statistique  $\chi^2(4) = 8.30$  alors que la valeur critique à 5 % est de 9.49. Dans le cas du modèle contraint à la rationalité et du modèle non-contraint, les statistiques  $\chi^2(8)$  égalent 14.84 et 11.123 respectivement alors que la valeur critique est de 15.51.

<sup>2</sup>En fait, la contrainte des polynômes d'Almon du modèle qui inclut, à la fois, les hypothèses de la rationalité et de la neutralité a pu être testée. Celle-ci n'est pas rejetée par les données. La statistique  $\chi^2(17) = 22.53$  alors que la valeur critique à 5 % est de 27.6.

Tableau 13

Estimation simultanée du modèle, 1963 I - 1978 IV, modèle dans lequel les variables monétaires sont retardées jusqu'à sept périodes et où il y a une contrainte des polynômes d'Almon

Modèles Variables explicat.	Contraint :		Contraint :		Non-contraint	
	Rationalité et Neutralité		Rationalité			
	1		2		3	
Constante	5.4520	(21.478)	5.4259	(22.928)	5.3229	(18.628)
T	0.007547	(21.922)	0.007123	(21.386)	0.007567	(15.206)
LOG(G) <sub>t</sub>	0.1188	(2.450)	0.1156	(2.508)	0.1444	(2.910)
DMIR <sub>t</sub>	0.9440	(4.050)	0.9528	(3.779)	1.0419	(0.316)
DMIR <sub>t-1</sub>	1.4117	(4.135)	1.0766	(2.711)	-0.5090	(-0.317)
DMIR <sub>t-2</sub>	1.7615	(3.936)	1.0627	(2.264)	0.06752	(0.234)
DMIR <sub>t-3</sub>	1.8678	(3.611)	0.8880	(1.763)	-0.002732	(-0.168)
DMIR <sub>t-4</sub>	1.6858	(3.174)	0.5754	(1.110)		
DMIR <sub>t-5</sub>	1.2512	(2.630)	0.1933	(0.405)		
DMIR <sub>t-6</sub>	0.6805	(1.828)	-0.1442	(-0.377)		
DMIR <sub>t-7</sub>	0.1708	(0.708)	-0.2771	(-1.094)		
DMIA <sub>t</sub>			0.5140	(1.343)	0.3300	( - )
DMIA <sub>t-1</sub>			0.7593	(1.895)	-0.2315	(-0.404)
DMIA <sub>t-2</sub>			1.1491	(2.909)	0.03090	(0.218)
DMIA <sub>t-3</sub>			1.4230	(3.419)	-0.001027	(-0.117)
DMIA <sub>t-4</sub>			1.4358	(3.372)		
DMIA <sub>t-5</sub>			1.1573	(3.022)		
DMIA <sub>t-6</sub>			0.6727	(1.954)		
DMIA <sub>t-7</sub>			0.1818	(0.607)		

Tableau 13 (suite)

Modèles Variables explicat.	Contraint : Rationalité et neutralité		Contraint : Rationalité		Non-contraint	
	Constante	0.004804	( - )	0.004804	( - )	0.004804
DM1 <sub>t-1</sub>	0.7123	(5.411)	0.6515	(4.903)	2.3003	(0.405)
DM2 <sub>t-2</sub>	-0.1042	(-0.678)	-0.06047	(-0.377)	-3.2611	(-0.289)
DM1 <sub>t-3</sub>	-0.002128	(-0.0155)	0.1676	(1.173)	1.6405	(0.264)
DM1 <sub>t-4</sub>	-0.05613	(-0.488)	0.1471	(1.169)	-1.2791	(-0.243)
LRTB <sub>t-1</sub>	-0.01677	(-3.102)	-0.02190	(-3.488)	-0.01010	(-0.228)
LRTB <sub>t-2</sub>	0.01752	(1.839)	0.01822	(1.835)	0.04075	(0.210)
LRTB <sub>t-3</sub>	0.007669	(0.775)	0.001679	(0.164)	-0.02566	(-0.174)
LRTB <sub>t-4</sub>	-0.007529	(-1.318)	0.0001113	(0.0181)	0.005540	(0.125)
RHO1	0.8441	(6.093)	0.8181	(5.843)	0.8230	(5.339)
RHO2	0.1930	(1.054)	0.1862	(1.014)	0.1604	(0.744)
RHO3	-0.1964	(-1.041)	-0.2196	(-1.183)	-0.1286	(-0.568)
RHO4	-0.05822	(-0.399)	-0.04541	(-0.303)	-0.1513	(-0.865)
σ éq.de prod.	0.007129		0.007085		0.006483	
σ éq. de monn.	0.007240		0.007090			

Notes : Dans le cas du modèle non-contraint, les coefficients présentés en ce qui concerne les variables monétaires sont ceux de la contrainte d'Almon. Comme les coefficients de ce modèle ne sont pas identifiés, nous ne croyons pas nécessaire de présenter d'autres résultats. Statistique t entre parenthèses.

contrainte des polynômes d'Almon n'est pas utilisée. Les variables anticipées retardées de quatre et de six périodes sont significatives. Dans le cas où la contrainte des polynômes d'Almon est utilisée, seules les surprises monétaires retardées jusqu'à deux périodes sont significatives. Par contre, la plupart des variables anticipées le sont. L'inclusion, dans ce modèle, de la contrainte d'Almon modifie quelque peu les coefficients des surprises et de la monnaie anticipée. Nous ne discuterons pas des résultats des modèles non contraints étant donné, comme nous le verrons à l'appendice 1, que les paramètres de ces derniers ne sont pas identifiés<sup>1</sup>.

Le tableau 14 contient les résultats des estimations dans lesquelles les surprises et la monnaie anticipée sont retardées jusqu'à vingt périodes. Nous constatons à l'équation 1, que les surprises monétaires retardées jusqu'à neuf périodes sont significatives. Cependant, suite à l'inclusion des variables anticipées, seule la surprise monétaire contemporaine reste significative. Les variables anticipées retardées jusqu'à sept périodes sont significatives surpassant en nombre les surprises.

---

<sup>1</sup>En fait, pour identifier et estimer les modèles non contraints, nous avons dû, comme il est expliqué à l'appendice 1, fixer un paramètre dans chacun des modèles. Dans ce cas, la valeur des coefficients des modèles n'est pas importante. Par contre, la somme des résidus au carré l'est et servira lors des tests des hypothèses de la rationalité et de la neutralité.

Tableau 14

Estimation simultanée du modèle, 1963 I - 1978 IV, modèle dans lequel les variables monétaires sont retardées jusqu'à vingt périodes et où il y a une contrainte des polynômes d'Almon

Modèles Variables explicatives	Contraint :		Contraint :		Non-contraint	
	Rationalité et neutralité		Rationalité			
	1		2		3	
Constante	5.3668	(24.537)	5.4592	(21.107)	5.2339	(34.498)
T	0.007698	(22.648)	0.007442	(13.962)	0.008513	(22.181)
LOG(G) <sub>t</sub>	0.1325	(3.141)	0.1025	(2.019)	0.1518	(4.862)
DM1R <sub>t</sub>	0.9444	(4.208)	0.8699	(3.945)	-0.3691	(-1.031)
DM1R <sub>t-1</sub>	1.4671	(3.911)	0.5384	(1.607)	0.1235	(1.591)
DM1R <sub>t-2</sub>	1.8316	(3.489)	0.3084	(0.665)	-0.01140	(-2.053)
DM1R <sub>t-3</sub>	2.0585	(3.264)	0.1580	(0.289)	0.0002978	(2.360)
DM1R <sub>t-4</sub>	2.1676	(3.088)	0.06745	(0.114)		
DM1R <sub>t-5</sub>	2.1776	(2.900)	0.01963	(0.0323)		
DM1R <sub>t-6</sub>	2.1061	(2.678)	-0.000443	(-.000727)		
DM1R <sub>t-7</sub>	1.9695	(2.426)	-0.005372	(-.00890)		
DM1R <sub>t-8</sub>	1.7835	(2.155)	-0.005436	(-.00914)		
DM1R <sub>t-9</sub>	1.5624	(1.880)	-0.008582	(-.0146)		
DM1R <sub>t-10</sub>	1.3197	(1.610)	-0.02043	(-.0355)		
DM1R <sub>t-11</sub>	1.0677	(1.349)	-0.04427	(-.0788)		
DM1R <sub>t-12</sub>	0.8177	(1.096)	-0.08105	(-.149)		
DM1R <sub>t-13</sub>	0.5800	(0.859)	-0.1294	(-0.247)		
DM1R <sub>t-14</sub>	0.3636	(0.593)	-0.1857	(-0.371)		
DM1R <sub>t-15</sub>	0.1768	(0.330)	-0.2437	(-0.513)		
DM1R <sub>t-16</sub>	0.02671	(0.0579)	-0.2953	(-0.662)		
DM1R <sub>t-17</sub>	-0.08075	(-0.205)	-0.3297	(-0.802)		
DM1R <sub>t-18</sub>	-0.1405	(-0.424)	-0.3339	(-0.920)		
DM1R <sub>t-19</sub>	-0.1488	(-0.570)	-0.2925	(-1.012)		
DM1R <sub>t-20</sub>	-0.1025	(-0.642)	-0.1879	(-1.079)		



Tableau 14 (suite)

Modèles Variables explicatives	Contraint : Rationalité et neutralité	Contraint : Rationalité	Non-contraint :
DM1A <sub>t</sub>		0.7670 (2.671)	0.3300 ( - )
DM1A <sub>t-1</sub>		1.2692 (4.077)	-0.04055 (-2.552)
DM1A <sub>t-2</sub>		1.5298 (4.133)	0.0005410 (0.306)
DM1A <sub>t-3</sub>		1.5977 (3.971)	0.00002577 (0.524)
DM1A <sub>t-4</sub>		1.5174 (3.753)	
DM1A <sub>t-5</sub>		1.3291 (3.453)	
DM1A <sub>t-6</sub>		1.0689 (3.011)	
DM1A <sub>t-7</sub>		0.7686 (2.366)	
DM1A <sub>t-8</sub>		0.4557 (1.508)	
DM1A <sub>t-9</sub>		0.1534 (0.529)	
DM1A <sub>t-10</sub>		-0.1192 (-0.415)	
DM1A <sub>t-11</sub>		-0.3476 (-1.191)	
DM1A <sub>t-12</sub>		-0.5211 (-1.740)	
DM1A <sub>t-13</sub>		-0.6337 (-2.099)	
DM1A <sub>t-14</sub>		-0.6833 (-2.130)	
DM1A <sub>t-15</sub>		-0.6722 (-2.020)	
DM1A <sub>t-16</sub>		-0.6072 (-1.778)	
DM1A <sub>t-17</sub>		-0.4989 (-1.466)	
DM1A <sub>t-18</sub>		-0.3626 (-1.135)	
DM1A <sub>t-19</sub>		-0.2175 (-0.817)	
DM1A <sub>t-20</sub>		-0.08738 (-0.528)	

Tableau 14 (suite)

Modèles Variables explicatives	Contraint : Rationalité et neutralité		Contraint : Rationalité		Non-contraint :	
Constante	0.002543	( - )	0.002543	( - )	0.002543	( - )
DMI <sub>t-1</sub>	0.7011	(5.282)	0.6669	(5.084)	0.4161	(0.658)
DMI <sub>t-2</sub>	-0.1120	(-0.733)	-0.05407	(-0.349)	0.2911	(0.289)
DMI <sub>t-3</sub>	0.05368	(0.393)	0.05967	(0.433)	-0.9295	(-0.938)
DMI <sub>t-4</sub>	0.08354	(0.712)	0.1605	(1.344)	0.5642	(1.116)
LRTB <sub>t-1</sub>	-0.01498	(-2.730)	-0.02339	(-3.687)	-0.04290	(-1.806)
LRTB <sub>t-2</sub>	0.01648	(1.732)	0.02010	(2.021)	0.02631	(0.815)
LRTB <sub>t-3</sub>	0.005537	(0.560)	0.001368	(0.135)	-0.01638	(-0.501)
LRTB <sub>t-4</sub>	-0.006246	(-1.070)	0.002028	(0.337)	0.01089	(0.598)
RHO1	0.8804	(6.532)	0.7058	(5.063)	0.3608	(2.346)
RHO2	0.2173	(1.183)	0.2270	(1.334)	0.1564	(0.919)
RHO3	-0.1613	(-0.861)	-0.1492	(-0.838)	-0.003521	(-0.0208)
RHO4	-0.2308	(-1.581)	-0.02891	(-0.181)	-0.02696	(-0.161)
$\sigma$ éq.prod.	0.007199		0.006591		0.005366	
$\sigma$ éq monn.	0.007276		0.006637			

Notes : Dans le cas du modèle non-contraint, les coefficients présentés en ce qui concerne les variables monétaires sont ceux de la contrainte d'Almon. Comme les coefficients de ce modèle ne sont pas identifiés, nous ne croyons pas nécessaire de présenter d'autres résultats. Statistique t entre parenthèses.

Les résultats en ce qui concerne la variable de tendance et la variable des dépenses publiques sont peu modifiés tout au long des équations estimées. Il est intéressant de mentionner que la variable des dépenses publiques s'est avérée, dans tous les cas, significative. Cette variable n'apparaît pas dans les équations de Mishkin. Nous pourrions donc vérifier si la modification aux spécifications des équations de la production et d'anticipation jointe à un changement de la période étudiée modifiera par rapport à Mishkin (1982a) les résultats des tests des hypothèses de la rationalité et de la neutralité que nous effectuerons.

Le tableau suivant résume le résultat de ces tests.

Tableau 15

Résultats des tests des hypothèses de la rationalité et de la neutralité

Modèle	Hypothèse	Valeur du $\chi^2$	Valeur critique à 5 %
7 retards sans polynômes d'Almon	neutralité	$\chi^2(8) = 5.76$	15.5
	rationalité	$\chi^2(8) = 12.50$	15.5
	conjointe	$\chi^2(15) = 18.08$	25.0
7 retards avec polynômes d'Almon	neutralité	$\chi^2(4) = 3.43$	9.49
	rationalité	$\chi^2(8) = 13.97$	15.5
	conjointe	$\chi^2(11) = 17.39$	19.7
20 retards avec polynômes d'Almon	neutralité	$\chi^2(4) = 11.0$	9.49
	rationalité	$\chi^2(8) = 29.8$	15.5
	conjointe	$\chi^2(11) = 38.93$	19.7

Nous constatons donc que ni l'hypothèse conjointe, ni celles de la rationalité et de la neutralité sont rejetées dans les modèles où les surprises et la monnaie anticipée sont retardées jusqu'à sept périodes. Par contre, l'hypothèse conjointe de même que celles de la rationalité et de la neutralité sont rejetées dans les modèles où les surprises et la monnaie anticipée sont retardées jusqu'à vingt périodes. Nous constatons enfin que l'hypothèse de la rationalité est rejetée avec plus de force que l'hypothèse de la neutralité. En effet, le niveau marginal de signification en ce qui concerne l'hypothèse de la neutralité est d'environ .03, mais est inférieur à .001 en ce qui concerne l'hypothèse de la rationalité. Le niveau marginal de signification est la probabilité de trouver une valeur du quotient de vraisemblance égale ou supérieure, sous l'hypothèse nulle, à la valeur calculée lors du test. Une valeur inférieure à .05 indique un rejet à 5 % de l'hypothèse nulle. Ainsi, nous constatons que l'hypothèse de la neutralité n'est pas rejetée à 1 %.

Voyons enfin l'interprétation de ces tests (Mishkin (1982a)). Nous savons qu'en général, des tests effectués avec des modèles qui excluent des variables pertinentes seront incorrects. Par contre, si les modèles incluent des variables non pertinentes (par exemple, un grand nombre de surprises ou de variables de taux de croissance anticipé), seul le pouvoir des tests sera réduit de sorte que le rejet des hypothèses sera encore plus explicite. En fait, il semble que les modèles avec un nombre plus restreint de surprises et de variables anticipées soient davantage favorables à l'hypothèse de la neutralité étant donné

qu'une mauvaise spécification rend les tests incorrects.

Dans ses travaux empiriques, Barro conclut que seule la partie non-anticipée du taux de croissance de la monnaie a un effet réel. Nous obtenons des résultats semblables en utilisant l'approche de cet auteur bien que la spécification de notre équation d'anticipation de même que la période couverte par notre étude soient très différentes. Cependant, il semble que nous obtenions ce résultat parce que le test effectué est incorrect. En effet, nous rejetons la neutralité lorsque nous utilisons une méthode qui tient compte de la covariance entre les équations et lorsque nous ajoutons, dans nos équations de la production, plusieurs retards des variables monétaires afin de nous assurer que ces équations ne sont pas mal spécifiées.

Hoffman et Schlagenhauf, en utilisant une méthode semblable à celle de Mishkin, rejettent tant l'hypothèse de la rationalité que celle de la neutralité. Leur période est relativement semblable à la nôtre alors que la spécification de leurs équations est très différente. Nous pouvons rappeler, entre autres, que ces auteurs utilisent la monnaie définie au sens de M2 et que leur équation de la production ne contient pas de variable de dépenses publiques.

Nous obtenons des résultats semblables à ces auteurs sauf que, dans notre cas, l'hypothèse de la rationalité est rejetée plus fortement que l'hypothèse de la neutralité. Il semble donc que, bien que la différence dans la spécification du modèle ne cause pas de différence quant

au rejet ou non des hypothèses, elle puisse en causer une quant à la force avec laquelle ces hypothèses sont rejetées.

Dans ses articles empiriques, Mishkin rejette, aussi, les hypothèses de la rationalité et de la neutralité. Il remarque que l'hypothèse de la neutralité est rejetée avec plus de force que l'hypothèse de la rationalité. Cependant, si nous considérons seulement les résultats lorsque la monnaie est utilisée comme variable d'anticipation et la production comme variable réelle, nous remarquons que les deux hypothèses sont rejetées avec environ la même force. La période étudiée par Mishkin est différente de la nôtre de même que la spécification de son modèle. Les principales différences consistent dans le fait que notre équation d'anticipation ne contient pas de variables de surplus et que notre équation de la production contient une variable de dépenses publiques.

En nous basant sur les résultats de Mishkin et les nôtres, il semble qu'une modification de la période et une spécification différente du modèle ne modifient pas les conclusions quant au rejet des hypothèses de la rationalité et de la neutralité. Cependant, la force avec laquelle chaque hypothèse est rejetée semble être modifiée puisque, dans notre cas, au contraire de Mishkin, l'hypothèse de la rationalité est rejetée avec plus de force que l'hypothèse de la neutralité.

En résumé, d'après nos résultats et ceux de Mishkin et de Hoffman et Schlagenhaut, il semble que nous puissions conclure que les hypothèses de la rationalité et de la neutralité ont tendance à être

rejetées en effectuant un test rigoureux et objectif et ce, quelles que soient la période couverte et la spécification du modèle. Toutefois, les résultats empiriques sont trop peu nombreux pour nous permettre de conclure définitivement si une des deux hypothèses est rejetée avec plus de force que l'autre et si ce résultat est sensible à la spécification du modèle et/ou à la période étudiée. .

## CONCLUSION

Cette étude a visé à effectuer un test des hypothèses de la rationalité et de la neutralité à court terme de la monnaie en utilisant des données américaines sur la période 1963 I - 1978 IV. Pour tester l'hypothèse de la neutralité, nous avons utilisé, en premier lieu, l'approche de Barro (1977a, 1978a et 1980). Nous avons estimé séparément, par les moindres carrés ordinaires, une équation d'anticipation (taux de croissance de la masse monétaire) et une équation de la production. Nous avons défini les surprises monétaires et le taux de croissance anticipé de la monnaie comme étant respectivement les résidus et les valeurs calculées à partir de l'équation d'anticipation.

Comme l'équation d'anticipation de Barro s'était avérée instable par rapport à la période 1961 I - 1978 I, l'équation d'anticipation que nous avons retenue s'est avérée relativement différente de celle de cet auteur. De plus, au contraire de Barro qui a essayé d'estimer une fonction de réaction, la spécification de notre équation a été déterminée à l'aide d'un processus athéorique. Ainsi, dans notre cas, le taux de croissance de la masse monétaire a été relié à des variables dépendantes retardées de même qu'à des variables de taux d'intérêt sur les bons du Trésor à 90 jours.

Pour que l'hypothèse de la neutralité soit vérifiée, les tests F devaient montrer que les surprises monétaires étaient conjointement



significatives dans l'équation de la production et que les variables du taux de croissance anticipé de la monnaie ne l'étaient pas. Nous avons obtenu, tout comme Barro, ce résultat lorsque les variables monétaires ont été retardées jusqu'à six périodes dans les équations de la production.

Cependant, nous avons vu que plusieurs critiques ont été adressées à l'approche de Barro. En particulier, Mishkin (1982a) a noté que les tests effectués par Barro étaient incorrects étant donné qu'ils ne tenaient pas compte de la covariance entre les équations.

Etant donné ces critiques, nous avons réestimé les équations du taux de croissance de la masse monétaire et de la production en utilisant la méthode de Mishkin (1982a et b). Les équations ont été estimées, sur la période 1963 I-1978 IV, par la méthode des moindres carrés généralisés non linéaires et des itérations nous ont permis d'obtenir les estimés du maximum de vraisemblance. Comme cette méthode tient compte de la covariance entre les équations, les tests sont corrects. En plus de tester l'hypothèse de la neutralité, cette méthode permet de tester l'hypothèse de la rationalité et l'hypothèse conjointe.

Lorsque les variables monétaires ont été retardées jusqu'à sept périodes dans les équations de la production, les hypothèses de la neutralité, de la rationalité et l'hypothèse conjointe n'ont pas été rejetées. Des résultats inverses ont été obtenus lorsque les variables monétaires ont été retardées jusqu'à vingt périodes dans les équations de

la production. De plus, l'hypothèse de la rationalité a été rejetée plus fortement que l'hypothèse de la neutralité.

Nous avons remarqué qu'un test effectué avec un modèle qui exclut des variables pertinentes sera incorrect. Cependant, inclure des variables non pertinentes dans un modèle aura pour seul effet de réduire le pouvoir du test et de rendre le rejet des hypothèses encore plus explicite. Nous avons donc conclu que les hypothèses de la rationalité et de la neutralité n'ont pas été rejetées dans le modèle qui inclut sept retards des surprises et de la monnaie anticipée parce que ce dernier était mal spécifié.

En comparant les résultats obtenus à partir de nos deux approches, nous avons conclu qu'un test rigoureux et correct tend à rejeter, sur la période 1963 I-1978 IV, les hypothèses de la rationalité et de la neutralité à court terme de la monnaie. Des comparaisons avec Mishkin (1982a et b) et Hoffman et Schlagenhauf (1982) ont montré que ces hypothèses tendent à être rejetées quelles que soient la période étudiée et la spécification du modèle. Cependant, les résultats empiriques sont trop peu nombreux pour pouvoir conclure si une des deux hypothèses est rejetée plus fortement que l'autre.

## APPENDICES

## APPENDICE I

## LA METHODOLOGIE

Dans cet appendice, nous avons l'intention de décrire la méthodologie utilisée dans l'estimation des équations du taux de croissance de la masse monétaire et de la production selon l'approche de Mishkin (1982a et b). Pour ce faire, nous débiterons par la présentation d'un programme informatique utilisé. Par la suite, nous décrirons les tests du quotient de vraisemblance effectués et nous compléterons par la discussion des problèmes d'identification des modèles non-contraints <sup>1</sup>.

Le modèle que nous présentons comporte les contraintes imposées par l'hypothèse de la rationalité, mais non celles de l'hypothèse de la neutralité. Les surprises et la monnaie anticipée y sont retardées jusqu'à sept périodes. Ce modèle ne fait pas appel à la contrainte des polynômes d'Almon. La méthode d'estimation non linéaire PROC NLIN, disponible dans le progiciel SAS et décrite dans Sas User's Manual (1979), a été utilisée afin d'estimer les équations. Le modèle décrit dans cet appendice est représenté par les équations suivantes :

---

<sup>1</sup>Cette section s'inspire des appendices 2.1 et 2.2 de Mishkin (1983).

$$(23) \quad \text{DM1}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \text{DM1}_{t-i} + \sum_{i=5}^8 \alpha_i \log(\text{RTB})_{t-i-4} + \eta_t$$

$$(24) \quad \log(\text{PNB})_t = \gamma_0 + \sum_{j=0}^7 \beta_j \left( \text{DM1}_{t-j} - \text{DM1}_{t-j}^A \right) \\ + \sum_{j=0}^7 \theta_j \text{DM1}_{t-j}^A + \gamma_1 \log(G)_t + \gamma_2 T + \varepsilon_t$$

$$\text{où } \varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \rho_3 \varepsilon_{t-3} + \rho_4 \varepsilon_{t-4} + u_t$$

$$\text{DM1}_t^A = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \text{DM1}_{t-i} + \sum_{i=5}^8 \alpha_i \log(\text{RTB})_{t-i-4}$$

c'est-à-dire le taux de croissance anticipé de la monnaie.

L'hypothèse de la rationalité implique que les paramètres  $\alpha_i$  correspondants sont égaux dans les deux équations.

Afin de bien saisir la discussion, nous suggérons au lecteur de se référer au programme informatique présenté à la fin en suivant selon le numéro des lignes indiquées. Dans ce programme, RTB signifie le logarithme du taux d'intérêt sur les bons du Trésor à 90 jours; LGNP, le logarithme du produit national brut réel; TIME, une variable de tendance; MLG, le taux de croissance de la masse monétaire M1 et LG le logarithme des dépenses fédérales réelles en biens et services. Un chiffre à la fin d'une variable indique de combien de périodes cette variable est retardée. Ainsi, RTB1 signifie  $\text{RTB}_{t-1}$ .

lignes 1-6 :

Le bloc de données appelé ONE contient les données utilisées dans l'estimation. Celles-ci apparaissent sous la ligne 6. Elles sont écrites sous forme transposée, à l'opposé de série temporelle, dans l'ordre décrit par la commande INPUT. Ainsi, quatre lignes sont nécessaires pour écrire toutes les données d'un trimestre. Cependant, avant que ne débute l'estimation, ces données, comme nous le verrons, devront être transformées.

lignes 7-19 :

Un nouveau bloc de données, appelé ONEA, est créé à partir du bloc de données ONE. A l'intérieur de ce nouveau bloc, les variables de l'équation de monnaie (tant explicatives que dépendantes) sont pondérées par le facteur HETA dans le but de corriger l'hétéroscédasticité entre les équations estimées<sup>1</sup>. Cette correction est nécessaire puisque, dans l'estimation, les équations sont groupées l'une à la suite de l'autre en n'utilisant qu'une seule variable dépendante. Nous reviendrons sur ce point.

---

<sup>1</sup>Pour le modèle contraint à la rationalité et à la neutralité, la valeur initiale de HETA est le rapport entre l'écart-type de l'équation de monnaie et de production estimées à l'aide des moindres carrés ordinaires. Pour le modèle contraint à la rationalité seulement, la valeur initiale de HETA est la valeur de cette variable utilisée lors de l'estimation finale du modèle contraint à la rationalité et à la neutralité. Pour le modèle non-contraint, la variable HETA n'est pas utilisée.

lignes 20-73 :

Ces lignes servent à créer le bloc de données EST qui sera utilisé dans l'estimation. Chaque variable de ce bloc<sup>1</sup> comprend 184 observations, les 92 premières correspondant à l'équation de la production et les autres à l'équation d'anticipation. Afin de les distinguer facilement, les variables explicatives de l'équation de la monnaie se terminent par la lettre A. Ainsi, trois variables utilisées, soit la variable dépendante, LGNP, et les taux de croissance de la monnaie retardés d'une période, MlG1 et MlG1A, respectivement utilisés dans les équations de la production et d'anticipation, ont la forme suivante<sup>2</sup> :

$$\begin{array}{l}
 \text{LGNP} = \begin{bmatrix} \text{LGNP}_{1956 \text{ I}} \\ \vdots \\ \text{LGNP}_{1978 \text{ IV}} \\ \text{MlG}_{1956 \text{ I}} \\ \vdots \\ \text{MlG}_{1978 \text{ IV}} \end{bmatrix}
 \end{array}
 \qquad
 \begin{array}{l}
 \text{MlG1} = \begin{bmatrix} \text{MlG1}_{1956 \text{ I}} \\ \vdots \\ \text{MlG1}_{1978 \text{ IV}} \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}
 \end{array}
 \qquad
 \begin{array}{l}
 \text{MlG1A} = \begin{bmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \\ \text{MlG1A}_{1956 \text{ I}} \\ \vdots \\ \text{MlG1A}_{1978 \text{ IV}} \end{bmatrix}
 \end{array}$$

<sup>1</sup>Rappelons-nous que les données sont écrites sous forme transposée.

<sup>2</sup>Les données doivent débiter au premier trimestre de 1956 dans le cas où les surprises et la monnaie anticipée sont retardées jusqu'à vingt périodes. Dans le cas où ces variables sont retardées jusqu'à sept périodes, seules les données nécessaires sont utilisées dans l'estimation.

Dans chaque cas, les 92 premières observations correspondent à l'équation de revenu alors que les autres correspondent à l'équation de monnaie. Comme nous le verrons plus loin, cette transformation est nécessaire étant donné que, dans l'estimation, les équations sont écrites bout à bout en n'utilisant qu'une seule variable dépendante, LGNP, pour les deux. C'est pour cette raison que cette variable comprend la variable dépendante de l'équation de production suivie de celle de l'équation de monnaie (voir l'exemple ci-haut).

lignes 74-75 :

Ces lignes déterminent la période d'estimation.

lignes 76-230 :

L'estimation s'effectue à ces lignes.

lignes 76-77 :

Le critère de convergence est spécifié et les résidus sont conservés sous le nom RESID dans le bloc de données DRESID.

lignes 78-111 :

Les valeurs de départ des paramètres sont spécifiées<sup>1</sup>. La notation utilisée pour les paramètres est quelque peu différente de celle

---

<sup>1</sup> Les valeurs de départ des paramètres sont, lors de la première estimation du modèle, les valeurs des coefficients obtenus lors de l'estimation par les moindres carrés ordinaires des équations. Pour les estimations subséquentes, nous utilisons, comme variable de départ, les valeurs des coefficients obtenus lors de l'estimation la plus récente du modèle. Nous expliquerons plus loin pourquoi chaque modèle est généralement estimé plus d'une fois.



utilisée dans le texte. Ainsi, C0 correspond à la constante de l'équation de production, M0 à M7 aux coefficients des surprises monétaires, E0 à E7 aux coefficients de la monnaie anticipée, G0 au coefficient de la variable des dépenses publiques de l'équation de la production, T au coefficient de la variable de tendance, A0 à la constante de l'équation de monnaie, A1 - A4 aux coefficients des variables dépendantes décalées de l'équation de monnaie et A5 - A8 aux coefficients des variables de taux d'intérêt de l'équation de la monnaie. Notez que  $M_i(E_i)$  signifie que le coefficient est appliqué à la surprise (à la variable du taux de croissance anticipé), retardée de  $i$  périodes, que A1 est le coefficient de  $DM1_{t-1}$ , A2 de  $DM1_{t-2}$ , A5 de  $RTB_{t-1}$ , A6 de  $RTB_{t-2}$  et ainsi de suite.

lignes 112-165 :

Plusieurs variables sont générées dans le but de faciliter l'estimation ou le calcul des dérivées lesquelles se situent à la fin du programme. Ainsi, EM correspond au taux de croissance anticipé de la monnaie et UM au taux de croissance non-anticipé. Les variables correspondantes REM et RUM tiennent compte de l'ajustement pour l'autocorrélation des erreurs résiduelles. Encore ici, U1 signifie  $UM_{t-1}$ .

lignes 166-178 :

Le modèle est spécifié à ces lignes. Notez que les deux équations sont écrites bout à bout. Elles contiennent les transformations nécessaires en vue de corriger l'autocorrélation des erreurs résiduelles.

Grâce à la transformation antérieure des données, le modèle capte bien les contraintes entre les équations liées à l'hypothèse de la rationalité.

lignes 179-230 :

Le calcul des dérivées est effectué à ces lignes.

lignes 231-242 :

Les écarts-type des équations de production et d'anticipation sont calculés à ces lignes. Ces statistiques sont importantes dans le calcul du facteur HETA lequel est utilisé dans la correction de l'hétéroscédasticité entre les équations.

Supposons que nous ayons estimé, une première fois, le modèle en pondérant les variables de l'équation de la monnaie par le facteur HETA et que nous ayons obtenu les écarts-type des équations de la production et d'anticipation. Afin de corriger l'hétéroscédasticité entre les équations, nous devons diviser l'écart-type de l'équation d'anticipation par l'écart-type de l'équation de production. Le ratio ainsi obtenu vient multiplier le facteur HETA que nous avons utilisé lors de la première estimation du modèle. Nous recommençons les estimations tant et aussi longtemps que les écarts-type des équations de la monnaie et de la production ne diffèrent pas de moins de 2 ½ %.

Afin de tester l'hypothèse de la neutralité, nous devons comparer, utilisant la formule décrite au chapitre III, la somme des résidus

au carré du modèle contraint à la rationalité et à la neutralité<sup>1</sup> à celle du modèle contraint à la rationalité seulement. Pour le modèle contraint à la rationalité et à la neutralité, nous utilisons la somme des résidus au carré tirée de la dernière estimation du modèle, c'est-à-dire l'estimation où il n'y a plus d'hétéroscédasticité entre les équations. Cependant, pour le modèle contraint à la rationalité seulement, nous utilisons la somme des résidus au carré de la première estimation du modèle. Comme nous l'avons déjà mentionné, pour ce modèle, la variable HETA doit être la même que celle de la dernière estimation du modèle contraint à la rationalité et à la neutralité.

En ce qui concerne le modèle non-contraint, l'équation de monnaie peut être estimée séparément par les moindres carrés étant donné qu'il n'y a plus de contrainte entre les équations. L'équation de la production est estimée par le programme SAS en faisant les changements appropriés<sup>2</sup>. L'hypothèse conjointe et celle de la rationalité peuvent être testées en comparant la somme des résidus au carré du modèle non-contraint à la somme des résidus au carré des premier et deuxième

---

<sup>1</sup>Pour estimer ce modèle, nous devons enlever, du modèle et des dérivées, les termes incluant les variables REM et EM de même qu'éliminer les lignes 90-97 et 190-197.

<sup>2</sup>Pour estimer l'équation de production, il faut éliminer, du modèle présenté, les lignes 7-23, 27-73, 75, 176-177 et enlever le dernier terme des dérivées écrites aux lignes 199-206.

modèles respectivement. La somme des résidus au carré du modèle non-contraint est calculée de la façon suivante : nous divisons la somme des résidus au carré de l'équation d'anticipation estimée par les moindres carrés par la valeur au carré de la variable HETA utilisée à la dernière estimation du modèle contraint approprié. Nous additionnons le tout à la somme des résidus au carré de l'équation de la production non-contrainte.

Toutefois, les paramètres de l'équation de la production non-contrainte ne sont pas identifiés étant donné que la condition de rang n'est pas respectée. Afin de constater ce phénomène, réécrivons les équations d'anticipation et de la production de la manière suivante :

$$(25) \quad DM_t = \sum_{i=1}^4 X_{t-i} \alpha_i + \eta_t$$

$$(26) \quad \log(\text{PNB})_t = \sum_{j=0}^7 (DM_{t-j} \beta_j) + \sum_{j=0}^7 (\theta_j - \beta_j) \sum_{i=1}^4 X_{t-i-j} \alpha_i^* + \epsilon_t$$

où  $X_{t-i}$  est un vecteur de dimension 1 x 2 contenant des variables servant à prédire  $DM_t$ . Ces variables sont dans notre cas,  $DM_{t-i}$  et  $\log(\text{RTB})_{t-i}$  (conférer équation (23), page 92),

$\alpha_i$  est un vecteur de paramètres de dimension 2 x 1.

Pour plus de clarté, nous avons laissé tomber les constantes des équations de même que les variables de tendance et de dépenses publiques dans l'équation de la production. Cette simplification ne change rien à notre propos.

Nous constatons donc que le système sera inchangé si nous doublons tous les éléments  $\alpha_i^*$  (pour tout  $i$ ) et si nous réduisons de moitié les éléments  $\theta_j - \beta_j$  (pour tout  $j$ ). A cause de ce problème, les paramètres  $\theta_j - \beta_j$  et  $\alpha_i^*$  ne sont pas identifiés. Une contrainte sur n'importe quel élément de  $\theta_j$  ou  $\alpha_i^*$  est suffisante pour identifier ces paramètres. Ces contraintes sont fournies automatiquement si les hypothèses de la rationalité et de la neutralité sont maintenues. Donc, c'est seulement si aucune des hypothèses n'est maintenue que la condition de rang n'est pas satisfaite. Cependant, dans ce cas, il suffit de poser un des éléments  $\theta_j$  ou  $\alpha_i^*$  égal à une constante afin d'identifier les paramètres. Pour démontrer ce point, réécrivons l'équation de la production de la manière suivante :

$$(27) \quad \log(\text{PNB})_t = \sum_{j=0}^7 \left( \text{DM}_{t-j} \beta_j \right) + \sum_{j=0}^7 \sum_{i=1}^4 X_{t-i-j} \delta_{ij}$$

$$\text{où } \delta_{ij} = \alpha_i (\theta_j - \beta_j).$$

Notons que les  $\delta_{ij}$  sont les paramètres connus de la forme réduite et que les  $\beta_j$  sont identifiés et connus. Nous pouvons écrire :

$$\frac{\delta_{1j}}{\delta_{2j}} = \frac{\alpha_1 (\theta_j - \beta_j)}{\alpha_2 (\theta_j - \beta_j)} = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \quad j = 0, \dots, 7$$

$$\frac{\delta_{i1}}{\delta_{i2}} = \frac{\alpha_i (\theta_1 - \beta_1)}{\alpha_i (\theta_2 - \beta_2)} = \frac{\theta_1 - \beta_1}{\theta_2 - \beta_2} \quad i = 1, \dots, 4.$$

De manière générale,

$$\frac{\delta_{ij}}{\delta_{kj}} = \frac{\alpha_i}{\alpha_k} \quad \forall_{i,k} \quad j = 0, \dots, 7$$

$$\frac{\delta_{ij}}{\delta_{ik}} = \frac{\theta_j - \beta_j}{\theta_k - \beta_k} \quad \forall_{j,k} \quad i = 1, \dots, 4 .$$

Ainsi, en fixant un paramètre  $\alpha_i$ ,  $i = 1, \dots, 4$  où  $\theta_j$ ,  $j = 0, \dots, 7$ , tous les autres paramètres sont identifiés.

$$\text{Ex.:} \quad \frac{\delta_{1j}}{\delta_{2j}} = \frac{\alpha_1}{\alpha_2} \quad \frac{\delta_{2j}}{\delta_{3j}} = \frac{\alpha_2}{\alpha_3} .$$

En fixant  $\alpha_1$ , nous obtenons  $\alpha_2$  (étant donné que  $\delta_{1j}$  et  $\delta_{2j}$  sont connus); connaissant  $\alpha_2$ , nous pouvons obtenir  $\alpha_3$  et ainsi de suite.

Notons enfin que, dans les tests du quotient de vraisemblance, le nombre de contraintes testées (et donc le nombre de degrés de liberté dans les tests du  $\chi^2$ ) est égal au nombre de paramètres identifiés estimés dans le modèle non-contraint moins le nombre de paramètres identifiés estimés dans le modèle contraint.

(les cartes de contrôle sont insérées ici)

```

1 DATA ONE;
2 INPUT RTB1 RTB2 RTB3 RTB4 RTB5 LGNP LGNP1
3 #2 LGNP2 LGNP3 LGNP4 TIME TIME1 TIME2 TIME3
4 #3 TIME4 M1G M1G1 M1G2 M1G3 M1G4 M1G5
5 #4 LG LG1 LG2 LG3 LG4;
6 CARDS;

```

(les données apparaissent ici)

```

7 DATA ONEA;
8 SET ONE;
9 HETA = 0.559547*1.101806844*1.032674736;
10 M1G = M1G/HETA;
11 M1G1 = M1G1/HETA;
12 M1G2 = M1G2/HETA;
13 M1G3 = M1G3/HETA;
14 M1G4 = M1G4/HETA;
15 RTB1 = RTB1/HETA;
16 RTB2 = RTB2/HETA;
17 RTB3 = RTB3/HETA;
18 RTB4 = RTB4/HETA;
19 C = 1/HETA;
20 DATA ONEA;
21 SET ONEA;
22 DROP LGNP;
23 RENAME M1G=LGNP;
24 DATA ONER;
25 SET ONE;
26 C = 1;
27 DATA TWO;
28 SET ONER ONEA;
29 DATA TWOA;
30 SET TWO;
31 RENAME
32 M1G1=M1G1A M1G2=M1G2A M1G3=M1G3A M1G4=M1G4A
33 RTB1=RTB1A RTB2=RTB2A RTB3=RTB3A RTB4=RTB4A
34 C=CA;
35 DATA THREE;
36 MERGE TWO TWOA;
37 DATA EST;
38 SET THREE;
39 IF_N->=93 THEN M1G=0;
40 IF_N->=93 THEN C=0;
41 IF-N->=93 THEN TIME=0;
42 IF-N->=93 THEN TIME1=0;
43 IF-N->=93 THEN TIME2=0;
44 IF-N->=93 THEN TIME3=0;
45 IF-N->=93 THEN TIME4=0;

```

```
46 IF_N_>=93 THEN LG=0;
47 IF_N_>=93 THEN LG1=0;
48 IF_N_>=93 THEN LG2=0;
49 IF_N_>=93 THEN LG3=0;
50 IF_N_>=93 THEN LG4=0;
51 IF_N_>=93 THEN M1G1=0;
52 IF_N_>=93 THEN M1G2=0;
53 IF_N_>=93 THEN M1G3=0;
54 IF_N_>=93 THEN M1G4=0;
55 IF_N_>=93 THEN M1G5=0;
56 IF_N_>=93 THEN RTB1=0;
57 IF_N_>=93 THEN RTB2=0;
58 IF_N_>=93 THEN RTB3=0;
59 IF_N_>=93 THEN RTB4=0;
60 IF_N_>=93 THEN RTB5=0;
61 IF_N_>=93 THEN LGNP1=0;
62 IF_N_>=93 THEN LGNP2=0;
63 IF_N_>=93 THEN LGNP3=0;
64 IF_N_>=93 THEN LGNP4=0;
65 IF_N_<93 THEN M1G1A=0;
66 IF_N_<93 THEN M1G2A=0;
67 IF_N_<93 THEN M1G3A=0;
68 IF_N_<93 THEN M1G4A=0;
69 IF_N_<93 THEN RTB1A=0;
70 IF_N_<93 THEN RTB2A=0;
71 IF_N_<93 THEN RTB3A=0;
72 IF_N_<93 THEN RTB4A=0;
73 IF_N_<93 THEN CA=0;
74 IF_N_<28 THEN LGNP= ;
75 IF_N_>92 AND-N-<=120 THEN LGNP= ;
76 PROC NLIN CONVERGENCE=.0001;
77 OUTPUT OUT=DRESID PREDICTED=PRED RESIDUAL=RESID;
78 PARAMETERS
79 CO      =    5.48897375
80 T      =    0.00703491
81 GO     =    0.10432034
82 MO     =    0.90235910
83 M1     =    1.02127124
84 M2     =    1.04237647
85 M3     =    1.25446791
86 M4     =    0.67467291
87 M5     =    0.01313757
88 M6     =    0.06178763
89 M7     =   -0.58861830
90 EO     =    0.53846961
91 E1     =    0.60303618
92 E2     =    1.00170819
93 E3     =    1.17446756
94 E4     =    1.81223452
95 E5     =    0.82295287
```



```

96 E6 = 1.26762748
97 E7 = 0.20078372
98 A0 = 0.00480380
99 A1 = 0.64435486
100 A2 = -0.04186522
101 A3 = 0.20207974
102 A4 = 0.08147073
103 A5 = -0.02275669
104 A6 = 0.01896948
105 A7 = 0.00113350
106 A8 = 0.00093398
107 RHO1 = 0.85960915
108 RHO2 = 0.08045121
109 RHO3 = -0.18199294
110 RHO4 = 0.00361341
111;
112 ZC = C*(1-RHO1-RHO2-RHO3-RHO4);
113 MZC = ZC*(-M0-M1-M2-M3-M4-M5-M6-M7);
114 EZC=ZC*(E0+E1+E2+E3+E4+E5+E6+E7);
115 ZM = M1G1 - RHO1*M1G2 - RHO2*M1G3 - RHO3*M1G4 - RHO4*M1G5;
116 MZM = -M0*ZM - M1*LAG1(ZM) - M2*LAG2(ZM) - M3*LAG3(ZM) - M4*LAG4(ZM)
117 - M5*LAG5(ZM) - M6*LAG6(ZM) - M7*LAG7(ZM);
118 ZR = RTB1 - RHO1*RTB2 - RHO2*RTB3 - RHO3*RTB4 - RHO4*RTB5;
119 MZR = - M0*ZR - M1*LAG1(ZR) - M2*LAG2(ZR) - M3*LAG3(ZR) - M4*LAG4(ZR)
120 - M5*LAG5(ZR) - M6*LAG6(ZR) - M7*LAG7(ZR);
121 EZM = E0*ZM + E1*LAG1(ZM) + E2*LAG2(ZM) + E3*LAG3(ZM) + E4*LAG4(ZM)
122 + E5*LAG5(ZM) + E6*LAG6(ZM) + E7*LAG7(ZM);
123 EZR = E0*ZR + E1*LAG1(ZR) + E2*LAG2(ZR) + E3*LAG3(ZR) + E4*LAG4(ZR)
124 + E5*LAG5(ZR) + E6*LAG6(ZR) + E7*LAG7(ZR);
125 EM = A0*C + A1*M1G1 + A2*M1G2 + A3*M1G3 + A4*M1G4
126 + A5*RTB1 + A6*RTB2 + A7*RTB3 + A8*RTB4;
127 UM = M1G - EM;
128 UM1 = LAG1(UM);
129 UM2 = LAG2(UM);
130 UM3 = LAG3(UM);
131 UM4 = LAG4(UM);
132 UM5 = LAG5(UM);
133 UM6 = LAG6(UM);
134 UM7 = LAG7(UM);
135 UM8 = LAG8(UM);
136 UM9 = LAG9(UM);
137 UM10 = LAG10(UM);
138 UM11 = LAG11(UM);
139 EM1 = LAG1(EM);
140 EM2 = LAG2(EM);
141 EM3 = LAG3(EM);
142 EM4 = LAG4(EM);
143 EM5 = LAG5(EM);
144 EM6 = LAG6(EM);
145 EM7 = LAG7(EM);

```

```

146 EM8 = LAG8(EM);
147 EM9 = LAG9(EM);
148 EM10 = LAG10(EM);
149 EM11 = LAG11(EM);
150 RUM = UM - RHO1*UM1 - RHO2*UM2 - RHO3*UM3 - RHO4*UM4;
151 RUM1 = LAG1(RUM);
152 RUM2 = LAG2(RUM);
153 RUM3 = LAG3(RUM);
154 RUM4 = LAG4(RUM);
155 RUM5 = LAG5(RUM);
156 RUM6 = LAG6(RUM);
157 RUM7 = LAG7(RUM);
158 REM = EM - RHO1*EM1 - RHO2*EM2 - RHO3*EM3 - RHO4*EM4;
159 REM1 = LAG1(REM);
160 REM2 = LAG2(REM);
161 REM3 = LAG3(REM);
162 REM4 = LAG4(REM);
163 REM5 = LAG5(REM);
164 REM6 = LAG6(REM);
165 REM7 = LAG7(REM);
166 MODEL LGNP =
167 RHO1*LGNP1 + RHO2*LGNP2 + RHO3*LGNP3 + RHO4*LGNP4 +
168 CO*C*(1-RHO1-RHO2-RHO3-RHO4) +
169 T*(TIME - RHO1*(TIME1) - RHO2*(TIME2) - RHO3*(TIME3)
170 - RHO4*(TIME4))
171 + GO*(LG - RHO1*(LG1) - RHO2*(LG2) - RHO3*(LG3) - RHO4*(LG4))
172 + EO*REM + E1*REM1 + E2*REM2 + E3*REM3 + E4*REM4
173 + E5*REM5 + E6*REM6 + E7*REM7
174 + MO*RUM + M1*RUM1 + M2*RUM2 + M3*RUM3 + M4*RUM4
175 + M5*RUM5 + M6*RUM6 + M7*RUM7
176 + AO*CA + A1*M1G1A + A2*M1G2A + A3*M1G3A + A4*M1G4A
177 + A5*RTB1A + A6*RTB2A + A7*RTB3A + A8*RTB4A
178 ;
179 DER.CO = C*(1-RHO1-RHO2-RHO3-RHO4);
180 DER.T = (TIME -RHO1*TIME1 -RHO2*TIME2 -RHO3*TIME3 -RHO4*TIME4);
181 DER.GO = (LG - RHO1*LG1 - RHO2*LG2 - RHO3*LG3 - RHO4*LG4);
182 DER.MO = RUM;
183 DER.M1 = RUM1;
184 DER.M2 = RUM2;
185 DER.M3 = RUM3;
186 DER.M4 = RUM4;
187 DER.M5 = RUM5;
188 DER.M6 = RUM6;
189 DER.M7 = RUM7;
190 DER.EO = REM;
191 DER.E1 = REM1;
192 DER.E2 = REM2;
193 DER.E3 = REM3;
194 DER.E4 = REM4;
195 DER.E5 = REM5;
196 DER.E6 = REM6;
197 DER.E7 = REM7;

```

```

198 DER.A0 = MZC + EZC;
199 DER.A1 = MZM + EZM + M1G1A;
200 DER.A2 = LAG1(MZM) + LAG1(EZM) + M1G2A;
201 DER.A3 = LAG2(MZM) + LAG2(EZM) + M1G3A;
202 DER.A4 = LAG3(MZM) + LAG3(EZM) + M1G4A;
203 DER.A5 = MZR + EZR + RTB1A;
204 DER.A6 = LAG1(MZR) + LAG1(EZR) + RTB2A;
205 DER.A7 = LAG2(MZR) + LAG2(EZR) + RTB3A;
206 DER.A8 = LAG3(MZR) + LAG3(EZR) + RTB4A;
207 DER.RHO1 = LGNP1 - CO*C - T*(TIME1) - GO*(LG1)
208 -EO*EM1 - E1*EM2 - E2*EM3 - E3*EM4 - E4*EM5
209 -E5*EM6 - E6*EM7 - E7*EM8
210 -MO*UM1 - M1*UM2 - M2*UM3 - M3*UM4 - M4*UM5
211 -M5*UM6 - M6*UM7 - M7*UM8
212 ;
213 DER.RHO2 = LGNP2 - CO*C - T*(TIME2) - GO*(LG2)
214 -EO*EM2 - E1*EM3 - E2*EM4 - E3*EM5 - E4*EM6
215 -E5*EM7 - E6*EM8 - E7*EM9
216 -MO*UM2 - M1*UM3 - M2*UM4 - M3*UM5 - M4*UM6
217 -M5*UM7 - M6*UM8 - M7*UM9
218 ;
219 DER.RHO3 = LGNP3 - CO*C - T*(TIME3) - GO*(LG3)
220 -EO*EM3 - E1*EM4 - E2*EM5 - E3*EM6 - E4*EM7
221 -E5*EM8 - E6*EM9 - E7*EM10
222 -MO*UM3 - M1*UM4 - M2*UM5 - M3*UM6 - M4*UM7
223 -M5*UM8 - M6*UM9 - M7*UM10
224 ;
225 DER.RHO4 = LGNP4 - CO*C - T*(TIME4) - GO*(LG4)
226 -EO*EM4 - E1*EM5 - E2*EM6 - E3*EM7 - E4*EM8
227 -E5*EM9 - E6*EM10 - E7*EM11
228 -MO*UM4 - M1*UM5 - M2*UM6 - M3*UM7 - M4*UM8
229 -M5*UM9 - M6*UM10 - M7*UM11
230 ;
231 DATA DRESID;
232 SET DRESID;
233 KEEP RESID;
234 DATA DRESID4;
235 SET DRESID;
236 IF_N_<29 THEN DELETE;
237 IF_N_>92 THEN DELETE;
238 PROC MEANS;
239 DATA DRESID4;
240 SET DRESID;
241 IF_N_<121 THEN DELETE;
242 PROC MEANS;

```

Source : Mishkin (1983).

## APPENDICE 2

## SOURCES DES DONNEES

Les données suivantes nous ont été fournies par Barro :

- M1 : moyenne trimestrielle de M1,  
FED : dépenses fédérales nominales divisées par le dégonfleur du PNB,  
P : dégonfleur du PNB (1972 = 100),  
U : taux de chômage en pourcentage de la population active totale,  
Y : produit national brut réel (1972 = 100),  
t : variable de tendance (égale 100 en 1962 IV),  
G : dépenses fédérales réelles en biens et services (1972 = 100).

Nous citons les sources des données suivantes :

- PC : indice des prix à la consommation (1967 = 100),

données de 1960-1976 :

Business Statistics 1977, The Biennial Supplement to the Survey of Current Business, United States Department of Commerce/Bureau of Economic Analysis, p. 43, 229-230.

données de 1977 et 1978 :

Economic Report of the President, janvier 1979  
et 1980, respectivement, tableau B-49.

SURN : surplus nominal fédéral basé sur les comptes nationaux,  
données de 1960-1972 :

The National Income and Product  
Accounts of the United States, 1929-1974,  
tableaux statistiques, p. 101-103.

données de 1973, 1974, 1975 et 1976 :

Survey of Current Business, United States  
Department of Commerce/Bureau of Economic  
Analysis, juillet 1976, 1977, 1978 et 1979  
respectivement, tableau 3.2.

données de 1977-1978 :

Survey of Current Business, United States  
Department of Commerce/Bureau of Economic  
Analysis, juillet 1979, tableau 3.2.

UC : taux de chômage en pourcentage de la population active civile  
(moyenne trimestrielle)

données de 1960-1978 :

bande CANSIM, matrice B53106.

R4 :       taux d'intérêt sur les papiers commerciaux de 4 à 6 mois.  
données de 1960-1978 :

Economic Report of the President, différents numéros,  
tableau intitulé : "Bond Yields and Interest Rates",  
les données d'une année ont été puisées dans la  
publication de l'année suivante (ex.: les données  
de l'année 1960 ont été puisées dans la publication  
de l'année 1961).

RTB :       taux d'intérêt sur les bons du Trésor à 90 jours,  
données de 1956-1978 :

Economic Report of the President, différents numéros,  
tableau intitulé : "Bond Yields and Interest Rates",  
même procédure de collection que pour R4.

Toutes les données sont désaisonnalisées sauf, bien entendu,  
les données des taux d'intérêt et la variable de tendance.

APPENDICE 3

TABLEAUX

Tableau 1

Barro et Rush (1980), modèle trimestriel

Equation du taux de croissance de la monnaie : $DM1_t$ 1941 I - 1978 I			Equation de la production $LOG(Y_t)$ 1947 III - 1978 I				
C	.0149	(3.104)	C	5.78	(192.666)	5.56	(79.428)
$DM1_{t-1}$	.54	(6.750)	$DM1R_t$	0.52	(2.888)	0.55	(3.055)
$DM1_{t-2}$	-.05	(-.555)	$DM1R_{t-1}$	1.13	(4.185)	1.22	(4.518)
$DM1_{t-3}$	.03	(.333)	$DM1R_{t-2}$	1.25	(3.906)	1.40	(4.375)
$DM1_{t-4}$	.09	(1.125)	$DM1R_{t-3}$	1.53	(4.500)	1.64	(4.823)
$DM1_{t-5}$	-.01	(-.125)	$DM1R_{t-4}$	1.60	(4.705)	1.64	(4.823)
$DM1_{t-6}$	.13	(1.857)	$DM1R_{t-5}$	1.13	(3.645)	1.18	(3.806)
$FEDV_t$	.0104	(4.666)	$DM1R_{t-6}$	0.75	(3.000)	0.80	(3.200)
$UN_{t-1}$	-.003	(-.060)	$DM1R_{t-7}$	0.28	(1.750)	0.33	(2.200)
$UN_{t-2}$	.015	(2.142)	$MIL_t$	0.36	(3.272)		
$UN_{t-3}$	-.007	(-1.400)	$LOG(G_t)$			0.72	(4.235)
$\sigma$	.0049		T	.00897	(47.210)	.00828	(59.142)
D.W.	2.0		$\rho_1$	1.20	(13.333)	1.22	(13.555)
			$\rho_2$	-0.37	(-4.111)	-0.42	(-4.666)
			$\sigma$	.0092		.0090	
			D.W.	2.1		2.1	

Notes :  $DM1_t = \log(M1_t/M1_{t-1})$   
 $FEDV_t = \log FED_t - [\log(FED)]_t^*$   
où  $[\log(FED)]_t^* = .05[\log(FED)]_t + (1-.05)[\log(FED)]_{t-1}^*$   
et FED = dépenses fédérales nominales divisées par le dégonfleur implicite  
du PNB

$UN_t = \log(U/(1-U))_t$

où U = taux de chômage en pourcentage de la population active totale

$DM1R_t$  = résidus de l'équation  $DM1_t$

Y = PNB réel

MIL = personnel militaire/population mâle âgée de 15 à 44 ans.

G = dépenses fédérales réelles en biens et services.

T = variable de tendance

$\rho_i$  = coefficient d'autocorrélation d'ordre i.

$\sigma$  = écart-type de la régression.

D-W = statistique Durbin-Watson.

Statistique t entre parenthèses.

Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires.



Tableau I  
Barro et Rush (1980), modèle trimestriel (suite)

Equation du taux de chômage : $\log(U/1-U)_t$ 1949 III - 1978 I		Equation du niveau des prix : $\log(P_t)$ 1948 III - 1978 I	
C	-2.69 (-44.833)	-2.48 (-14.588)	-0.36 (-.900)
DMIR <sub>t</sub>	-4.1 (-2.411)	-4.0 (-2.105)	0.93 (10.333)
DMIR <sub>t-1</sub>	-7.2 (-2.880)	-7.1 (-2.629)	-0.64 (-4.571)
DMIR <sub>t-2</sub>	-12.2 (-4.206)	-11.8 (-3.687)	-1.04 (-4.333)
DMIR <sub>t-3</sub>	-13.6 (-4.689)	-13.0 (-3.939)	-1.08 (-3.483)
DMIR <sub>t-4</sub>	-15.2 (-5.241)	-14.7 (-4.454)	-0.96 (-2.594)
DMIR <sub>t-5</sub>	-12.2 (-4.357)	-11.6 (-3.625)	-0.92 (-2.300)
DMIR <sub>t-6</sub>	-8.4 (-3.360)	-8.1 (-3.000)	-0.88 (-2.095)
DMIR <sub>t-7</sub>	-4.0 (-2.352)	-4.0 (-2.666)	-1.08 (-2.511)
MIL <sub>t</sub>	-3.4 (-6.800)	-4.5 (-3.214)	-1.03 (-2.395)
(G/Y) <sub>t</sub>			-1.01 (-2.404)
ρ <sub>1</sub>	1.16 (12.888)	1.19 (13.222)	-0.97 (-2.365)
ρ <sub>2</sub>	-0.41 (-4.555)	-0.39 (-4.333)	-0.78 (-2.108)
σ	.083		-0.90 (-2.727)
D.W.	2.2		-0.84 (-3.230)
			-0.51 (-2.833)
			-0.31 (-3.100)
			-0.32 (-2.285)
			-0.2 (0.666)
			-0.0055 (0.555)
			1.60 (20.000)
			-0.67 (9.571)
			.0051
			2.2

Notes : Pt = dégonfleur du PNB; M1 = moyenne trimestrielle de M1; R = taux d'intérêt sur les obligations Aaa;  
Statistique t, entre parenthèses; voir note précédente pour les autres définitions; méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires.

Tableau 2

Hamburger et Zwick (1981), équations du taux de croissance de la masse monétaire, données annuelles

Equations du taux de croissance de la masse monétaire : $DM1_t$ , 1961-1974						
C	-0.105	(-1.54)	0.01	(1.98)	-0.021	(-0.31)
$DM1_{t-1}$	0.41	(2.00)	0.69	(6.33)	0.63	(3.30)
$FED_t$	0.68	(1.79)			0.18	(0.46)
$DEF_t$			1.06	(2.74)	0.92	(1.92)
$\rho_1$	-0.20		-0.35		-0.40	
$\overline{R^2}$	0.568		0.664		0.637	
$\sigma$	0.0120		0.0106		0.0110	
D.W.	2.19		2.33		2.27	

Notes : FED = dépenses nominales fédérales/(dégonfleur du PNB x valeur de tendance du PNB réel)

DEF = déficit fédéral nominal (sur la base des comptes nationaux)/(dégonfleur du PNB x valeur de tendance du PNB réel)

Statistiques t, entre parenthèses.

Voir notes précédentes pour les autres définitions en tenant compte que les données sont annuelles.

Méthode d'estimation : Hildreth-Liu.

Tableau 3

Havrilesky, Sapp et Schweitzer (1976), équations du taux d'intérêt,  
données annuelles

var. explic. période	C	U <sub>t-1</sub>	PC <sub>t-1</sub>	FX <sub>t-1</sub>	DBCP <sub>t-1</sub>	DM1 <sub>t-1</sub>	DRPD <sub>t-1</sub>	R <sup>2</sup>	D.W.
64(01)-66(11)	-80.988 (-10.342)	-0.0365 (-0.2603)	0.5577 (11.348)	1.256 (3.593)				.98	1.759
66(12)-67(11)	-20.247 (-.884)	-1.714 (-2.185)	.3569 (3.153)	-1.765 (-.2412)	.3968 (.2009)			.70	0.52
67(12)-68(06)	-73.671 (-10.570)	.9767 (1.524)	.8622 (11.946)	-4.987 (-1.990)	.7979 (.6500)			.93	.782
69(01)-70(01)	33.676 (2.0248)	-1.2596 (-2.5475)	-.61965 (-2.5985)	1.7359 (2.5373)	.17305 (.14339)			.93	1.266
70(02)-71(07)	32.281 (2.2040)	-1.3635 (-3.2445)	-.5806 (-2.724)	1.6289 (2.5773)		.79498 (1.3697)		.94	1.352
71(08)-72(09)	-34.759 (-1.5216)	-.0360 (-.0373)	.6840 (3.326)	-1.3053 (-5.5958)	-.0277 (-.0240)			.81	1.21
...	-37.459 (-1.625)	-.0410 (-0.0659)	.7053 (3.441)	-1.3165 (-5.764)		-.3011 (-.4978)		.81	1.21
...	-37.131 (-1.651)	-.0417 (-0.0442)	.7049 (3.501)	-1.303 (-5.785)			-1.1661 (-.6578)	.82	1.30
72(09)-74(02)	-6.3175 (-1.1470)	-1.6929 (-2.4571)	.09838 (4.5887)	.29339 (5.6079)	-.75752 (-.63544)			.97	1.80
...	-6.2691 (-1.0975)	-1.7107 (-2.353)	.09584 (4.4398)	.29508 (5.3131)		-.12627 (-.18808)		.97	1.99
...	-4.9535 (-.89241)	-1.8633 (-2.6850)	.10144 (4.7861)	.26497 (4.4593)			.68347 (1.0631)	.97	2.18

Notes : La variable dépendante est le taux sur les "Federal Funds"; U = taux de chômage; PC = indice des prix de gros; FX = taux de change par rapport au mark allemand; DM1 = taux de croissance de M1; DRPD = taux de croissance des réserves disponibles pour supporter les dépôts privés; DBCP = taux de croissance d'une mesure de crédit des banques (the adjusted bank credit proxy); Statistiques t, entre parenthèses; Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires.

Tableau 5

Mishkin (1982a et b), Équations d'anticipation, données trimestrielles, 1960 I - 1980 IV

var. explicat.	1		2		3	
	DM		DYN		DP	
Constante	.0031	(2.5833)	.0068	(2.72)	-.0008	(-0.7273)
DM1 <sub>t-1</sub>	.672	(5.9416)				
DM1 <sub>t-2</sub>	.0471	(.3298)				
DM1 <sub>t-3</sub>	-.0353	(-.2599)				
DM1 <sub>t-4</sub>	-.0390	(-.3302)				
DYN <sub>t-1</sub>			.2209	(2.1098)		
DYN <sub>t-2</sub>			.1368	(1.2597)		
DYN <sub>t-3</sub>			.0407	(0.3800)		
DYN <sub>t-4</sub>			-.1774	(-1.7793)		
DP <sub>t-1</sub>					.2477	(2.3501)
DP <sub>t-2</sub>					.1498	(1.3781)
DP <sub>t-3</sub>					.2744	(2.5197)
DP <sub>t-4</sub>					.0466	(0.4498)
RTB <sub>t-1</sub>	-.4037	(-3.9309)			.2513	(3.0797)
RTB <sub>t-2</sub>	.5918	(3.6085)			-.1311	(-0.9902)
RTB <sub>t-3</sub>	-.1897	(-1.0972)			.1684	(1.1302)
RTB <sub>t-4</sub>	.0091	(.0802)			-.2423	(-2.3802)
SURP <sub>t-1</sub>	-.2055	(-2.7004)				
SURP <sub>t-2</sub>	.0996	(1.1801)				
SURP <sub>t-3</sub>	.0387	(0.4398)				
SURP <sub>t-4</sub>	-.0776	(-1.0197)				
DM2 <sub>t-1</sub>			.3549	(1.8699)	.1234	(1.3198)
DM2 <sub>t-2</sub>			.0085	(0.0324)	.0011	(0.0100)
DM2 <sub>t-3</sub>			.4365	(1.6801)	.1874	(1.7193)
DM2 <sub>t-4</sub>			-.0799	(-0.3799)	-.2240	(-2.5806)
R <sup>2</sup>	.6601		.3712		.7411	
σ	.0042		.00880		.00347	
D.W.	1.98		2.11		1.74	

Notes : DM1 = taux de croissance trimestriel moyen de M1; RTB = taux moyen sur les bons du Trésor à 90 jours; SURP = surplus de plein-emploi; DYN = taux de croissance trimestriel du PNB nominal; DP = taux de croissance trimestriel du dégonfleur du PNB; DM2 = taux de croissance trimestriel moyen de M2; Statistique t, entre parenthèses; Méthode d'estimation : moindres carrés ordinaires.

Tableau 6

Hoffman et Schlagenhauf (1982), équation du taux de croissance de la masse monétaire, données trimestrielles, 1960 I - 1980 IV

Variable dépendante : $DM2_t$		
C	.0154	(1.54)
$DM2_{t-1}$	.1695	(1.3253)
$DM2_{t-2}$	.1761	(1.3231)
$DM2_{t-3}$	.0280	(0.2162)
$DM2_{t-4}$	-.1222	(-0.9480)
$R_{t-1}$	-.0074	(-5.2857)
$R_{t-2}$	.0062	(3.1000)
$R_{t-3}$	-.0009	(-0.3600)
$R_{t-4}$	.0022	(1.1579)
$CUR_{t-1}$	-.0461	(-0.7722)
$CUR_{t-2}$	-.0219	(-0.2532)
$CUR_{t-3}$	-.1725	(-1.8254)
$CUR_{t-4}$	.0807	(1.0995)
$R^2$	.5093	
$\sigma$	.0058	
D.W.	1.8927	

Notes :  $DM2$  = taux de croissance trimestriel moyen de  $M2$ .

$R$  = taux d'intérêt de court terme.

$CUR$  = solde du compte courant de la balance des paiements.

Statistiques  $t$ , entre parenthèses.

Tableau 9

Equation du taux de croissance de la masse monétaire, statistiques F des variables explicatives essayées

Variables explicatives essayées	Statistiques F <sup>1</sup>
DM1	12.412
LRTB	4.615
LR4	4.300
SUR	2.010
DPC	1.710
UNN	0.927
UN	1.430
DY	1.280
DG	0.593
FEDV	0.316
DSURR	0.531
SURG	1.819
SURR	1.936
DFED	0.0486
DP	0.431

Notes : <sup>1</sup>Statistiques F pour la signification conjointe des quatre retards des variables mentionnées. La valeur critique à 5 % d'une F (4,63) est 2.51.

UNN =  $\log(UC/(1-UC))$  où UC = taux de chômage en pourcentage de la population active civile.

DY<sub>t</sub> =  $\log(Y_t/Y_{t-1})$  où Y = production réelle.

DG<sub>t</sub> =  $\log(G_t/G_{t-1})$  où G = dépenses fédérales en biens et services.

DSURR<sub>t</sub> =  $\log(SURR_t/SURR_{t-1})$  où SURR = surplus nominal fédéral (basé sur les comptes nationaux)/dégonfleur du PNB.

SURG = surplus nominal fédéral (basé sur les comptes nationaux)/(dégonfleur du PNB x PNB réel).

DFED<sub>t</sub> =  $\log(FED_t/FED_{t-1})$  où FED = dépenses nominales fédérales/dégonfleur du PNB.

DP<sub>t</sub> =  $\log(P_t/P_{t-1})$  où P = dégonfleur du PNB.

LR4 = logarithme du taux d'intérêt sur les papiers commerciaux de 4 à 6 mois.

DPC<sub>t</sub> =  $\log(PC_t/PC_{t-1})$  où PC = indice des prix à la consommation.

LRTB = logarithme du taux d'intérêt sur les bons du Trésor à 90 jours.

SUR = surplus nominal fédéral (basé sur les comptes nationaux)/(dégonfleur du PNB x valeur de tendance du PNB réel).

UN =  $\log(U/(1-U))$  où U = taux de chômage en pourcentage de la population active totale.

Les autres variables ont déjà été définies.

Tableau 10

Autocorrélations échantillonales et partielles de  
l'équation d'anticipation retenue

Retards	Autocorrélations échantillonales						Ecart- type de la rangée
1-6	-.01	-.03	-.05	-.02	-.16	.14	.12
7-12	-.11	-.20	-.13	.05	.16	-.04	.12
13-18	-.13	-.13	-.08	.12	.17	.07	.13
19-24	.02	.08	.10	.10	.01	-.21	.13
Retards	Autocorrélations partielles						Ecart- type de la rangée
1-6	-.01	-.03	-.05	-.02	-.16	.14	.12
7-12	-.13	-.22	-.14	-.01	.19	-.13	.12

Tableau 12

Estimation simultanée du modèle, 1963 I-1978 IV, modèle dans lequel les variables monétaires sont retardées jusqu'à sept périodes et où il n'y a pas de contrainte des polynômes d'Almon.

Modèles Var. explicat.	Contraint : Rationalité et neu- tralité		Contraint : Rationalité		Non-contraint	
	1		2		3	
Constante	5.4769	(21.108)	5.4914	(20.094)	5.6021	(14.633)
T	0.007563	(21.340)	0.007023	(19.394)	0.007200	(12.022)
LOG(G) <sub>t</sub>	0.1130	(2.274)	0.1040	(1.979)	0.09200	(1.397)
DMIR <sub>t</sub>	0.8482	(3.304)	0.9019	(3.384)	0.7393	(2.126)
DMIR <sub>t-1</sub>	1.4689	(4.019)	1.0252	(2.121)	0.6299	(1.466)
DMIR <sub>t-2</sub>	1.5859	(3.280)	1.0490	(1.994)	0.5981	(1.327)
DMIR <sub>t-3</sub>	2.0072	(3.698)	1.2585	(2.113)	0.8681	(1.936)
DMIR <sub>t-4</sub>	1.5410	(2.699)	0.6823	(1.186)	0.2252	(0.530)
DMIR <sub>t-5</sub>	1.1903	(2.333)	-0.004413	(-0.00691)	0.4586	(0.567)
DMIR <sub>t-6</sub>	0.6696	(1.662)	0.05470	(0.128)	-0.07445	(-0.166)
DMIR <sub>t-7</sub>	0.0915	(0.348)	-0.6204	(-1.183)	-0.1336	(-0.130)
DM1A <sub>t</sub>	-		0.5239	(0.902)	0.5900	( - )
DM1A <sub>t-1</sub>	-		0.5881	(1.012)	0.6676	(1.559)
DM1A <sub>t-2</sub>	-		0.9962	(1.424)	0.8338	(0.922)
DM1A <sub>t-3</sub>	-		1.1663	(1.670)	0.8431	(1.533)
DM1A <sub>t-4</sub>	-		1.8479	(2.262)	0.6625	(0.555)
DM1A <sub>t-5</sub>	-		0.8294	(1.245)	0.6617	(0.641)
DM1A <sub>t-6</sub>	-		1.3142	(1.883)	0.2861	(0.274)
DM1A <sub>t-7</sub>	-		0.1973	(0.414)	0.2526	(0.205)



Tableau 12 (suite)

Modèles Var. explicat.	Contraint : Rationalité et neu- tralité		Contraint : Rationalité		Non-contraint	
	1		2		3	
Constante	0.004804	( - )	0.004804	( - )	0.004804	( - )
DM1 <sub>t-1</sub>	0.7193	(5.345)	0.6406	(4.722)	0.1102	(0.0761)
DM1 <sub>t-2</sub>	-0.1202	(-0.756)	-0.04287	(-0.262)	0.8871	(0.395)
DM1 <sub>t-3</sub>	0.02400	(0.168)	0.2086	(1.463)	0.4804	(0.332)
DM1 <sub>t-4</sub>	-0.07177	(-0.605)	0.07977	(0.635)	0.3123	(0.298)
LRTB <sub>t-1</sub>	-0.01792	(-3.311)	-0.02256	(-3.373)	-0.05572	(-0.417)
LRTB <sub>t-2</sub>	0.01996	(2.142)	0.01850	(1.846)	-0.004230	(-0.0970)
LRTB <sub>t-3</sub>	0.005026	(0.517)	0.001077	(0.111)	-0.0004539	(-0.0114)
LRTB <sub>t-4</sub>	-0.006184	(-1.077)	0.001264	(0.212)	0.03525	(0.394)
RHO1	0.9166	(6.412)	0.8547	(5.765)	0.7452	(4.235)
RHO2	0.06981	(0.352)	0.07833	(0.391)	0.1011	(0.432)
RHO3	-0.0905	(-0.443)	-0.1791	(-0.836)	-0.03674	(-0.145)
RHO4	-0.09953	(-0.671)	0.008907	(0.0531)	0.006905	(0.0343)
$\sigma$ $\epsilon$ q.prod.	0.006885		0.006675		0.006208	
$\sigma$ $\epsilon$ q. monn.	0.007025		0.006701		-	

Notes : Statistique t, entre parenthèses.

## BIBLIOGRAPHIE

- Abel, Andrew et Mishkin, Frederic S., "An Integrated View of Tests of Rationality, Market Efficiency and the Short-Run Neutrality of Monetary Policy", Journal of Monetary Economics, Vol. 11, No. 1, janvier 1983, pp. 3-24.
- Bailey, Martin N., "Discussion", dans After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and High Unemployment, Conference Series No. 19, Federal Reserve Bank of Boston, juin 1978, pp. 156-163.
- Barro, Robert J., Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States, University of Rochester, juillet 1975, 60 p.
- Barro, Robert J., "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", Journal of Monetary Economics, Vol. 2, No. 1, janvier 1976, pp. 1-32.
- Barro, Robert J., "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States" American Economic Review, Vol. 67, No. 2, mars 1977a, pp. 101-115.
- Barro, Robert J., "Long-Term Contracting, Sticky Prices, and Monetary Policy", Journal of Monetary Economics, Vol. 3, No. 3, juillet 1977b, pp. 305-316.
- Barro, Robert J., "Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States", Journal of Political Economy, Vol. 86, No. 4, août 1978a, pp. 549-580.
- Barro, Robert J., "Comment from an Unreconstructed Ricardian", Journal of Monetary Economics, Vol. 4, No. 3, août 1978b, pp. 569-581.
- Barro, Robert J., "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States: Reply" American Economic Review, Vol. 69, No. 5, décembre 1979, pp. 1004-1009.
- Barro, Robert J. et Rush, Mark, "Unanticipated Money and Economic Activity", 2 parties, dans Rational Expectations and Economic Policy, Chicago, édité par S. Fischer, University of Chicago Press pour le National Bureau of Economic Research, 1980, pp. 23-48.
- Blinder, Alan, "Comment", dans Rational Expectations and Economic Policy, Chicago, édité par S. Fischer, University of Chicago Press pour le National Bureau of Economic Research, 1980, pp. 49-54.

- Buchanan, J.M. et Wagner, R. Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes, New York, Academic Press, 1977, pp. 114-117.
- Chow, G.C., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions", Econometrica, Vol. 28, No. 3, 1960, pp. 591-605.
- Fischer, Stanley, "Long-Term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply Rule" Journal of Political Economy, Vol. 85, No. 1, février 1977a, pp. 191-205.
- Fischer, Stanley, "Long-Term Contracting, Sticky Prices, and Monetary Policy: A Comment", Journal of Monetary Economics, Vol. 3, No. 3, juillet 1977b, pp. 317-323.
- Friedman, Milton, A Program for Monetary Stability, New York, Fordham University Press, 1960, chap. 4, pp. 77-101.
- Frydman, Roman, "Sluggish Price Adjustments and the Effectiveness of Monetary Policy Under Rational Expectations: A Comment", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 13, No. 1, février 1981, pp. 94-102.
- Gaudry, Marc J.I., Liem, Tran Cong et Sabourin, Yvon, "DSDM Project - GAUSEQ: A Generalized Autoregressive Single Equation Estimation Procedure", Cahier 8121, Département de sciences économiques et Centre de recherche en développement économique, Université de Montréal, juin 1981, 36 p.
- Gordon, Robert J., "The Theory of Domestic Inflation", American Economic Review, Vol. 67, No. 1, février 1977, pp. 128-134.
- Gordon, Robert J., New Evidence that Fully Anticipated Monetary Changes Influence Real Output After All, Discussion Paper No. 369, Northwestern University and the National Bureau of Economic Research, avril 1979, 38 p.
- Gordon, Robert J., "Output Fluctuations and Gradual Price Adjustment", Journal of Economic Literature, Vol. XIX, No. 2, juin 1981, pp. 493-530.
- Gordon, Robert J., "Price Inertia and Policy Ineffectiveness in the United States, 1890-1980" Journal of Political Economy, Vol. 90, No. 5, décembre 1982, pp. 1087-1117.
- Granger, C.W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", Econometrica, Vol. 37, No.3, juillet 1969, pp. 424-438.

- Hamburger, Michael J. et Zwick, Burton, "Deficits, Money and Inflation", Journal of Monetary Economics, Vol. 7, No. 1, janvier 1981, pp. 141-150.
- Hamburger, Michael J. et Zwick, Burton, "Deficits, Money and Inflation: Reply", Journal of Monetary Economics, Vol. 10, No. 2, septembre 1982, pp. 279-283.
- Havrilesky, Thomas M., Sapp, Robert H. et Schweitzer, Robert L., "Tests of the Federal Reserve's Reaction to the State of the Economy: 1964-74", dans Current Issues in Monetary Theory and Policy, Illinois, AHM Publishing Company, 1976, pp. 466-484.
- Hoffman, Denis L. et Schlagenhauf, Don E., "An Econometric Investigation of the Monetary Neutrality and Rationality Propositions from an International Perspective", Review of Economics and Statistics, Vol. LXIV, No. 4, novembre 1982, pp. 562-571.
- Leiderman, Leonardo, "Macroeconometric Testing of the Rational Expectations and Structural Neutrality Hypothesis for the United States", Journal of Monetary Economics, Vol. 6, No. 1, janvier 1980, pp. 69-82.
- Lucas, Robert E. Jr., "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", American Economic Review, Vol. 63, No. 3, juin 1973, pp. 326-334.
- McCallum, Bennett T., "Price-Level Stickiness and the Feasibility of Monetary Stabilization Policy with Rational Expectations", Journal of Political Economy, Vol. 85, No. 3, juin 1977, pp. 627-634.
- McCallum, Bennett T., "Price Level Adjustments and the Rational Expectations Approach to Macroeconomic Stabilization Policy", Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 10, No. 4, novembre 1978, pp. 418-436.
- McCallum, Bennett T., "On the Observational Inequivalence of Classical and Keynesian Models", Journal of Political Economy, Vol. 87, No. 2, avril 1979, pp. 395-402.
- McMillin, Douglas W. et Beard, Thomas R., "Deficits, Money and Inflation: Comment", Journal of Monetary Economics, Vol. 10, No. 2, septembre 1982, pp. 273-277.
- Mishkin, Frederic S., "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation", Journal of Political Economy, Vol. 90, No. 1, février 1982, pp. 22-51.

- Mishkin, Frederic S., "Does Anticipated Aggregate Demand Policy Matter? Further Econometric Results", American Economic Review, Vol. 72, No. 4, septembre 1982, pp. 788-802.
- Mishkin, Frederic S., A Rational Expectations Approach to Macroeconomics. Testing Policy Ineffectiveness and Efficient-Markets Models, Chicago, The University of Chicago Press pour le National Bureau of Economic Research, 1983, 172 p.
- Phelps, Edmund S. et Taylor, John B., "Stabilizing Powers of Monetary Policy Under Rational Expectations", Journal of Political Economy, Vol. 85, No. 1, février 1977, pp. 163-190.
- Sargent, Thomas J., "The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics", Journal of Political Economy, Vol. 84, No. 3, juin 1976, pp. 631-640.
- Sargent, Thomas J. et Wallace, Neil, "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule", Journal of Political Economy, Vol. 83, No. 2, avril 1975, pp. 241-254.
- SAS Institute, SAS User's Guide, 1979 Edition, Raleigh, N.C., SAS Institute, 1979.
- Sheffrin, Steven M., "Unanticipated Money Growth and Output Fluctuations", Economic Inquiry, Vol. 17, No. 1, janvier 1979, pp. 1-13.
- Small, David H., "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States: Comment", American Economic Review, Vol. 69, No. 5, décembre 1979, pp. 996-1003.

## REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier mon directeur de thèse, M. Daniel Racette, pour son aide apportée durant mes études de maîtrise et tout au long de la rédaction de ce mémoire. Je tiens aussi à remercier ma famille, mon mari et mes amis pour le soutien qu'ils m'ont apporté durant ces années. Je remercie M. Claude Plasse de l'Ecole Polytechnique pour l'aide apportée lors de l'utilisation du progiciel SAS. Enfin, je remercie Mme Lucie Lecomte pour avoir dactylographié ce texte.

