

Article

« La règle monétaire de McCallum revue à la lumière de la méthodologie de Litterman »

Daniel Racette, Jacques Raynauld et Simon Lauzon

L'Actualité économique, vol. 68, n°1-2, 1992, p. 262-282.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602067ar>

DOI: 10.7202/602067ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

LA RÈGLE MONÉTAIRE DE McCALLUM REVUE À LA LUMIÈRE DE LA MÉTHODOLOGIE DE LITTERMAN*

Daniel RACETTE

Jacques RAYNAULD

Simon LAUZON

Institut d'économie appliquée

École des Hautes Études Commerciales

RÉSUMÉ — Depuis l'abandon du contrôle des agrégats monétaires par les grandes banques centrales, la règle de McCallum a attiré une attention soutenue dans la littérature macroéconomique. Tant McCallum que ses critiques ont tenté de cerner le caractère stabilisateur de la règle et sa robustesse sous différents régimes et modèles. Dans cet article, nous adoptons une vision pragmatique et tentons de mettre en lumière des facettes empiriques méconnues de la règle de McCallum en utilisant une méthodologie qui allie judicieusement l'utilisation d'un modèle BVAR de l'économie américaine et la théorie du contrôle optimal (Litterman, 1987). Nos résultats montrent i. que la base monétaire est un instrument relativement anémique de la politique monétaire américaine; ii. que son utilisation pour stabiliser le revenu nominal peut mener à des fluctuations difficilement acceptables de l'ensemble des autres variables du système et est donc sujette à la critique de Lucas; iii. qu'il est possible, à l'aide du contrôle optimal, de pousser l'analyse de la règle et de trouver de nouvelles configurations qui ont de meilleures propriétés stabilisatrices des variables objectifs.

ABSTRACT *McCallum's Monetary Rule Revisited Through Litterman's Methodology*. Since the abandonment of monetary targeting by the Central Banks of major industrial nations, McCallum's rule has attracted renewed attention in the macroeconomic literature. Both McCallum and his critics have investigated the stabilizing properties of the rule and its robustness across regimes and models. In this paper, we adopt the same pragmatic view and seek to discover some unknown empirical properties of McCallum's rule by using a methodology that blends a BVAR model of the U.S. economy to the theory of optimal control (Litterman, 1987). Our results indicate that i. the monetary base is a rather weak instrument of U.S. monetary policy; ii. its use to stabilize nominal income leads to large fluctuations in the other variables of the system subjecting the whole exercise to the Lucas critique; iii. that

* Nous tenons à souligner le support financier du Fonds FCAR, du Fonds Faribeault de l'Université de Montréal et du Centre d'études en administration internationale de l'École des Hautes Études Commerciales. Nous remercions un arbitre anonyme et Lise Salvas-Bronsard pour des commentaires qui ont permis de clarifier la présentation de ce texte.

optimal control analysis can be used to investigate marginally different configurations of McCallum's rule that have better overall stabilizing properties.

INTRODUCTION

Depuis quelques années, Bennett McCallum (1984, 1987, 1988, 1990) s'est fait l'ardent promoteur d'une règle monétaire simple et opérationnelle qui a pour objectif principal de conduire à une expansion lisse et non inflationniste de la dépense nominale. Décrite simplement, cette règle stipule un taux de croissance de la base monétaire ancré sur la croissance historique de la production réelle mais permet des ajustements pour tenir compte des changements de vélocité de la base et des déviations de la dépense nominale par rapport à une cible préalablement établie.

McCallum assoit son argumentation sur plusieurs constatations. Suite aux travaux de Kydland et Prescott (1977), il prend pour acquis que la profession s'est ralliée à l'idée de la supériorité d'une règle monétaire par rapport à des actions discrétionnaires. Tout comme Mankiw (1990), il constate aussi qu'il n'existe pas présentement de modèle macroéconomique dominant qui explique l'évolution à court-terme des grands agrégats et plus particulièrement la division de la production nominale en composantes réelle et monétaire. Par contre, McCallum note un consensus sur l'indépendance des mouvements de long terme des variables réelles par rapport au taux de croissance moyen des variables nominales. Ces deux derniers points l'ont incité à choisir le revenu nominal comme objectif des autorités monétaires. D'autres auteurs (Bean, 1983; Taylor, 1985) ont aussi proposé le ciblage du revenu nominal mais McCallum insiste sur la nature opérationnelle de sa règle qui adopte la base monétaire comme instrument, une variable directement sous le contrôle des autorités monétaires de la plupart des pays.

Il va sans dire que de tels travaux ne sont pas passés inaperçus, McCallum lui-même invitant d'autres chercheurs à évaluer la performance de sa règle. Ainsi, B. Friedman (1988) s'interroge sur la pertinence de la base comme instrument tandis que Loef (1989) a soulevé la possibilité que cette règle intensifie les fluctuations conjoncturelles de courte durée. Le théoricien macro-économique invoquera plutôt l'incourtournable critique de Lucas. Comme la plupart des macro-économistes appliqués, McCallum prend bien note de ce point fondamental mais tente d'en limiter la portée en examinant la robustesse de sa règle, *i.e.* sa performance sous différents régimes et modèles. Dans cet article, nous adoptons aussi une vision pragmatique et tentons de mettre en lumière des facettes empiriques méconnues de la règle de McCallum, contribuant ainsi, nous l'espérons, à une discussion plus éclairée du problème fondamental de la conduite pratique de la politique monétaire.

Plus spécifiquement, notre analyse s'inspire d'une recherche de Robert Litterman (1987) qui évalue la performance de la politique monétaire américaine à l'aide d'un modèle BVAR et de la théorie du contrôle optimal. Nous pensons que ces deux ingrédients, judicieusement transposés, apporteront un éclairage nouveau concernant la règle de McCallum.

Les modèles VAR et plus récemment leurs pendants bayésiens (BVAR) sont les outils privilégiés de la méthodologie empirique athéorique développée depuis plus de 10 ans par Litterman (1979, 1986), Sims (1980) et Doan, Litterman et Sims (1984). L'expérience pratique accumulée a montré que la performance prévisionnelle des modèles BVAR est très satisfaisante (voir McNees, 1986), ce qui suggère qu'ils approximent bien les propriétés stochastiques des variables étudiées. Nous allons donc appuyer notre analyse de la règle de McCallum sur un modèle BVAR de l'économie américaine tel que spécifié par Litterman (1987), en y ajoutant quelques modifications. À l'aide de ce modèle, nous mettrons en lumière les propriétés cycliques importantes de l'économie américaine, étape essentielle à une meilleure compréhension de l'impact de toute règle monétaire.

Bernanke (1986), Blanchard (1989), Litterman (1987) et Sims (1986) ont montré qu'il est possible de dépasser le stade descriptif des modèles VAR et de les utiliser pour fins d'analyse de politique : pour ce faire, il faut évidemment suggérer des hypothèses identificatrices¹. Dans le cas de l'analyse de politiques, ces hypothèses sont souvent minimales (voir Bernanke et Blinder, 1990 et Litterman, 1987). C'est là l'avantage principal de cette approche : on peut faire une analyse de politique en invoquant un nombre beaucoup plus limité d'hypothèses identificatrices que dans les modèles structurels traditionnels. En fait, l'approche BVAR nous permettra d'évaluer deux visions (deux ensembles d'hypothèses identificatrices) du canal de la politique monétaire : le premier cas, adopté par Litterman (1987) et Bernanke et Blinder (1990), suppose que la politique monétaire opère via les taux d'intérêt et que la base monétaire s'ajuste passivement ; dans le second cas, les autorités monétaires contrôlent la base monétaire de façon à influencer les taux d'intérêt et les autres variables du système (McCallum, 1988).

Dans le cadre de la théorie du contrôle optimal, la règle de McCallum peut être vue comme une fonction de rétroaction reliant la variable de contrôle (la base monétaire) à certaines variables d'état retardées du système. Cependant, les restrictions imposées sur cette fonction et le choix de la valeur des paramètres sont le fruit d'une conjecture de McCallum et ne reposent pas sur une démarche formelle. Il sera donc intéressant de nous attarder à cet exercice et ainsi jeter un regard plus approfondi sur cette règle. Ce faisant, il faudra préciser la structure du problème de minimisation des autorités monétaires, plus particulièrement la fonction de perte et l'horizon de planification retenus. Ces informations permettront d'évaluer quantitativement l'impact de cette règle sur l'environnement macro-économique, contribuant ainsi à mieux cerner la portée de la critique de Lucas.

Le plan de notre exposé est le suivant : dans la première section, nous présentons le cadre théorique de notre analyse. Dans la section suivante, un modèle BVAR de l'économie américaine est présenté et ses propriétés cycliques discutées. Nous examinons ensuite la règle de McCallum en action et la comparons à d'autres règles. Nous terminons par quelques remarques d'ordre général sur la portée de notre exercice.

1. Cooley et LeRoy (1985) et Leamer (1985) ont défendu la position contraire.

1. CADRE D'ANALYSE

La méthodologie athéorique de Sims (1980) est maintenant bien connue et choisie de façon routinière pour analyser une grande variété de problèmes. Son utilisation dans un contexte d'analyse de politiques est beaucoup plus limitée sans doute à cause des difficultés liées au problème d'identification dans le cadre de cette méthodologie. Dans cette section, nous reprenons brièvement l'argumentation de Sims (1986) et Litterman (1987) qui ont montré que les modèles VAR additionnés d'hypothèses identificatrices minimales peuvent se prêter à l'analyse de politique.

Supposons une structure économique décrite par l'équation de transition suivante²:

$$AY_t = BY_{t-1} + AP_t + Au_t \quad (1)$$

où Y est un vecteur de dimension n représentant l'état de l'économie qui inclut à la fois des variables endogènes et exogènes. Les matrices A et B , toutes les deux de dimension $n \times n$, établissent la structure des relations entre les variables avec la restriction que les éléments de la diagonale de A sont normalisés à 1. La structure autorégressive d'ordre 1 n'est pas limitative puisqu'il est toujours possible d'écrire un modèle VAR(p) sous la forme d'un modèle VAR(1) de dimension supérieure en respectant bien sûr les restrictions afférentes. P_t est un vecteur de dimension n qui donne l'effet contemporain de la politique sur toutes les variables du système. u_t est un vecteur d'erreurs structurelles centré sur zéro avec une matrice de variance-covariance Σ_u . À ce stade, afin d'éviter d'alourdir la notation, nous omettons un vecteur de variables déterministes qui apparaîtra dans l'exercice de contrôle optimal. Notons que la formulation de l'équation (1) est assez générale pour accommoder de telles variables en autant que les restrictions appropriées soient appliquées au vecteur des erreurs et aux matrices de coefficients.

Précisons maintenant un peu plus ce que nous entendons par politique économique. Premièrement, il est pratique de postuler l'existence d'une variable scalaire s_t indicatrice de la rigueur et de la direction de la politique tel que

$$P_t = Ls_t \quad (2)$$

où L est un vecteur colonne de dimension n . Cette spécification a l'avantage d'épouser un grand nombre de formulations et permet de tenir compte d'effets de débordement contemporain de la politique sur d'autres variables du système. Nous verrons que Litterman et McCallum ont chacun leur représentation de Ls_t dans le cadre de l'économie américaine.

Deuxièmement, il est aussi nécessaire d'admettre la possibilité d'une règle de comportement des autorités responsables de la politique. Nous adoptons une fonction de rétroaction linéaire où

$$s_t = FY_{t-1} + v_t \quad (3)$$

2. La présentation qui suit s'inspire largement de celle de l'article de Litterman (1987).

F est un vecteur ligne de dimension n qui relie la politique aux variables d'état observées à la période précédente. v_t est un terme d'erreur qui capte les mouvements de s_t qui ne sont pas reliés à Y_{t-1} : les autorités peuvent réagir à des informations qui ne sont pas contenues dans notre modèle. Ces erreurs ont une moyenne zéro et une variance Σ_v . De plus, pour des raisons d'identification dont nous discutons plus loin, nous nous devons de supposer que les v_t sont indépendants des u_t de la structure économique.

Malheureusement, nous n'observons pas la structure décrite par les équations (1) à (3) pas plus que nous ne connaissons la valeur des matrices A , B , L , F , Σ_u et le scalaire Σ_v . Par contre, il est toujours possible d'estimer les paramètres de la forme réduite

$$Y_t = CY_{t-1} + w_t \quad (4)$$

où $C = A^{-1}B + LF$ et Σ_w , la matrice de variance-covariance de w_t , correspond à $L\Sigma_v L' + \Sigma_u$ (sous l'hypothèse d'indépendance des deux termes d'erreurs). En fait, l'équation (4) correspond à un modèle VAR. Est-il quand même possible d'évaluer l'impact d'un choc de politique économique à partir de la seule forme réduite? Sims (1986) et Litterman (1984a, 1987) ont répondu dans l'affirmative en autant que le chercheur soit prêt à fournir des hypothèses identificatrices minimales, la seule connaissance de la matrice C n'étant pas suffisante à cet égard. Comme la forme réduite implique que

$$w_t = Lv_t + u_t, \quad (5)$$

un choc de politique pourra être analysé en autant que le chercheur fournisse des indications sur les coefficients du vecteur L . Dans notre cas, nous nous intéressons particulièrement aux chocs transitoires dus à l'innovation v_t .

Pour ce faire, définissons la représentation moyenne mobile du modèle VAR (4) où

$$Y_t = \sum_{l=0}^{\infty} M_l w_{t-l}, \quad M_0 = I. \quad (6)$$

Pour N grand, une mesure de l'importance des chocs de politique est donnée par (voir Gouriéroux et Monfort, 1990, p. 476)

$$\sum_{l=0}^N M_l L \Sigma_v L' M_l'. \quad (7)$$

Il faut bien comprendre que cette mesure suppose que les chocs v_t touchent le système à travers la matrice C , et incluent à la fois des effets de structure (matrices A et B) et des réponses de politiques (vecteur F). Autrement dit, les chocs de politique, comme n'importe quel autre choc, supposent l'existence d'une fonction de réaction des autorités monétaires en opération sur la période d'estimation.

Par ailleurs, la variance asymptotique (N grand) des variables du système est donnée par

$$\sum_{l=0}^N M_l \Sigma_w M_l'. \quad (8)$$

On utilise généralement le rapport de ces deux mesures pour calculer ce qu'on appelle communément les décompositions de variances qui donnent la contribution relative des différents chocs (incluant les chocs de politique) sur la variabilité des variables du système. Notons que l'équation (8) relie explicitement la volatilité des variables aux paramètres du système VAR incluant ceux gouvernant les réactions des autorités monétaires.

Dans son article de 1987, Litterman effectue un exercice d'analyse de politique. En faisant une hypothèse sur la taille de Σ_v (par exemple, Litterman suppose une valeur de 0,1 pour un exercice de nature quelque peu différente) et étant donné les coefficients L , il aurait pu calculer la mesure (7) et procéder à l'analyse de décomposition de variance. Mais, suivant la pratique habituelle, il a préféré présenter ses résultats sous la forme plus visuelle des graphiques de la représentation moyenne mobile ou impulse. L'expérience pratique montre qu'il existe une assez forte association entre l'analyse de ces graphiques et les décompositions de variance en autant que l'on fasse les mêmes hypothèses sur Σ_v . Tout en continuant à nous intéresser à des chocs transitoires dus à v_t , nous nous en tenons à la même représentation graphique.

Si la méthodologie athéorique peut être utilisée, sous certaines conditions, pour analyser les effets des politiques économiques, elle peut aussi se prêter à un exercice de contrôle optimal particulièrement propice à l'analyse de la règle de McCallum. Il s'agit alors de trouver un $F^* \neq F$ qui minimise la valeur espérée de la fonction de perte

$$\mathcal{L} = \lim_{T \rightarrow \infty} E_t \left\{ \sum_{j=0}^T \beta^j [(Y_{t+j} - Y_{t+j}^*)' \Phi (Y_{t+j} - Y_{t+j}^*) + g s_{t+j}^2] \right\} \quad (9)$$

compte tenu de l'équation de transition (4). E_t est l'opérateur espérance conditionnel à l'information disponible en t . Nous supposons ici que les autorités monétaires connaissent cette fonction de perte tout comme les paramètres du modèle (4). De plus, elles sont prêtes à se commettre sur des valeurs du facteur d'escompte β , de la matrice de pénalité de dimension $n \times n$ Φ et du scalaire g associé aux mouvements de la variable de politique. Tout comme dans le cas de l'analyse de chocs, Litterman (1987) montre que, même si on ne connaît pas les valeurs précises de A , B et Φ , la seule connaissance de C (qu'on estime) et de L (sur lequel il faut faire des hypothèses) permet de résoudre ce problème de programmation dynamique linéaire-quadratique escompté. Ceci implique évidemment que les matrices A et B restent inchangées suite à des variations locales de F et ne sont donc pas sujettes à la critique de Lucas. De façon heuristique, l'argumentation est la suivante : le modèle VAR correspondant à l'équation (4) incorpore implicitement le vecteur F en opération sur la période et donc les actions s_t promulguées par les autorités monétaires. En procédant au contrôle optimal sous la contrainte de l'équation (4), on se trouve implicitement à considérer des variations locales ($F^* - F$) qui auraient

permis d'améliorer le comportement du système³. En particulier, nous nous attarderons à la variance asymptotique donnée en (8).

Cette procédure permet de contourner la critique de Lucas. En autant que les modifications de politiques résultant du contrôle optimal soient petites, il n'y pas lieu de craindre que la critique de Lucas s'applique puisque la performance de l'économie ne sera que marginalement différente. Ce sont plutôt les politiques qui divergeront de façon significative des pratiques historiques qui soulèveront des doutes quant à l'invariance des matrices *A* et *B* suite à leur application en temps réel.

2. UN MODÈLE BVAR DE L'ÉCONOMIE AMÉRICAINE

Afin d'évaluer la règle de McCallum, il est important de se doter d'un modèle empirique qui approxime bien les mouvements de l'économie américaine. Dans son article de 1988, McCallum a estimé plusieurs modèles VAR, le plus élaboré comprenant 5 variables. Il est toutefois bien établi que les modèles VAR souffrent du problème de «sur-paramétrisation»: en introduisant un très grand nombre de variables et de retards sans restrictions, on se retrouve avec des modèles aux capacités prévisionnelles généralement faibles. Afin de contourner ces problèmes, Litterman (1979), Doan, Litterman et Sims (1984) ont mis de l'avant les modèles BVAR. Comme cette méthodologie n'est pas au cœur de l'objectif de cette recherche, nous référons le lecteur à l'excellent article de vulgarisation de Todd (1984) et aux applications canadiennes de Raynauld (1988) et Racette et Raynauld (1992).

Pour les fins de l'exercice, le modèle BVAR de Litterman (1987) nous semble un très bon point de départ: ce modèle reflète une pratique prévisionnelle développée sur plusieurs années et qui a été jugée par McNees (1986) comme étant comparable à celle des grands modèles macroéconomiques américains. Ce modèle comprend les variables suivantes: le taux de croissance de la production réelle (*PNBR*), l'inflation (*PNBD*), le taux de croissance de *M1* (*MI*), le taux sur les bons du trésor (*TBILLS*), l'indice du *SP500* (*SP500*) et le taux de change pondéré (*DOLLAR*)⁴. Les taux de croissance sont exprimés en pourcentage et le *SP500* et le *DOLLAR* ont subi une transformation logarithmique. Les taux d'intérêt sont modélisés tel quel. Si les quatre premières variables sont couramment incluses dans les spécifications macroéconomiques, les deux dernières tranchent un peu par rapport à la pratique habituelle: Litterman justifie ce choix en en appelant des propriétés anticipatives de ces variables «propriétés qui améliorent la capacité prévisionnelle de son modèle. En prévision de l'analyse de la règle de McCallum,

3. Litterman (1984b, 1987) en donne une preuve formelle que nous n'avons pas jugé bon de reproduire ici. Dans sa preuve, il considère une règle de réaction (3) déterministe.

4. Les définitions de ces variables sont les suivantes: les données de la comptabilité nationale sont bien connues tout comme la mesure *M1*. Les taux d'intérêt sont ceux des Bons du Trésor à 3 mois. L'indice pondéré du taux de change est le *Trade weighted Federal Reserve Board index of the value of the U.S. dollar*. Le *SP500* est disponible dans plusieurs bases de données. Litterman utilise un échantillon débutant en 48:1 et plusieurs de ces séries ont été extrapolées à la Federal Reserve de Minneapolis. Il nous fera plaisir de fournir ces données inédites sur demande.

nous avons ajouté le taux de croissance de la base monétaire (*BASE*). Chaque équation comprend donc sept variables explicatives avec chacune quatre retards pour un total de 29 coefficients en incluant la constante ($7 \times 4 + 1$). Nous avons suivi la spécification des *a priori* de Litterman (1987) même si quelques aspects de l'estimation auraient pu être choisis de façon à mieux épouser la forme de notre problème: nous nous assurons ainsi d'une compatibilité en amont des résultats⁵. Finalement, le modèle a été estimé sur la période 1954:1-1985:4 retenue par McCallum même si Litterman débute son exercice en 48:1 (les deux ensembles de paramètres estimés sont très semblables).

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives usuelles. Notons que nous considérons aussi le taux de croissance du PNB nominal (*PNBN*) qui est obtenu en créant l'identité $PNBN = PNBR + PNBD$. Suivant la pratique habituelle, les résultats de notre modèle sont illustrés graphiquement sous la forme de réponses dynamiques ou représentation moyenne mobile des variables du système suite à des chocs de valeur unitaire⁶. Par exemple, il est important de visualiser les effets d'un choc d'inflation, choc qui est au cœur de toute politique monétaire. La première colonne du graphique 1 montre les effets d'un choc d'inflation de 1 % sur toutes les variables du système incluant le taux de croissance du PNB nominal (premier graphique de la première colonne) en supposant implicitement un comportement invariant des autorités monétaires. Ce choc persiste pendant plusieurs périodes (troisième graphique) mais ne semble pas toucher de façon importante les autres variables du système: on note cependant une faible baisse de la croissance réelle ce qui indiquerait possiblement que nous avons affaire à un choc d'offre. Notons que le choc administré est relativement petit si on le compare à l'écart-type de 2,80 % estimé sur la période (voir tableau 1). De plus, il faut prendre garde aux échelles du graphique. Nous les avons normalisées de façon à permettre une comparaison horizontale. Autrement dit, la réponse du *PNBR* suite à un choc d'inflation est petite par rapport aux effets sur le *PNBR* des deux autres chocs qui sont représentés sur la même ligne du graphique.

Avant d'analyser les effets d'un choc transitoire de politique monétaire, nous devons résoudre le problème de l'identification du vecteur *L*. Cette partie de l'exercice quitte le monde bayésien pour recourir à des techniques plus traditionnelles. Un survol de la littérature récente sur la politique monétaire américaine révèle l'existence de diverses identifications possibles selon les auteurs. En plus de la politique proposée par McCallum lui-même, nous avons considéré deux autres visions qui montrent l'éventail des possibilités: celles de Litterman (1987) et de Bernanke et Blinder (1990).

5. Dans son papier de 1987, Litterman a adopté une méthodologie BVAR de première génération programmée dans le logiciel RATS 3,0 de Doan (1990). Nous donnons ici des précisions sur les hyperparamètres d'information *a priori* utilisés par Litterman en adoptant la notation de ce manuel. Le coefficient de restrictivité général $TIGHT = 0,2$. La structure de resserrement harmonique des retards a pour coefficient $DECAY = 1,0$. La fonction $f(i,j)$ est symétrique avec coefficient 0,5.

6. Pour permettre une meilleure représentation graphique des résultats, nous avons omis les effets sur le *SP500* et le *DOLLAR* qui sont des variables plus accessoires dans notre analyse.

GRAPHIQUE 1
PROPRIÉTÉS DYNAMIQUES DU MODÈLE BVAR

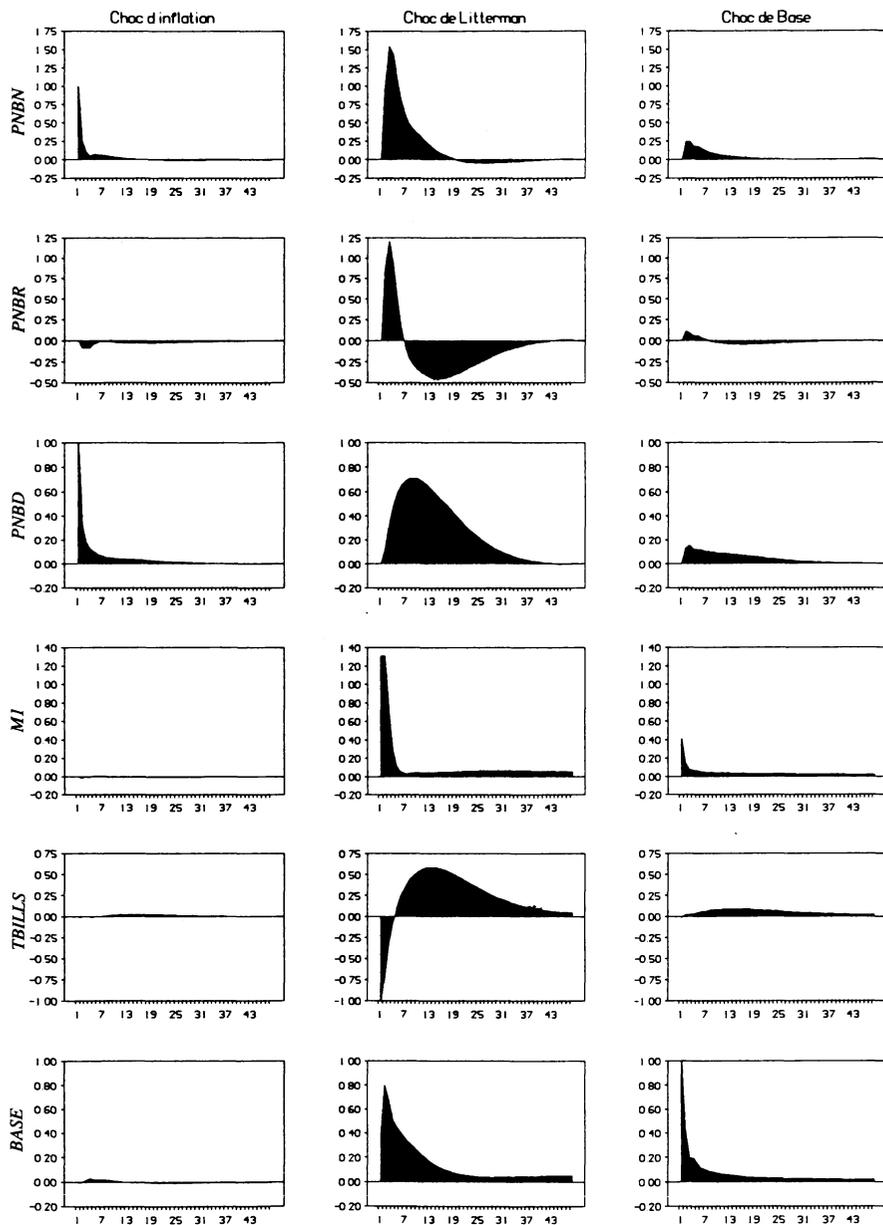


TABLEAU 1
STATISTIQUES DESCRIPTIVES (1954:1-1985:4 (en %))

Variable	Moyenne	Écart-type	Écart-type asymptotique Modèle BVAR
<i>PNBR</i>	2,94	4,20	4,04
<i>PNBD</i>	4,59	2,80	2,44
<i>MI</i>	4,93	3,71	3,16
<i>TBILLS</i>	5,56	3,19	2,21
<i>BASE</i>	4,35	3,10	2,35
<i>PNBN</i>	7,53	4,52	4,24
<i>PNBNM</i>	7,43	2,41	2,19

NOTES: L'écart-type asymptotique est calculé selon la formule (8) en utilisant les estimés du modèle BVAR et un estimé de la matrice Σ_w . *PNBN* correspond au taux de croissance du PNB nominal et *PNBNM* au *PNBN* moyen défini sur 8 trimestres.

Suite à une analyse historique détaillée de données hebdomadaires et des procès-verbaux des réunions du *Federal Reserve Board*, Litterman identifie qu'un choc trimestriel de politique à un impact contemporain donné par $L' = [0 \ 0 \ -1,3 \ 1 \ -2.5 \ 3 \ 0]$ où l'ordre des coefficients correspond à celui présenté plus haut⁷. Ce choc est normalisé en fonction des taux d'intérêt. Quand s_t augmente d'une unité de pourcentage, les taux d'intérêt augmentent de 1 %, la masse monétaire baisse de 1,3 %, le *SP500* diminue de 2,5 % et le dollar s'apprécie de 3 % alors que le revenu réel et les prix du trimestre courant ne varient pas. Bernanke et Blinder (1990) estiment pour leur part un VAR en identifiant, de manière plus restrictive que Litterman, L' comme étant donné par $[0 \ 0 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0 \ 0]$ avec comme variable de taux d'intérêt une mesure de très court terme telle que les taux sur les fonds fédéraux. Dans leur cas, lorsque s_t augmente d'un unité de pourcentage, seul le taux d'intérêt de court terme est touché. Les hypothèses identificatrices implicites dans McCallum (1988) supposent que le taux de croissance de la base monétaire est prédéterminé par rapport à l'évolution des autres variables du système. Dans le cas le plus simple, L' correspondrait à $[0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 1]$. De façon moins restrictive, sous la même hypothèse de prédétermination, il est possible d'estimer, comme nous le ferons plus loin, l'impact contemporain de la base monétaire sur toutes les variables du système (voir Gordon et King, 1982) en ajoutant à notre modèle BVAR le taux de croissance courant de la base monétaire. Ceci suppose que toute corrélation contemporaine entre la base et les variables du système est attribuable uniquement à l'action de la politique monétaire.

7. Pour respecter la présentation que nous avons faite du modèle, nous imputons une valeur nulle à la septième position de L correspondant à la base monétaire tout en étant conscient que Litterman (pas plus que Bernanke et Blinder) ne considère pas cette variable dans son système.

Comme première phase de notre analyse des effets des chocs de politique monétaire, nous modifions légèrement l'identification de Litterman en adoptant

$$L' = [0 \ 0 \ -1,3 \ 1 \ -2.5 \ 3 \ -0,4]. \quad (10)$$

Sur la base de régressions exploratoires (non présentées), nous postulons une valeur de $-0,4$ pour la position correspondant à la base monétaire; nous supposons un effet similaire à M1 mais de moins grande amplitude. La deuxième colonne du graphique 1 nous donne la réponse de l'économie suite à un choc de politique expansionniste ($s_t = -1\%$). Comparativement au choc d'inflation, l'impact semble plus important. La production réelle et l'inflation progressent pour ensuite être contre-carrés par la hausse des taux d'intérêt qui s'ensuit (hausse possiblement générée par une réaction des autorités monétaires à la situation conjoncturelle). Ce retournement de la conjoncture est souvent qualifié de *boom-bust* (voir Taylor, 1985). Les effets sur l'inflation sont encore perceptibles après plus de cinq ans. La base monétaire est aussi influencée de façon positive.

Comme McCallum axe son argumentation sur le contrôle de la base monétaire, nous avons aussi examiné l'impact d'un choc de politique défini sous des hypothèses identificatrices différentes où

$$L' = [0 \ 0 \ 0,41 \ -0,02 \ 0 \ 0 \ 1]. \quad (11)$$

L'impact contemporain de la base sur les autres variables du système (les positions de L autres que la dernière) provient des coefficients estimés de la base monétaire courante dans les équations du BVAR: ceci est admissible en autant que la base monétaire est une variable prédéterminée. Nous avons supposé que l'effet contemporain sur la production et les prix était minime et les résultats d'estimation ont montré une influence négligeable sur le *SP500* et le *DOLLAR*. La troisième colonne du graphique 1 illustre ce scénario qui suppose aussi un comportement historique des autorités monétaires (sous la nouvelle hypothèse d'identification). Le choc de politique résulte en un mouvement de la base assez persistant. La production et les prix subissent une faible influence à la hausse, tout comme *MI* et les taux d'intérêt. Le sens des effets est similaire à celui trouvé pour la politique de Litterman (deuxième colonne) mais l'amplitude est réduite considérablement. Même en tenant compte que la faible importance de ce choc dépend peut être de la normalisation utilisée (l'écart-type estimé du taux de croissance de la base est de $3,11\%$), il en ressort néanmoins une impression d'effets mitigés: il faudra probablement avoir une politique de base monétaire très active pour espérer stabiliser la dynamique du système. Nous rejoignons ici le commentaire formulé par Benjamin Friedman (1988).

En guise de conclusion à cette section, la dernière colonne du tableau 1 donne les variances asymptotiques (voir équation (8)) des variables du système compte tenu des matrices C et Σ_w estimées. Ces renseignements nous seront très utiles dans l'exercice d'optimisation qui vient. Il s'agira de voir si d'autres politiques peuvent donner un résultat inférieur à une variance asymptotique de $2,19$ pour le taux de croissance moyen (calculé sur 8 trimestres) du PNB nominal.

3. CONTRÔLE OPTIMAL ET RÈGLE DE McCALLUM

Nous sommes maintenant prêts à aborder la règle de McCallum qui correspond à

$$(b_t - b_{t-1}) = 0,00739 - (1/16)[x_{t-1} - x_{t-17} - b_{t-1} + b_{t-17}] + \lambda(x_{t-1}^* - x_{t-1}) \quad (12)$$

où b_t représente la base, x_t est le PNB nominal et x_t^* est la cible associée⁸. Toutes les variables ont subi une transformation logarithmique. La constante est l'équivalent trimestriel d'un taux de croissance annuel de 3,0 %. Le deuxième terme retranche de ce taux le taux de croissance de la vitesse de la base sur une période de quatre ans : il capte des changements technologiques ou des mouvements séculaires dans les mécanismes de paiements. Finalement, le dernier terme tient compte de l'écart entre le PNB nominal et sa cible construite selon

$$x_t^* = x_{t-1}^* + 0,00739 \quad (13)$$

avec condition de départ x_0^* égal au PNB nominal de 1953:4. En d'autres mots, la base augmentera bon an mal an de 3 % mais sera ajustée pour toute divergence du PNB nominal de sa cible ou de la vitesse par rapport à sa tendance. Après vérification empirique, McCallum fixe la valeur de λ à 0,25.

Afin d'isoler deux facettes importantes de cette règle, nous procédons à une analyse en deux étapes. En premier lieu, nous nous concentrons sur l'utilisation du taux de croissance de la base monétaire comme instrument de la politique, *i.e.* la variable de gauche de l'équation (12). Pour ce faire, nous reprenons l'exercice d'optimisation de Litterman (1987) : nous pourrions alors comparer la performance d'un contrôle par la base à celle obtenue par Litterman en utilisant principalement les taux d'intérêt. L'approche de Litterman assure que les changements de politiques considérés sont dans le voisinage de la politique estimée sur la période échantillonnale.

Une fois notre évaluation de la performance relative de la base établie, nous pourrions nous attaquer à la deuxième facette importante de la règle de McCallum, c'est-à-dire la forme spécifique de rétroaction choisie et les valeurs des paramètres retenues. Comme dans le cas précédent, nous utilisons le contrôle optimal pour évaluer si des règles marginalement différentes de celle de McCallum ne pourraient pas être plus efficaces en terme de stabilisation.

3.1 *Contrôle par la base ou les taux d'intérêt*

L'objectif de Litterman était de trouver un ou plusieurs F — différents de celui en opération historiquement — qui auraient permis d'améliorer la performance cyclique de l'économie. Son analyse reposait sur des hypothèses identificatrices particulières définies par l'équation (10). Dans l'esprit de McCallum, nous reprenons l'exercice en considérant aussi le vecteur L' défini en (11) correspondant à

8. Comme nous l'avons déjà souligné, la notation du modèle (4) peut facilement accommoder l'inclusion de la variable déterministe x^* .

l'utilisation de la base monétaire comme outil essentiel de la politique. Notre application empirique se distingue aussi par la spécification de la fonction de perte. Litterman considère deux variables: le taux de croissance du PNB réel et le taux d'inflation. Compte tenu de notre propos, nous restreignons notre analyse à la seule croissance du PNB nominal (*PNBN*).

Nous évaluons la performance des autorités monétaires en considérant des $F^* \neq F$ qui minimisent la fonction de perte (9) sous la contrainte du modèle BVAR estimé (4). Plus précisément, nous supposons que l'objectif premier est de minimiser les déviations au carré du taux de croissance moyen du PNB nominal (défini sur huit trimestres, ci-après *PNBNM*) par rapport à la moyenne historique observée sur la période 1954:1-1985:4 (7,43 %, voir tableau 1). Il est important de considérer une moyenne plutôt que les observations trimestrielles car Litterman montre que très peu de gains sont réalisables sur un horizon court; ceci s'explique par les effets graduels et retardés de la politique monétaire. Il s'agit ici d'envisager des changements à la marge qui pourraient réduire la variance du taux de croissance du PNB nominal moyen et non des politiques substantiellement différentes de celles observées sur la période: ceci nous prémunit partiellement contre la critique de Lucas. De façon opérationnelle, l'objectif de taux de croissance du PNB nominal moyen est introduit en ajoutant une identité à notre modèle BVAR; nous associons ensuite un poids de 1 à la position sur la diagonale de la matrice Φ correspondant au *PNBNM* (toutes les autres étant égales à zéro); nous avons aussi fixé la pénalité sur les variations d'instruments (g) à l'unité et le facteur d'escompte à 0,95. Cette configuration correspond au scénario de référence de Litterman. L'exercice d'optimisation suppose aussi que les autorités monétaires connaissent avec certitude la matrice C des coefficients du modèle BVAR. Une fois les paramètres fixés, la solution F^* (qui représente en fait F^*-F) est obtenue en itérant l'équation de Riccati donnée dans Sargent (1987, p. 28).

Nous identifions les résultats obtenus avec les deux instruments par les appellations *Litterman* et *Base*. Ceci correspond aux deux premières colonnes du tableau 2 et du graphique 2. Au tableau 2, les statistiques présentées sont les écarts-types asymptotiques du taux de croissance du *PNBNM* et de l'indice de la politique s^* correspondant et la racine de l'erreur quadratique moyenne (REQM) sous chacune des deux règles. La *REQM* à laquelle nous référons plus loin, mesure les déviations du PNB nominal en niveau par rapport à la cible définie en (13). Pour fins de comparaison, la première ligne du graphique 2 reprend, pour tous les cas analysés, la représentation graphique principale utilisée par McCallum (1988) pour juger de la performance de sa règle: il s'agit d'une comparaison de la prévision dynamique du PNB nominal **en niveau** qui aurait été obtenue sous une règle particulière par rapport à la cible définie en (13) (en pointillé sur le graphique)⁹.

9. Brièvement, la procédure de McCallum est une prévision dynamique qui incorpore les chocs estimés par le modèle VAR ou BVAR qui décrit l'économie. On ajoute aussi la règle de comportement des autorités monétaires. L'exercice est initialisé en associant aux variables retardées les valeurs observées avant 1954:1. Cet exercice est aussi connu sous le vocable de prévision stochastique.

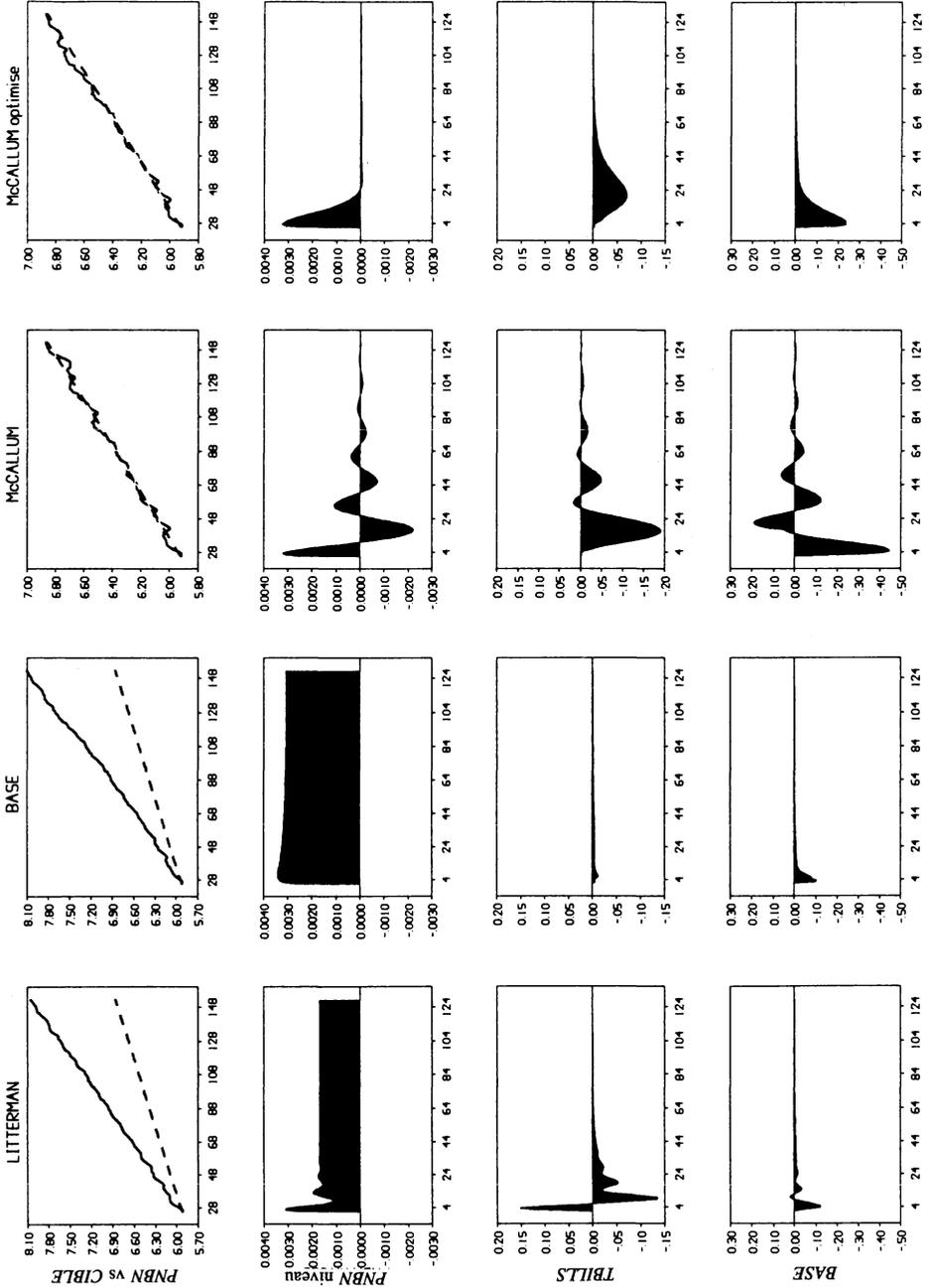
TABLEAU 2
STATISTIQUES DESCRIPTIVES CONCERNANT LES RÈGLES

	Historique BVAR	Litterman	Base	McCallum	McCallum optimisé
Écart-type asymptotique de <i>PNBNM</i>	2,19	1,27	1,81	3,24	1,91
Écart-type asymptotique de s_t	—	0,62	0,68	6,36	1,41
REQM	—	68,00	69,00	2,90	2,91
Φ	—	1,0	1,0	—	4000,0
g	—	1,0	1,0	—	1,0

NOTES : *PNBNM* correspond au taux de croissance du PNB nominal moyen. L'écart-type asymptotique est calculé à l'aide de la formule (8) avec un estimé de Σ_w . La première colonne utilise les coefficients du BVAR. Les colonnes Litterman, Base et McCallum optimisé tiennent compte de la règle s_t , tandis que pour la colonne McCallum, nous avons remplacé l'équation de la base par sa règle. L'écart-type asymptotique de s_t est calculé de façon similaire à *PNBNM*. REQM est la racine de l'erreur quadratique moyenne et mesure la distance entre le PNB nominal en niveau et la cible définie par l'équation (13). Les chiffres des trois premières lignes sont en unité de pourcentage. Φ est le paramètre de la fonction de perte. g pénalise les variations de l'instrument.

À la lecture de la première ligne du graphique 2, on observe que les deux règles, qui sont ancrées sur la politique effectivement suivie sur la période, sont loin de coller à la cible en niveau (les REQM du tableau 2 sont élevées); il s'agit en quelque sorte d'un phénomène de *base drift*. On retrouve le même phénomène sous une autre forme aux graphiques des trois lignes suivantes. On y représente l'impact d'un choc de taux d'inflation de 1 % sur le PNB nominal en niveau, les taux d'intérêt et le taux de croissance de la base. En nous concentrant tout d'abord sur la première colonne (Litterman), on peut constater que ce choc provoque des réactions importantes des taux d'intérêt (troisième ligne) et plus mitigées du taux de croissance de la base monétaire (quatrième ligne); malgré ces réactions de politique, le choc d'inflation perdure de façon permanente dans le système (graphique du PNB nominal en niveau, deuxième ligne), ce qui explique le phénomène de *base-drift*. Notons toutefois que les statistiques du tableau 2 indiquent une réduction marquée de l'écart-type asymptotique du taux de croissance du PNB nominal moyen par rapport à la statistique historique de 2,19 %. Le tableau 2 présente aussi, pour cette expérimentation, l'écart-type asymptotique des mouvements de s_t qui mesure le degré d'activisme de la règle: il indique que l'instrument en présence change de 0,62 % en moyenne par trimestre par rapport au scénario historique de référence. Tout comme Litterman, on retire de cet exercice qu'il aurait été possible d'améliorer la performance cyclique de l'économie sur la période étudiée.

GRAPHIQUE 2
PROPRIÉTÉS DYNAMIQUES DES RÈGLES



L'utilisation de la base comme instrument génère des résultats du même type quoique la performance en terme de stabilisation est moins spectaculaire. On peut associer cette moins bonne performance aux effets anémiques de la base sur les autres variables tel qu'observé au graphique 1. Compte tenu de la pénalité de 1 associée aux mouvements de s_t , la règle associée à la base réagit trop timidement pour avoir une influence importante sur le PNB nominal. Ceci est illustré par la dynamique du choc d'inflation (deuxième ligne, deuxième colonne) qui, au lieu de se résorber quelque peu (comme dans la situation de la règle de Litterman), poursuit son ascension pour se stabiliser à un niveau nettement plus élevé que l'impact initial. En d'autres mots, pour être efficace, une règle monétaire reposant sur le contrôle de la base doit être beaucoup plus active et l'écart-type asymptotique de l'instrument (tableau 2) devrait nécessairement être plus élevé que le 0,68 % obtenu qui découle finalement de la pénalité. Ceci nous amène justement à la règle de McCallum.

3.2 La règle de McCallum

La troisième colonne du graphique 2 illustre le comportement de l'économie sous la règle stricte de McCallum. Techniquement, ces résultats sont obtenus en remplaçant l'équation correspondant au taux de croissance de la base monétaire dans le modèle BVAR par l'équation (12) avec un vecteur d'effets contemporains donné par l'équation (11). Notons qu'il s'agit de la seule colonne du graphique 2 dont les résultats n'aient pas été obtenus suite à un exercice de contrôle optimal.

Remarquons tout de suite les oscillations engendrées, que ce soit pour le PNB nominal en niveau, les taux d'intérêt ou le taux de croissance de la base. Ceci est, semble-t-il, le prix à payer pour garder le PNB nominal en niveau dans le voisinage de la cible choisie avec une REQM égale à 2,90 %. Bien qu'une certaine variabilité du PNB nominal en niveau puisse être détectée sur le graphique de la première ligne, les graphiques que nous ajoutons mettent en lumière des aspects dynamiques insoupçonnés de la règle de McCallum. À ce sujet, la variance asymptotique du taux de croissance du PNB nominal moyen est de 3,24 %, un ordre de grandeur nettement plus élevé que dans le cas historique (2,19 %). Ce résultat découle du fait que la règle de McCallum n'accommoder aucun *base drift*; comme l'effet initial de chaque choc doit être ramené à zéro (voir deuxième ligne) à l'aide d'un instrument peu performant (voir graphique 1), les variances du taux de croissance du PNB nominal seront *de facto* importantes. Ceci est aussi illustré par l'écart-type asymptotique de l'instrument égal à 6,36 % (tableau 2), un chiffre considérablement plus élevé que celui obtenu dans les deux cas précédents.

Comme le F de la règle de McCallum est le fruit d'une conjecture, on pourrait gagner à utiliser notre instrumentation pour trouver un F^* - F de la famille de la règle de McCallum, qui réduirait les oscillations de la variable objectif. Nous reprenons donc l'exercice de contrôle optimal en changeant toutefois certains des paramètres que nous avons utilisés lors de les deux exercices de contrôle optimal précédents. L'objectif n'est maintenant plus de coller le plus possible aux réalisations du taux de croissance du PNB nominal mais bien de minimiser, tout comme

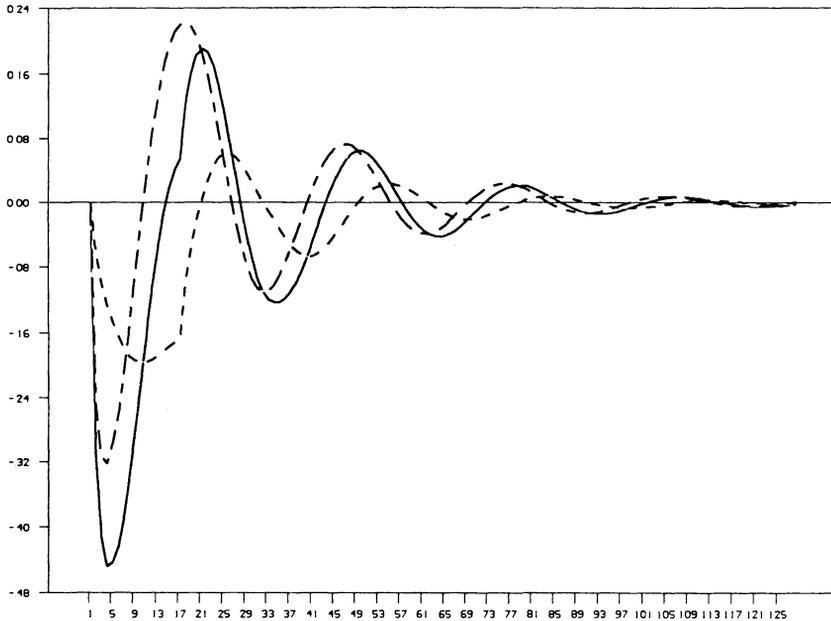
McCallum, les déviations au carré du *PNBNM* par rapport à la cible définie en (13): le modèle BVAR demeure la contrainte de l'exercice. Il nous faut chercher un couple de paramètres Φ et g caractérisant la fonction de perte qui, pour ancrer notre comparaison, nous permettrait d'obtenir un REQM sensiblement égal à celui de la règle de McCallum (on se rappelle que McCallum utilise la REQM comme critère d'évaluation principal). Étant donné cette nouvelle règle, nous pourrions ensuite en évaluer les propriétés dynamiques.

Après quelques essais et erreurs, nous avons trouvé que des pénalités de 4 000 associée au Φ_{ij} correspondant à l'objectif et de 1 pour g donnent une REQM de 2,91 %¹⁰. Le comportement de l'économie sous cette règle est illustré au graphique 2 à la dernière colonne (McCallum optimisé). Tout comme dans le cas de la règle de McCallum, l'économie semble coller à la cible (première ligne). Cette constatation se visualise beaucoup mieux sur le graphique du PNB nominal en niveau (deuxième ligne): un choc d'inflation se résorbe rapidement et ne provoque pas d'oscillations. Cette stabilisation découle d'une réaction rapide et massive de la base et des taux d'intérêt tel qu'illustré aux deux dernières lignes du graphique. Il en résulte un écart-type asymptotique du taux de croissance du PNB nominal moyen beaucoup plus faible que celui obtenu avec la règle de McCallum (voir tableau 2) et même légèrement inférieur à l'écart-type asymptotique historique. L'écart-type asymptotique du s_t a aussi considérablement diminué passant à 1,41 %, valeur tout de même plus élevée que celle obtenue dans les deux premiers exercices.

Il semble donc que l'instabilité occasionnée par la règle de McCallum ne soit pas nécessaire. Pour en identifier un peu plus la source, le graphique 3 décompose la réponse du taux de croissance de la base à un choc d'inflation (voir aussi troisième colonne, dernière ligne du graphique 2) en deux parties: la première est reliée au terme de changement de vélocité et la deuxième à la déviation du PNB nominal par rapport à la cible. La réponse totale de la base est donnée par la somme de ces deux composantes. La partie reliée à la vélocité de la base montre un cycle de 17 périodes (la période du calcul de la moyenne, voir équation (12)) et vient initialement amplifier, de façon non négligeable, les mouvements reliés à l'état de la conjoncture pour ensuite les freiner dans l'épisode subséquent. Introduite pour tenir compte des changements technologiques dans les mécanismes de paiements (facteurs séculaires), cette composante a un effet cyclique important. De plus, une analyse de la règle de McCallum qui omet ce terme donne des résultats désastreux en terme de REQM (7,6 %) mais beaucoup moins fluctuants (écart-type asymptotique de 2,87 %).

10. La taille des poids est peut être surprenante à première vue mais n'est pas déraisonnable par rapport à d'autres recherches. Notons aussi que les unités de mesure ne sont pas les mêmes que dans le cas précédent.

GRAPHIQUE 3
DÉCOMPOSITION DE LA RÈGLE DE McCALLUM



NOTES: La ligne pleine représente la réponse du taux de croissance de la base suite à un choc d'inflation. Le pointillé régulier illustre la composante reliée au changement de vélocité et le pointillé irrégulier correspond à la partie résultante du différentiel du PNB nominal par rapport à la cible. La somme des deux lignes pointillées correspond à la ligne pleine.

CONCLUSION

Comme la règle de McCallum est actuellement un point de référence fréquent dans les discussions sur la conduite de la politique monétaire, il nous est apparu intéressant de la soumettre à un examen approfondi pour en tracer un portrait le plus complet possible. Il faut dire que la démarche de McCallum présente les performances de sa règle dans un cadre relativement étroit. Nous avons donc élargi l'analyse en empruntant une méthodologie propre à Litterman (1987) qui repose sur un modèle BVAR, la technique de la propagation dynamique des chocs et le contrôle optimal.

On peut résumer nos résultats en trois grands points. Premièrement, le fait d'appuyer, dans le cadre de l'économie américaine, une règle monétaire sur la base pose au départ un problème. En effet, nos exercices de simulation montrent que

la base comme instrument de politique monétaire a des effets très mitigés sur les autres variables du système. Ce résultat laisse entrevoir la nécessité d'un degré d'activisme particulièrement élevé si on veut se servir de ce levier pour stabiliser l'économie.

Deuxièmement, notre simulation de la règle stricte de McCallum démontre d'une part que, tout en permettant de suivre de près la cible, elle engendre des fluctuations non négligeables autour de cette même cible. D'autre part, nous avons identifié un phénomène de fluctuations qu'on pourrait qualifier de disproportionnées des autres variables du système, y compris les taux d'intérêt et l'instrument lui-même. Vue sous cet angle, la règle de McCallum ne respecte pas la critique de Lucas. Nous avons mis aussi en lumière l'aspect cyclique surprenant du changement de la vélocité de la base introduit surtout pour tenir compte de facteurs séculaires.

Troisièmement, nous avons ouvert la voie vers des améliorations sensibles de la règle en utilisant l'instrumentation du contrôle optimal pour choisir les paramètres d'une règle élargie qui épouserait de plus près la structure dynamique du problème. Notre exercice avait toutefois un caractère trop exploratoire et partiel pour constituer une solution de rechange pratique à la règle de McCallum. Par exemple, les variations de notre instrument demeuraient très élevées, ce qui laissait entrevoir un changement de régime important s'il était adopté. Comme la base monétaire n'est pas un instrument des plus puissants, il faut plutôt chercher dans le contrôle des taux sur les fonds fédéraux des avenues d'améliorations (voir Bernanke et Blinder, 1990). McCallum (1988) consacre d'ailleurs quelques lignes à cette possibilité.

De façon plus pragmatique, les autorités monétaires ont besoin de règles (définies en terme de base monétaire ou de taux d'intérêt) qui leur permettent d'éviter de tomber dans le piège de l'incohérence temporelle associée à la discrétion monétaire (pour une analyse assez probante du cas canadien, voir Racette et Raynauld, 1991). Malgré ces imperfections, une règle comme celle de McCallum, possible-ment bonifiée, fournit des balises qui peuvent éviter le biais inflationniste des politiques discrétionnaires. Plutôt que de rejeter la règle, nous croyons qu'il faille continuer à l'améliorer comme nous avons tenté de le faire ici. Les autorités monétaires, au prise avec des problèmes quotidiens de conduite de la politique monétaire pourraient y gagner beaucoup.

BIBLIOGRAPHIE

- BEAN, C. (1983), «Targeting Nominal Income: An Appraisal», *Economic Journal*, Vol. 93, pp. 806-819.
- BERNANKE, B. (1986), «Alternative Explanations of the Money-Income Correlation», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 25, pp. 49-99.

- BERNANKE, B. et A. BLINDER (1990), «The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission», Document de recherche n° 3487, National Bureau of Economic Research.
- BLANCHARD, O.J. (1989), «A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations», *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 1146-1164.
- COOLEY, T. et S. LEROY (1985), «A Theoretical Macroeconometrics — A Critique», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 16, pp. 283-308.
- DOAN, T., LITTERMAN, R. et C.A. SIMS (1984), «Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distribution», *Econometric Reviews*, Vol. 3, pp. 1-100.
- DOAN, T. (1990), *RATS 3.03 User's Manual*, VAR Econometrics.
- FRIEDMAN, B. (1988), «Conducting Monetary Policy by Controlling Currency Plus Noise: a Comment», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 29, pp. 205-12.
- GORDON, R.J. et S.R. KING (1982), «The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models», *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 203-244.
- GOURIEROUX, C. et A. MONFORT (1990), *Séries temporelles et modèles dynamiques*, Economica, Paris.
- KYDLAND, F. et E. PRESCOTT (1977), «Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans», *Journal of Political Economy*, Vol. 85, pp. 473-91.
- LEAMER, E. (1985), «Vector Autoregressions for Causal Inference», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 22, pp. 255-304.
- LITTERMAN, R.B. (1979), «Techniques of Forecasting using Vector Autoregressions», Document de travail n° 115, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- LITTERMAN, R.B. (1984a), «Forecasting and Policy Analysis with Bayesian Vector Autoregression Models», *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Automne, pp. 30-41.
- LITTERMAN, R.B. (1984b), «The Costs of Intermediate Targeting», Document de recherche n° 254, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- LITTERMAN, R.B. (1986), «Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions — Five Years Experience», *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, pp. 25-37.
- LITTERMAN, R.B. (1987), «The Limits of Counter-Cyclical Monetary Policy», *Annales d'Économie et de Statistiques*, n° 6/7, pp. 125-160.
- LOEF, H.-E. (1989), «The Case for Rules in the Conduct of Monetary Policy: a Critic on a Paper by B.T. McCallum», *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 123, pp. 168-178.

- MANKIW, G. (1990), «A Quick Refresher Course in Macroeconomics», *Journal of Economic Literature*, Vol. XXVIII, pp. 1645-1660.
- MCCALLUM, B. T. (1984), «Monetarist Rules in the light of recent experience», *American Economic Review*, Vol 74, Mai, pp. 388-91.
- MCCALLUM, B. T. (1987), «The Case for Rules in the Conduct of Monetary Policy: a Concrete Example», *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, Sept/Oct, pp. 10-18.
- MCCALLUM, B. T. (1988), «Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy», *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 29, pp. 173-204.
- MCCALLUM, B. T. (1990), «Could a Monetary Base Rule Have Prevented the Great Depression?», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 26, pp. 3-26.
- MCNEES, S.K. (1986), «Forecasting Accuracy of Alternative Techniques: a Comparison of U.S. Macroeconomic Forecasts», *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 4, pp. 5-15.
- RACETTE, D. et J. RAYNAULD (1992), «Un Modèle BVAR de prévision de la dépense nominale et d'analyse de la politique monétaire canadienne», Séminaire sur les questions monétaires, *Banque du Canada*.
- RACETTE, D. et J. RAYNAULD (1991), «La politique monétaire canadienne: entre l'arbre, l'écorce et la forêt», *L'Actualité économique*, vol. 67, n° 3, pp. 381-399.
- RAYNAULD, J. (1988), «Canadian Regional Cycles: the Quebec-Ontario Case Revisited», *Canadian Journal of Economics*, Vol. XXI, pp. 115-128.
- SARGENT, T.J. (1987), *Dynamic Macroeconomic Theory*, Harvard University Press Cambridge, Massachusetts.
- SIMS, C.A. (1980), «Macroeconomics and Reality», *Econometrica*, Vol. 48, pp. 1-48.
- SIMS, C.A. (1986), «Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis», Federal Reserve Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, Vol. 10, pp. 2-16.
- TAYLOR, J.B. (1985), «What Would Nominal GNP Targeting Do to the Business Cycle», *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 22, pp. 61-84.
- TODD, R.M. (1984), «Improving Economic Forecasting with Bayesian Vector Autoregression», Federal Bank of Minneapolis, *Quarterly Review*, Vol. 8, pp. 18-29.