

La mesure de l'orientation de la politique monétaire

Ben S. C. Fung et Mingwei Yuan

Introduction

Notre propos est d'élaborer un indice quantitatif qui repose sur un processus vectoriel autorégressif (VAR) et soit capable d'exprimer l'orientation de la politique monétaire au Canada. Conformément aux arguments avancés récemment par Blinder (1998), cet indice sera fondé sur l'objectif de maîtrise de l'inflation. Ce choix est de mise si l'on considère qu'au Canada, la politique monétaire vise à maintenir l'inflation dans une fourchette cible de 1 à 3 %. Notre indice variera quantitativement selon que l'orientation de la politique monétaire est trop restrictive, neutre ou trop expansionniste par rapport à l'objectif consistant à maintenir le taux d'inflation constant¹. Si l'orientation de la politique monétaire est trop restrictive (expansionniste),

1. Nous prenons une inflation constante comme point de repère plutôt que le point médian (2 %) de la fourchette cible actuelle parce que le maintien d'une inflation constante offre plus de souplesse, la Banque étant alors libre de maintenir l'inflation à un niveau déterminé, quel qu'il soit, dans les limites de la fourchette visée. En outre, la fourchette cible a évolué au fil du temps et pourrait changer de nouveau à l'expiration de la période d'application de la fourchette actuelle, à la fin de 2001. Enfin, bien des pays, dont les États-Unis, n'ont pas adopté de cibles explicites en matière d'inflation. Une définition de l'orientation de la politique monétaire qui est axée sur le maintien d'une inflation constante permet de procéder à des comparaisons entre pays.

* Nous tenons à remercier Bob Amano, Jean-Pierre Aubry, Kevin Clinton, Walter Engert, Jack Selody, Greg Tkacz, James Yetman et les participants au colloque pour leurs précieuses observations et suggestions ainsi qu'Ilian Mihov, qui nous a prêté l'un de ses programmes.

l'inflation finira par diminuer (augmenter). Autrement dit, une politique monétaire neutre est compatible avec une inflation constante à moyen terme (Blinder, 1998, p. 33). Une appréciation quantitative de l'orientation de la politique monétaire est utile et importante pour au moins deux raisons. En premier lieu, si elle peut déterminer le degré d'assouplissement ou de resserrement de sa politique monétaire, la Banque du Canada sera mieux à même de déterminer les mesures de politique monétaire qui sont nécessaires au maintien de l'inflation dans la fourchette visée. En second lieu, une évaluation quantitative est importante pour l'étude empirique de la transmission des mesures de politique monétaire dans l'économie.

À l'heure actuelle, l'indice des conditions monétaires (ICM) sert de guide à la Banque dans la conduite de sa politique monétaire. L'ICM est une somme pondérée des variations qu'enregistrent le taux du papier commercial à 90 jours (R90) et l'indice C-6 des cours du dollar canadien pondérés en fonction des échanges commerciaux par rapport à une période de référence déterminée. Le taux d'intérêt a une pondération de trois, et le taux de change une pondération de un. Ces pondérations découlent d'un certain nombre d'études empiriques ayant permis d'estimer l'effet, à un horizon de six à huit trimestres, des variations des taux d'intérêt réels et du taux de change réel sur la demande globale réelle.

L'ICM peut aussi être considéré comme une mesure du caractère plus ou moins restrictif des conditions monétaires par rapport à une période de référence; il ne doit toutefois pas être interprété comme un indicateur de l'orientation de la politique monétaire, et ce, pour plusieurs raisons². Premièrement, un tel indicateur ne devrait refléter que les interventions de la banque centrale. Or, l'ICM reflète également les variations des taux d'intérêt et du taux de change qui ne sont pas dues aux interventions de la banque centrale. Par exemple, une baisse du dollar canadien entraînée par une chute des cours des produits de base fera reculer l'ICM si elle ne s'accompagne pas d'une hausse proportionnelle des taux d'intérêt. L'assouplissement des conditions monétaires peut se répercuter, mais pas obligatoirement, sur l'inflation. Si la banque centrale juge la dépréciation du dollar compatible avec le maintien d'une inflation constante à cause de l'effet négatif de la baisse des cours des produits de base sur l'économie, elle n'a pas à réorienter sa politique monétaire. Par contre, si elle conclut que la dépréciation est inflationniste, elle entreprendra de relever les taux d'intérêt et de rééquilibrer l'ICM afin de lutter contre les tensions inflationnistes. Dans ce cas, la réaction de la banque centrale à la dépréciation constituera

2. Le rôle de l'ICM dans la conduite de la politique monétaire est analysé par Freedman (1995). Pour se renseigner sur la mesure que l'ICM fournit des conditions monétaires, consulter les pages 14 à 18 de la livraison de mai 1995 du *Rapport sur la politique monétaire* de la Banque du Canada.

un changement d'orientation, même si elle revêt la forme d'un retour de l'ICM à son niveau antérieur. Deuxièmement, l'ICM ne tient pas compte des autres variables financières susceptibles de jouer un rôle important dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire, par exemple les agrégats monétaires, de sorte que le canal de transmission qui fait appel à la monnaie est laissé de côté. Aussi est-il utile d'élaborer un indice de l'orientation de la politique monétaire qui reflète uniquement les mesures prises par la banque centrale pour agir sur l'inflation et qui tienne compte des autres variables financières importantes.

Une bonne partie des auteurs qui se sont intéressés à la mesure de l'orientation de la politique monétaire ont eu recours à un vecteur autorégressif, dans la foulée du texte fondateur de Sims (1980). Dans le cas des États-Unis, Bernanke et Blinder (1992) ainsi que Sims (1992) considèrent le taux des fonds fédéraux comme un indicateur de cette orientation. Par voie de conséquence, ils interprètent les variations non anticipées de ce taux comme des modifications de la politique de la Réserve fédérale. Christiano et Eichenbaum (1992), qui utilisent aussi un VAR, sont d'avis que le volume des réserves propres est un bon indicateur de l'orientation de la politique monétaire, tandis que Strongin (1995) propose d'utiliser plutôt la portion de la croissance des réserves propres qui est orthogonale à la croissance totale des réserves. Dans le cas du Canada, Armour, Engert et Fung (1996) avancent que les variations non anticipées du taux du financement à un jour, calculées grâce à une décomposition de Choleski, pourraient se révéler un bon indicateur des chocs de politique monétaire. Lorsqu'ils comparent les variations de ce taux aux mesures de politique monétaire décrites dans les rapports annuels de la Banque du Canada, ils constatent que ces variations cadrent avec les objectifs visés par celle-ci dans ses interventions depuis le début des années 1960. Cependant, les variations non anticipées du taux à un jour donnent souvent lieu à des réactions perverses des prix dans un VAR utilisant des données mensuelles lorsqu'on se sert de l'indice des prix à la consommation (IPC) pour mesurer l'inflation. Fung et Kasumovich (1998) constatent que les variations non anticipées de M1 produisent des réactions conformes à celles auxquelles on s'attendrait en cas de choc de politique monétaire, ce qui les amène à conclure que ces variations pourraient être interprétées comme des changements de la politique suivie par la banque centrale. Tout ces auteurs font l'hypothèse qu'une variable financière unique constitue le meilleur indicateur de la politique monétaire. Malheureusement, ils ne s'entendent guère sur la variable qui saisit le mieux l'orientation de cette politique.

Bernanke et Mihov (1998) proposent un modèle VAR qui prend en compte toutes les variables de politique monétaire proposées antérieurement dans le cas des États-Unis à titre de formulations particulières d'un modèle

général. Il n'est pas nécessaire, dans ce cas, de faire l'hypothèse qu'une variable unique constitue le meilleur indicateur de la politique monétaire. Bernanke et Mihov construisent un modèle VAR simple pour représenter le marché des réserves bancaires et s'appuient sur les modalités d'intervention de la banque centrale pour identifier ce modèle. Ils évaluent ensuite les différents indicateurs de l'orientation de la politique monétaire qui découlent des modalités d'intervention en testant les restrictions de suridentification imposées. Dans un dernier temps, ils s'inspirent d'une version du modèle qui est exactement identifiée pour élaborer un indice global de l'orientation de la politique monétaire qui combine sous une forme linéaire toutes les variables de politique entrant dans le VAR. Cette méthode a été appliquée à l'Allemagne (Bernanke et Mihov, 1997) et à l'Italie (De Arcangelis et Di Giorgio, 1998).

Dans la présente étude, nous appliquons la méthode de Bernanke et Mihov (1998) au Canada. Nous faisons l'hypothèse que l'orientation de la politique monétaire est une variable non observée à une dimension, qui réagit à l'évolution de l'inflation et détermine cette dernière. L'orientation de la politique monétaire, bien que non observée, se révèle dans le comportement d'un ensemble de variables financières observées, que nous appellerons variables ou indicateurs de politique monétaire. Ces variables subissent l'influence directe de la politique monétaire au cours d'une période. Lorsqu'on veut mesurer l'orientation de la politique monétaire, la question cruciale est alors de déterminer les variables à prendre en considération.

Nous retenons quatre variables financières, soit M1, l'écart entre les taux d'intérêt à court terme et à long terme, le taux du financement à un jour et le taux de change, et ce, pour les raisons suivantes³. En premier lieu, étant donné que les réserves obligatoires ont été éliminées en 1994 au Canada, le modèle dont Bernanke et Mihov se servent pour représenter le marché des réserves n'est pas directement applicable. Il serait possible de remplacer les réserves par les réserves excédentaires ou les avances de la Banque du Canada aux banques à charte et de se concentrer sur le taux à un jour à titre d'instrument d'intervention. Cependant, la mise en place du système de transfert de paiements de grande valeur (STPGV) en février 1999 complique l'opération, puisque les réserves excédentaires ou les avances sont voisines de zéro à la fin de chaque jour. En raison de ces facteurs, nous utilisons le marché des avoirs compris dans M1 plutôt que le marché des réserves bancaires. Selon les études fondées sur des VAR dont il a été question plus

3. Parce qu'il n'est pas axé sur le marché des réserves, ce modèle peut être appliqué aux pays où il n'existe pas de réserves obligatoires ou dans lesquels les réserves ne sont pas un rouage important du mécanisme de transmission.

haut, M1 véhicule une information utile sur l'orientation de la politique monétaire. Laidler (1999) propose donc d'employer un agrégat mesurant la monnaie de transaction, tel que M1, pour obtenir de l'information sur cette orientation. En deuxième lieu, nous avons recours à l'écart de taux d'intérêt, plus précisément la différence entre un taux à court terme et un taux à long terme, car des études antérieures ont montré que l'écart de taux constituait un bon indicateur avancé de la croissance de la production et reflétait bien l'orientation de la politique monétaire. En troisième lieu, nous considérons que le taux à un jour est l'instrument d'intervention de la banque centrale, conformément au cadre qui régit la conduite de la politique monétaire au Canada. En outre, il ressort d'un grand nombre d'études récentes qu'un taux d'intérêt à très court terme traduit bien l'orientation de la politique monétaire. En quatrième et dernier lieu, nous retenons le taux de change, comme De Arcangelis et Di Giorgio (1998), parmi les indicateurs possibles de la politique monétaire, du fait que le Canada est une petite économie ouverte et que cette variable joue un rôle important dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire canadienne. En un mot, ces quatre variables seraient des indicateurs utiles de l'orientation de la politique monétaire selon les études effectuées antérieurement.

Après avoir estimé le modèle, nous élaborons un indice de l'orientation de la politique monétaire qui inclut à la fois les composantes endogène et exogène de cette politique. Cet indice revêt la forme d'une combinaison linéaire des quatre variables de politique qui composent le modèle. Nous nous en servons pour étudier la politique globale de la Banque du Canada, par exemple la mesure dans laquelle celle-ci tolère divers types de choc. Avant cela, toutefois, nous jugeons utile d'examiner les variations non anticipées exogènes de notre indice de l'orientation de la politique monétaire. En analysant les profils de réaction à ces variations, mises sous forme orthogonale, nous pouvons nous faire une idée de la réaction dynamique des autres variables du VAR aux chocs de politique monétaire. Nous constatons que les résultats sont conformes aux effets attendus d'un choc de politique monétaire; c'est-à-dire que, après un assouplissement de la politique monétaire, le taux d'intérêt et l'écart de taux diminuent, la production et le niveau des prix augmentent et le dollar canadien se déprécie par rapport au billet vert. Nous constatons aussi que la série temporelle des chocs de politique monétaire cadre avec le comportement historique de la composante exogène de cette politique du point de vue de la maîtrise de l'inflation. Ces résultats donnent à penser que les fluctuations orthogonalisées de notre indice de l'orientation de la politique monétaire sont bel et bien assimilables à des chocs de politique monétaire. Si nous comparons les variations de l'indice de l'orientation monétaire à celles du taux d'inflation et du taux de croissance de la production, nous observons que l'orientation de la politique monétaire est compatible, *grosso modo*,

avec l'évolution de l'inflation depuis les années 1970. D'après les pondérations estimées pour chacune des quatre variables de politique monétaire considérées, il semble que ce soit le taux à un jour qui reflète le mieux l'orientation de la politique monétaire.

Voici le plan de l'étude. La section qui suit décrit le modèle VAR utilisé. Le modèle qui sert à représenter le marché de la monnaie et les restrictions d'identification sont exposés à la deuxième section. La section suivante traite des données et de la méthode d'estimation. Quant à la quatrième section, elle présente les résultats obtenus. La dernière partie renferme nos conclusions et propose des pistes de recherche pour l'avenir.

1 L'élaboration du modèle VAR

Nous suivons la méthode préconisée par Bernanke et Mihov (1998). Supposons que la « vraie » structure économique soit représentée par le modèle dynamique linéaire non restreint suivant⁴ :

$$Y_t = \sum_{i=0}^k B_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k C_i P_{t-i} + A^y V_t^y, \quad (1)$$

$$P_t = \sum_{i=0}^k D_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k G_i P_{t-i} + A^p V_t^p, \quad (2)$$

où B_i , C_i , A^y , D_i , G_i et A^p sont des matrices carrées de coefficients. Les équations (1) et (2) répartissent les variables étudiées en deux groupes : celui des variables de politique monétaire (P) et celui des autres variables (Y). Le premier ensemble comprend les variables qui pourraient servir d'indicateurs de l'orientation de la politique monétaire, par exemple les taux d'intérêt à court terme. La banque centrale n'a pas forcément la maîtrise totale des variables de politique monétaire, car ces dernières subissent également l'influence d'autres chocs; elle peut cependant exercer une influence appréciable sur ces variables durant la période en cours. Prenons l'exemple du taux de change : quand la banque centrale, dans le cadre de la conduite de la politique monétaire, établit le taux d'intérêt à court terme, elle tient compte de la réaction contemporaine du taux de change et des effets induits sur l'économie. Les variables qui ne ressortissent pas à la politique monétaire englobent d'autres variables macroéconomiques comme la production et les prix, dont nous souhaitons examiner la réaction aux chocs de politique monétaire. Dans ce système, chaque variable peut dépendre des

4. Les majuscules désignent les vecteurs ou les matrices de variables ou de coefficients; les minuscules indiquent des scalaires.

valeurs courantes ou retardées (de k périodes au maximum) de n'importe quelle autre variable du système. Les vecteurs V^y et V^p sont des perturbations « structurelles » ou « primitives » non corrélées entre elles.

La plupart des études qui ont été consacrées récemment à la mesure de l'orientation de la politique monétaire au moyen d'un modèle VAR ne prenaient en considération qu'une variable, qui était censée a priori receler toute l'information pertinente; c'est-à-dire que P était un scalaire, disons p , plutôt qu'un vecteur. Dans ce cas, l'équation (2) peut être exprimée sous la forme

$$p_t = \sum_{i=0}^k D_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k g_i p_{t-i} + v_t^p, \quad (3)$$

formulation qui peut être interprétée comme la fonction de réaction de la politique monétaire. La banque centrale établit sa politique après avoir observé les autres variables qui sont représentées par les deux premiers termes de l'équation (3). Le terme v_t^p est la variation (non anticipée) orthogonalisée de p_t et représente le choc exogène de politique monétaire. Par conséquent, l'indicateur unique de la politique monétaire, p , se compose d'un élément endogène, qui décrit la réaction de la banque centrale à l'état de l'économie, et d'un élément exogène.

Pour exprimer l'orientation de la politique monétaire américaine au moyen d'une variable unique, Bernanke et Blinder (1992) ont recours au taux des fonds fédéraux; Christiano et Eichenbaum (1992) retiennent plutôt les réserves propres, tandis que Kim (1999) se sert de M1. Dans le cas de la politique monétaire canadienne, Armour, Engert et Fung (1996) analysent le taux à un jour, Fung et Gupta (1997) étudient le taux à un jour et l'excédent des réserves-encaisse, alors que Fung et Kasumovich (1998) se penchent sur M1. Une technique simple permettant de déterminer les effets des chocs de politique monétaire sur les autres variables consiste à supposer qu'il existe un ordre de causalité récursif entre les variables du VAR. On fait par exemple l'hypothèse que les chocs de politique monétaire ne se répercutent pas sur les variables non liées à la politique monétaire au cours de la même période à cause, par exemple, de coûts d'ajustement — autrement dit, les éléments du vecteur C_0 sont tous égaux à zéro. Une fois le VAR estimé, une décomposition de Choleski de la matrice de covariance permet d'obtenir une série estimée du choc exogène de politique monétaire v_t^p . Les fonctions de réaction de toutes les variables au choc de politique monétaire sont ensuite calculées et analysées.

Nous considérons ici le cas où aucun indicateur de la politique monétaire n'est meilleur que tous les autres — ou le cas où, même si un tel

indicateur existe, nous ne le connaissons pas avec certitude. Dans la méthode de Bernanke et Mihov (1998), il n'est pas nécessaire de supposer qu'il existe un tel indicateur, car P peut comporter plus d'un élément. Cette méthode fait appel à une estimation des modalités d'intervention de la banque centrale pour définir l'orientation de la politique monétaire à partir d'un ensemble d'indicateurs de cette dernière. Elle permet aussi d'examiner les cas où la banque centrale recourt à des modalités hybrides — par exemple lorsqu'elle a une cible de taux d'intérêt et s'attache aussi à régulariser les fluctuations du taux de change. Dans ce cas, et le taux d'intérêt et le taux de change fournissent de l'information sur l'orientation de la politique monétaire, mais ces deux variables peuvent aussi subir l'influence de variations de la demande ou d'autres chocs. Même s'il existe un indicateur supérieur à tous les autres, cette méthode nous permet d'établir lequel au moyen de critères statistiques.

Dans le cas où P compte plus d'un élément, supposons qu'une composante de l'ensemble de chocs v_t^P dans l'équation (2) est un choc de politique monétaire, noté v_t^P . Afin d'identifier v_t^P et les réactions dynamiques à ce choc, nous faisons de nouveau l'hypothèse que les variations non anticipées des variables de politique monétaire ne se répercutent pas sur les autres variables durant la période courante, c'est-à-dire que $C_0 = 0$. Supposons maintenant que nous fassions passer les termes contemporains Y_t et P_t du côté gauche afin de transformer le système constitué par les équations (1) et (2) en un VAR à forme réduite. U_t^y désigne les résidus du VAR correspondant à l'ensemble Y , et U_t^p la composante des résidus correspondant à l'ensemble P , qui est orthogonal à U_t^y . Les équations (1) et (2) peuvent alors être réexprimées sous la forme d'un VAR à forme réduite :

$$Y_t = \sum_{i=1}^k H_i^y Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k H_i^p P_{t-i} + U_t^y, \quad (4)$$

$$P_t = \sum_{i=1}^k J_i^y Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k J_i^p P_{t-i} + [(I - G_0)^{-1} D_0 U_t^y + U_t^p]. \quad (5)$$

Supposons que nous estimions les équations (4) et (5) au moyen des méthodes VAR habituelles, avant d'extraire la composante du résidu de l'équation (5) qui est orthogonale à l'équation (4), notée U_t^p . En comparant

les équations (4) et (5) au modèle constitué des équations (1) et (2), on peut facilement démontrer que U_t^P est lié à V_t^P par la formule suivante⁵ :

$$U_t^P = (I - G_0)^{-1} A^P V_t^P. \quad (6)$$

L'équation (6) peut être réécrite, si nous laissons tomber les indices et les exposants, sous la forme

$$U = GU + AV. \quad (7)$$

L'équation (7) est un processus VAR structurel type qui rattache les résidus du VAR observables U aux chocs structurels non observés V . Ce système peut être estimé et identifié par les méthodes usuelles. Étant donné les valeurs estimées des paramètres, nous pouvons remonter aux chocs structurels, V_t^P , y compris le choc exogène de politique monétaire v^s , en inversant l'équation (6) :

$$V_t^P = (A^P)^{-1} (I - G_0) U_t^P. \quad (8)$$

Nous pouvons alors examiner la réaction dynamique de toutes les variables au choc de politique monétaire au moyen des profils de réaction associés. Étant donné que nous cherchons principalement à déterminer l'orientation de la politique monétaire, cette méthode nous permet de nous concentrer sur les restrictions d'identification de l'ensemble des variables de politique monétaire en modélisant l'équation (6). Pour identifier cet ensemble de variables, nous recourons à un modèle du marché de la monnaie afin d'imposer des restrictions aux paramètres des variables de politique monétaire. Pour identifier l'ensemble des variables non liées à la politique monétaire dans l'équation (5), nous leur imposons un ordre de causalité récursif et posons que A^y est une matrice diagonale. Autrement dit, si la production vient au premier rang dans l'ordre de ces variables, elle ne réagira durant la période courante à aucune des autres variables, que celles-ci soient liées ou non à la politique monétaire.

5. Les résidus du VAR à forme réduite et les chocs structurels présentent la relation suivante :

$$\begin{bmatrix} I^y & 0 \\ B_{21} & I^P \end{bmatrix} \begin{bmatrix} U_t^y \\ U_t^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_t^y \\ V_t^P \end{bmatrix},$$

où I^P et I^y sont des matrices unité, $B_{21} = (I - G_0)^{-1} D_0$, $A_{11} = (I - B_0)^{-1} A^y$, $A_{21} = ((I - G_0)^{-1} D_0 (I - B_0))^{-1} A^y$, et $A_{22} = (I - G_0)^{-1} A^P$. Nous pouvons identifier l'ensemble des variables non liées à la politique monétaire en décrétant que A_{11} est une matrice triangulaire inférieure lorsque les variables de Y obéissent à un ordre de causalité récursif. L'ensemble des variables de politique monétaire est identifié par l'imposition à A_{22} des restrictions convenables, dont il sera question à la section suivante. On peut facilement démontrer que $U_t^y = (I - B_0)^{-1} A^y V_t^y$ et $U_t^P = (I - G_0)^{-1} A^P V_t^P$.

Étant donné les coefficients estimés du VAR, nous pouvons également obtenir le vecteur de variables suivant :

$$(A^P)^{-1}(I - G_0)P, \quad (9)$$

c'est-à-dire une combinaison linéaire des indicateurs de politique monétaire P . Les variations VAR orthogonalisées des variables décrites par l'équation (9) correspondent aux chocs structurels V dans l'équation (8), et l'une de ces variables a cette propriété que ses variations VAR correspondent aux chocs de politique monétaire. La meilleure façon de le voir consiste à envisager le cas où P contient une seule variable, par exemple le taux du financement à un jour. Dans ce cas, le taux en question est un indicateur de l'orientation de la politique monétaire, et les modifications non anticipées, mises sous forme orthogonale, du taux à un jour correspondent aux chocs exogènes de politique monétaire. Lorsque P est un vecteur des variables de politique monétaire, la combinaison linéaire estimée des variables comprises dans P peut servir à mesurer l'orientation de la politique monétaire — en tenant compte à la fois des éléments endogènes et exogènes de cette dernière — et une variation de cette mesure représente le choc exogène de politique monétaire. Dans les sections suivantes, nous examinerons les profils de réaction à une modification de l'orientation de la politique monétaire afin d'établir s'ils s'accordent avec l'idée que nous nous faisons des effets d'une intervention de la banque centrale. Nous comparerons également notre indice de l'orientation de la politique monétaire aux variations de l'inflation et à la croissance de la production.

2 Le modèle

Lorsqu'on veut appliquer la méthode de Bernanke et Mihov, il faut avant toute chose déterminer les variables à inclure dans l'ensemble des variables de politique monétaire. Étant donné qu'ils modélisaient le marché des réserves bancaires aux États-Unis, Bernanke et Mihov (1998) avaient retenu uniquement les variables relatives à ce marché, telles que l'ensemble des réserves, les réserves propres et le taux des fonds fédéraux, parmi les variables de politique. Appliquant une stratégie analogue au cas de l'Allemagne, Bernanke et Mihov (1997) avaient incorporé à leur modèle le total des réserves, le crédit lombard, le taux des prêts à vue et le taux lombard. Au Canada, le marché à un jour des réserves et des autres fonds à très court terme n'a cessé d'évoluer depuis les années 1950 — voir par exemple Lundrigan et Toll (1998). L'un des changements les plus notables du point de vue de notre étude est l'élimination progressive des réserves obligatoires de 1991 à 1994. De plus, la mise en place du STPGV en février 1999 a entraîné d'autres modifications sur le marché des fonds à un jour, ce

qui en complique la modélisation. Par exemple, les avances de la Banque du Canada aux adhérents sont voisines de zéro en fin de journée. Il ne convient donc pas d'appliquer directement au Canada le modèle du marché des réserves employé dans les études antérieures.

Afin de l'adapter au cas du Canada, nous apportons les modifications suivantes à la méthode proposée par Bernanke et Mihov (1998). En premier lieu, nous ajoutons une équation qui décrit le comportement du taux de change Canada/États-Unis. En second lieu, au lieu d'utiliser des variables représentant les réserves, nous nous tournons vers d'autres variables quantitatives. Un agrégat monétaire tel que M1 paraît tout indiqué parce que, comme on l'a démontré, sa réaction dynamique est conforme aux effets attendus des modifications de la politique monétaire au Canada — voir par exemple Fung et Kasumovich (1998). Nous substituons donc le marché des avoirs compris dans M1 au marché des réserves. L'idée est de modéliser les relations contemporaines entre les variables de politique monétaire, comme il en a été question à la section précédente. Les variables envisagées à ce titre sont le taux des fonds à un jour ($T1J$), l'offre réelle de monnaie (M), définie par M1 corrigé de l'IPC, l'écart de taux (ET), c'est-à-dire l'écart entre R90 et le taux de rendement des obligations à 10 ans ou plus du gouvernement canadien, et le taux de change ($TXCH$). Le taux à un jour est considéré comme l'instrument d'intervention de la Banque. Nous avons pu constater que toutes ces variables recelaient de l'information utile sur la politique monétaire et subissaient l'influence de cette dernière de façon contemporaine. Le modèle, formulé de manière à faire ressortir les chocs, se présente ainsi⁶ :

$$\text{Demande de monnaie : } u_M = -\beta u_{ET} + v^d \quad (10)$$

$$\text{Offre de monnaie : } u_{ET} = \alpha^d v^d + \alpha^s v^s + \alpha^x v^x + v^b \quad (11)$$

$$\text{Taux à un jour : } u_{T1J} = \phi^d v^d + \phi^b v^b + \phi^x v^x + v^s \quad (12)$$

$$\text{Taux de change : } u_{TXCH} + \gamma_1 u_M + \gamma_2 u_{ET} + \gamma_3 u_{T1J} = v^x \quad (13)$$

6. Le vecteur U^p est la composante des résidus du VAR qui correspond à l'ensemble des variables de politique monétaire et est orthogonal aux résidus du VAR représentant l'ensemble des variables non liées à la politique monétaire U^y . L'ensemble des résidus du VAR correspondant aux variables de politique monétaire est égal à une combinaison linéaire des composantes orthogonale et non orthogonale [voir l'équation (5)]. Étant donné qu'on peut obtenir U^p à partir d'une estimation du modèle VAR, nous tenons compte uniquement des variables de politique monétaire dans notre modélisation du marché des avoirs inclus dans M1. Autrement dit, nous nous concentrons sur la modélisation du sous-ensemble de ces variables qui ne réagit pas aux autres variables au cours d'une même période.

L'équation (10) lie la variation non anticipée de la demande de monnaie (négativement) à celle de l'écart de taux ainsi qu'à un choc autonome de la demande de monnaie; elle peut donc être interprétée comme une fonction de demande de monnaie à court terme⁷. Dans l'équation (11), les variations de ET déterminent la quantité de monnaie offerte par les banques commerciales. Ces dernières sont censées établir leur offre de monnaie en réaction aux variations de la demande de monnaie (v^d), aux mesures de politique monétaire (v^s) et aux modifications du taux de change (v^x). Le terme v^b est un choc d'offre de monnaie, qui peut être interprété comme une modification du crédit ou un choc sur les marchés financiers. Nous faisons ici l'hypothèse que le volume de la monnaie hors banques est dicté principalement par la demande et que, donc, l'offre de crédit des banques commerciales détermine l'offre de monnaie dans l'économie⁸.

L'équation (12) décrit la manière dont la Banque du Canada fixe le taux du financement à un jour. Elle repose sur l'hypothèse que la Banque observe les variations de la demande totale de monnaie, de l'offre de monnaie et du taux de change, et réagit à toutes ces variations au cours de la même période, l'intensité de sa réaction étant indiquée par les coefficients ϕ^d , ϕ^b et ϕ^x . Si nous posons $\phi^d = 0$ par exemple, cela signifie que la Banque neutralise en totalité la variation de la demande de monnaie afin de maintenir constant le taux des fonds à un jour. Le terme v^s représente les modifications exogènes de la politique monétaire que nous cherchons à identifier. L'équation (13) décrit le taux de change en rattachant ses variations non anticipées à celles de toutes les autres variables de politique monétaire. Elle décompose les variations du taux de change en deux éléments : les réactions aux modifications non anticipées des autres variables de politique monétaire et une variation exogène du taux de change.

La relation entre U et V peut s'écrire sous la forme $(I - G)U = AV$ [voir l'équation (7)] :

$$\begin{bmatrix} 1 & \beta & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_M \\ u_{ET} \\ u_{T1J} \\ u_{TXCH} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha^d & 1 & \alpha^s & \alpha^x \\ \phi^d & \phi^b & 1 & \phi^x \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v^d \\ v^b \\ v^s \\ v^x \end{bmatrix}. \quad (14)$$

7. Heller et Khan (1979) estiment une fonction de demande de monnaie où entre la totalité de la structure des taux d'intérêt; ils obtiennent des résultats supérieurs à ceux que donnent les fonctions de demande de monnaie classiques.

8. Laidler (1999) étudie le rôle de l'offre de créances monétaires du système bancaire (en termes nominaux) dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire.

Nous pouvons inverser la relation (14) pour déterminer la façon dont le choc de politique monétaire, v^s , dépend des résidus du VAR :

$$v^s = w_M u_M + w_{ET} u_{ET} + w_{T1J} u_{T1J} + w_{TXCH} u_{TXCH}, \quad (15)$$

où

$$w_M = \left[\frac{(\phi^b \alpha^d - \phi^d) + (\phi^b \alpha^x - \phi^x) \gamma_1}{(1 - \phi^b \alpha^s)} \right],$$

$$w_{ET} = \left[\frac{(\phi^b \alpha^d - \phi^d) \beta - \phi^b + (\phi^b \alpha^x - \phi^x) \gamma_2}{(1 - \phi^b \alpha^s)} \right],$$

$$w_{T1J} = \left[\frac{1 + (\phi^b \alpha^x - \phi^x) \gamma_3}{(1 - \phi^b \alpha^s)} \right],$$

et

$$w_{TXCH} = \frac{(\phi^b \alpha^x - \phi^x)}{(1 - \phi^b \alpha^s)}.$$

L'équation (15) montre que le choc de politique monétaire est une combinaison linéaire de tous les résidus du VAR correspondant aux variables de politique monétaire, la pondération de chaque variable étant égale à certaines combinaisons des paramètres du modèle. Nous pouvons élaborer un indice de l'orientation de la politique monétaire à l'aide des mêmes pondérations que dans l'équation (9) pour les variables correspondantes.

Le modèle compte 14 paramètres inconnus (dont 4 qui représentent la variance de chocs), qu'il faut estimer à partir de 10 variances et covariances des résidus. Nous devons donc imposer des restrictions d'identification au modèle. Bernanke et Mihov (1998) recourent à deux stratégies à cette fin. La première consiste à formaliser les modalités d'intervention de la banque centrale, par exemple la poursuite d'une cible de taux d'intérêt, afin de suridentifier le modèle. Celui-ci et les modalités d'intervention proposées peuvent alors faire l'objet d'un test permettant de vérifier la validité des restrictions de suridentification. La seconde stratégie consiste à imposer un nombre de contraintes juste suffisant pour identifier exactement le modèle, ce qui permet de construire un indice de l'orientation de la politique monétaire fondé sur la combinaison linéaire de toutes les variables de politique monétaire.

Nous nous attachons ici uniquement à l'identification exacte du modèle. Nous devons pour cela imposer quatre restrictions supplémentaires. Nous les choisissons de telle manière que les pondérations de chaque variable soient différentes de zéro. Nous évitons aussi d'imposer un trop grand nombre de contraintes aux fonctions de réaction de la banque centrale ou des banques commerciales afin que ces fonctions puissent être déterminées par les données. Par conséquent, nous posons $\gamma_1 = 0$, $\gamma_2 = 0$, $\gamma_3 = 0$ et $\phi^d = 0^9$. Il en découle que la mesure du choc de politique monétaire s'exprime sous la forme

$$v^s = w_M u_M + w_{ET} u_{ET} + w_{T1J} u_{T1J} + w_{TXCH} u_{TXCH}, \quad (16)$$

où

$$w_M = \frac{\phi^b \alpha^d}{(1 - \phi^b \alpha^s)},$$

$$w_{ET} = \frac{\beta \phi^b \alpha^d - \phi^b}{(1 - \phi^b \alpha^s)},$$

$$w_{T1J} = \frac{1}{(1 - \phi^b \alpha^s)},$$

et

$$w_{TXCH} = \frac{(\phi^b \alpha^x - \phi^x)}{(1 - \phi^b \alpha^s)}.$$

Les trois premières contraintes impliquent que l'évolution non anticipée du taux de change n'est pas liée de façon contemporaine aux changements des autres variables et est donc purement aléatoire. La quatrième signifie que la Banque du Canada neutralise entièrement les chocs de demande de monnaie afin de garder constant le taux des fonds à un jour. La Banque peut cependant tolérer les chocs survenant sur le marché du crédit et les variations du taux de change, selon les valeurs prises par ϕ^b et ϕ^x .

9. Nous avons constaté que ces paramètres étaient très voisins de zéro lorsque l'estimation se déroulait librement. La méthode des moments généralisés qui sert ici à l'estimation influe également sur notre choix des contraintes, puisque la matrice de variance-covariance tirée du modèle est aussi fonction des paramètres de celui-ci. Pour pouvoir estimer les coefficients sans contrainte, il faut que tous les éléments de la matrice de covariance soient des fonctions non triviales des paramètres.

3 Les données et l'estimation

Pour procéder à l'estimation du modèle, nous devons spécifier les variables de politique monétaire, P , ainsi que celles qui ne sont pas liées à la politique monétaire, Y . Dans tous les VAR estimés dans la présente étude, le second groupe comprend les variables suivantes : le PIB réel mensuel au coût des facteurs (PIB), l'IPC (P) et l'indice des prix mondiaux des produits de base (PPB). Ce dernier sert à représenter les variations des tensions inflationnistes qui ne sont pas induites par la politique monétaire et auxquelles la Banque peut choisir de réagir lorsqu'elle formule celle-ci. Les auteurs de nombreuses études faites aux États-Unis ont constaté que l'insertion de PPB aidait à régler le problème de comportement des prix (le fait que, après un assouplissement de la politique monétaire, les prix diminuent dans un premier temps au lieu d'augmenter) dont font généralement état les études ayant recours à des processus VAR. Les trois variables sont classées dans l'ordre suivant : PPB , PIB et P . Il est raisonnable de placer PPB au premier rang parce que le Canada a une petite économie ouverte, dont l'influence sur les cours mondiaux des produits de base est relativement faible. En outre, une variation de ces cours a un effet immédiat sur l'économie canadienne à cause de l'importance relative du secteur des ressources naturelles au Canada. Nous incluons aussi quelques variables relatives à l'économie américaine, à savoir l'IPC, le PIB et le taux des fonds fédéraux, parmi les variables exogènes afin de représenter la relation étroite qui existe entre les économies du Canada et des États-Unis¹⁰. Les variables de politique monétaire sont M1, le taux du financement à un jour, le taux de change Canada/États-Unis et l'écart de taux.

Étant donné que le modèle VAR est identifié au moyen de contraintes contemporaines, il vaut mieux utiliser des données mensuelles que trimestrielles, car l'hypothèse d'identification voulant que les chocs de politique monétaire ne se répercutent pas sur l'économie en une seule période est plus difficile à défendre à intervalle trimestriel. Toutes les données canadiennes proviennent de la base CANSIM, sauf PPB , qui est l'indice des cours mondiaux des produits de base (carburants exclus) tiré de la publication du Fonds monétaire international intitulée *Statistiques financières internationales*. Toutes les variables du VAR sont exprimées en

10. Les variables relatives à l'économie américaine sont importantes parce qu'elles aident à élucider le comportement anormal des prix qui a été constaté dans les travaux consacrés antérieurement aux modifications de la politique monétaire canadienne. L'inclusion de PPB ne suffit pas à elle seule à régler ce problème. Les auteurs qui ont étudié récemment les modifications de la politique monétaire en Allemagne (Bernanke et Mihov, 1997) et en Italie (De Arcangelis et Di Giorgio, 1998) se sont heurtés à cette difficulté même lorsque PPB est inclus dans le VAR.

niveau et sous forme logarithmique, sauf les taux d'intérêt, qui ne sont présentés qu'en niveau. Nous disposons de données allant de 1961 à mars 1999, mais nous faisons débuter l'estimation en janvier 1971 afin d'éviter le régime de changes fixes qui s'appliquait durant les années 1960. Nous estimons également deux sous-échantillons — l'un allant de janvier 1971 à décembre 1991, et l'autre de janvier 1982 à mars 1999 — pour tenir compte du changement structurel survenu vers 1982 à cause de l'abandon des cibles de croissance monétaire ainsi que de l'adoption de cibles de maîtrise de l'inflation en 1991¹¹. Certaines séries sont illustrées à la Figure 1.

Les modèles sont estimés par une méthode des moments généralisés efficace comportant deux étapes¹². Dans un premier temps, les coefficients du modèle VAR sont estimés par les moindres carrés ordinaires, une équation à la fois. Dans un second temps, les moments d'ordre 2 qui découlent du modèle théorique faisant l'objet de l'estimation sont raccordés à la matrice de covariance des résidus du VAR pour l'ensemble des variables de politique monétaire. Nous incluons 12 retards (un an) dans l'estimation du VAR¹³.

4 Les résultats

4.1 Les résultats de l'estimation

L'échantillon total va de janvier 1971 à mars 1999. Les résultats de l'estimation sont présentés à la partie A du Tableau 1. L'élasticité de la demande de monnaie par rapport au taux d'intérêt à court terme, β , est de 0,0025 selon les estimations, mais elle n'est pas significative. Les paramètres de l'équation relative à l'écart de taux (α^d , α^s et α^x) sont tous significatifs. Une valeur positive du paramètre α^d signifie que, en cas de variation positive de la demande de monnaie, le taux d'intérêt à court terme augmente pour rétablir l'équilibre sur le marché monétaire. La valeur de 0,58 estimée pour le paramètre α^s implique que l'écart de taux se creuse de 58 points de base quand le taux à un jour s'accroît de 100 points de base. L'écart de taux ne grimpe pas autant que le taux à un jour à cause des deux effets, qui s'exercent en sens contraire, d'un choc de politique monétaire : un effet de liquidité et un effet sur les attentes d'inflation. Une dépréciation inattendue de la monnaie nationale entraînerait une hausse du

11. Voir aussi la quatrième section.

12. Nous avons également estimé les modèles par la méthode du maximum de vraisemblance; les résultats étaient assez similaires.

13. Le nombre de retards a été déterminé au moyen d'un test du rapport des vraisemblances.

Figure 1
Séries chronologiques utilisées dans les estimations

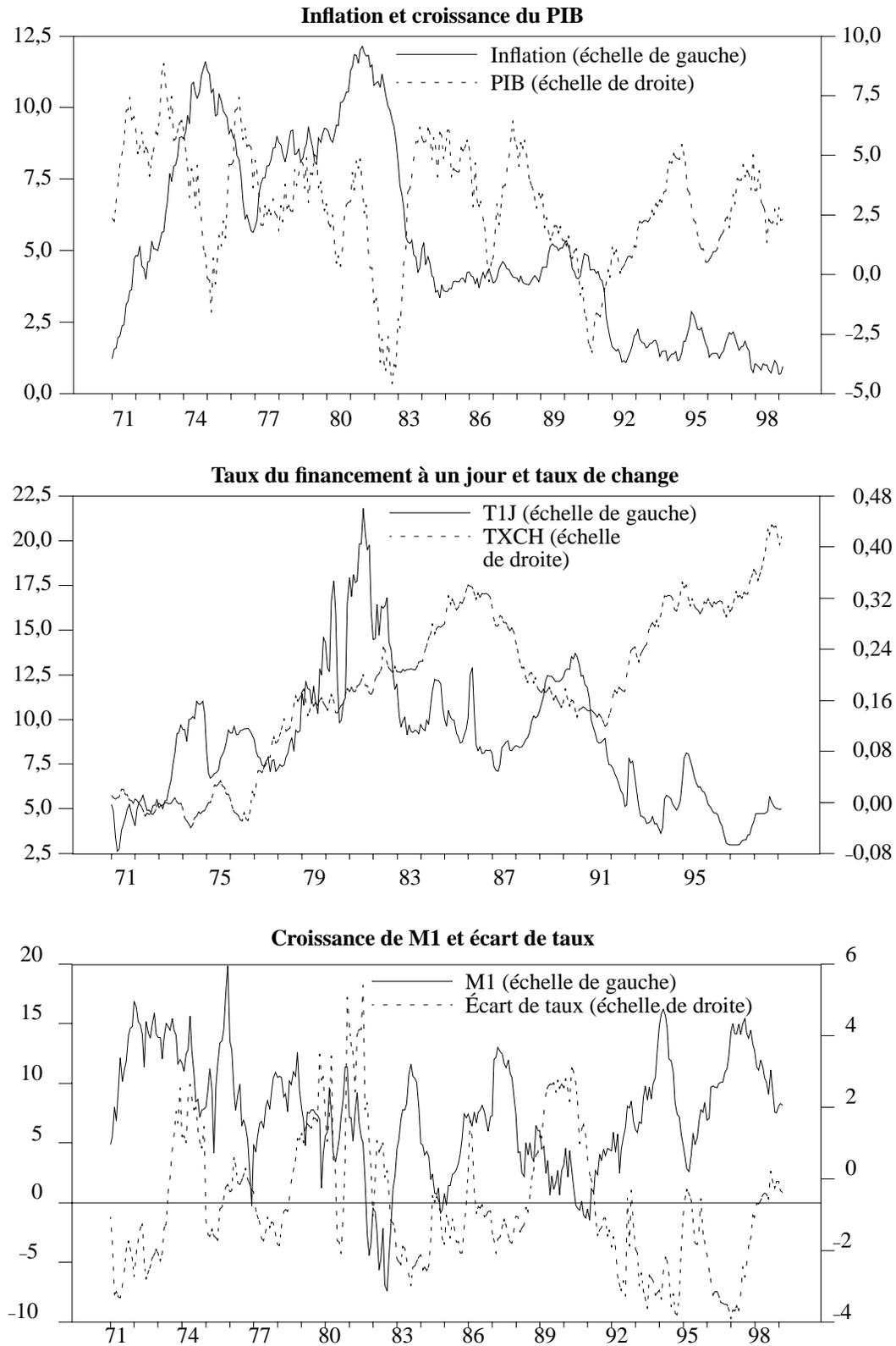


Tableau 1
Résultats de l'estimation

A. Échantillon complet : 1971M1-1999M3					
Valeurs estimées des paramètres du modèle structurel ($\phi^d = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$)					
β	α^d	α^s	α^x	ϕ^b	ϕ^x
0,0025 (0,0016)	9,3397 (3,7092)	0,5765 (0,1100)	14,8391 (4,1197)	- 0,0423 (0,1237)	2,6769 (3,9931)
Coefficients de pondération retenus dans l'indice de l'orientation de la politique monétaire					
w_M	w_{ET}	w_{TIJ}	w_{TXCH}		
- 0,2215 (1,7560)	0,0392 (0,1144)	0,9655 (0,0253)	- 3,0835 (4,1713)		
B. Sous-échantillon 1971M1-1991M12					
Valeurs estimées des paramètres du modèle structurel ($\phi^d = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$)					
β	α^d	α^s	α^x	ϕ^b	ϕ^x
0,0010 (0,0017)	5,5888 (4,6977)	0,5929 (0,0446)	9,4496 (5,1955)	- 0,0756 (0,0467)	- 0,0117 (5,2851)
Coefficients de pondération retenus dans l'indice de l'orientation de la politique monétaire					
w_M	w_{ET}	w_{TIJ}	w_{TXCH}		
- 0,4058 (0,4560)	0,0703 (0,0427)	0,9574 (0,0266)	- 0,6794 (5,4864)		
C. Sous-échantillon 1982M1-1999M3					
Valeurs estimées des paramètres du modèle structurel ($\phi^d = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$)					
β	α^d	α^s	α^x	ϕ^b	ϕ^x
0,0036 (0,0020)	18,8656 (6,6653)	0,5370 (0,0713)	19,5508 (3,7084)	- 0,0779 (0,1065)	3,4896 (4,1283)
Coefficients de pondération retenus dans l'indice de l'orientation de la politique monétaire					
w_M	w_{ET}	w_{TIJ}	w_{TXCH}		
- 1,4015 (1,9500)	0,0623 (0,0628)	0,9604 (0,0538)	- 4,7102 (4,3158)		

Nota : Les paramètres du modèle structurel sont estimés au moyen d'une méthode des moments généralisés efficace à deux étapes. Les écarts-types sont fournis entre parenthèses.

taux d'intérêt à court terme, qui pourrait enrayer la baisse du taux de change ($\alpha^x > 0$).

Les paramètres ϕ^b et ϕ^x de l'équation ayant trait au taux à un jour ne sont pas statistiquement significatifs. Le premier, ϕ^b , saisit la réaction de la banque centrale aux variations non anticipées de l'écart de taux. Une valeur négative de ce paramètre signifie que, si l'écart de taux augmente à cause, par exemple, d'un resserrement inattendu des conditions du crédit, la Banque du Canada abaissera le taux à un jour afin d'injecter des liquidités sur le marché des fonds à très court terme. Si le dollar canadien se déprécie de façon inattendue, la Banque relèvera le taux à un jour, d'où le signe

positif de ϕ^x . Ni ϕ^b ni ϕ^x ne sont significatifs, ce qui porte à croire que la Banque ne réagit généralement pas de manière vigoureuse aux chocs de crédit et de taux de change au cours de la même période. Il se pourrait donc que la règle de détermination de la politique monétaire ne tienne pas compte de l'information contemporaine sur le marché financier. La Banque maintiendrait généralement le taux à un jour au niveau souhaité en fonction des valeurs attendues en début de période.

Les coefficients de pondération estimés pour les quatre variables de politique monétaire w_M , w_{ET} , w_{T1J} et w_{TXCH} sont également présentés à la partie A du Tableau 1. Les valeurs estimées des paramètres sont affectées des signes prévus. Une expansion de la masse monétaire ou une baisse du dollar correspond à un assouplissement de la politique monétaire (coefficient négatif), tandis qu'une hausse du taux d'intérêt à court terme par rapport au taux à long terme ou encore une majoration du taux à un jour représente un resserrement (coefficient positif). D'après la valeur estimée du coefficient de M ($-0,22$), une hausse de 1 point de pourcentage de M1 entraîne une réduction de 0,22 point de base de l'indice de l'orientation de la politique monétaire; cependant, l'écart-type de ce coefficient indique que ce dernier n'est pas significatif. La valeur estimée du coefficient du taux de change est de $-3,08$, ce qui signifie qu'une dépréciation de 1 cent canadien réduit l'indice de 3,08 points de base. Le coefficient de l'écart de taux est de 0,039 et n'est pas statistiquement significatif. Seul le coefficient du taux à un jour, estimé à 0,97, est statistiquement significatif. Il ressort de ces résultats que le taux à un jour est la variable qui fournit le plus d'information sur l'orientation de la politique monétaire.

Les paramètres issus de l'analyse chronologique se révèlent souvent instables parce que le régime monétaire et la structure financière ne sont pas figés. Au milieu des années 1970, les sérieux problèmes d'inflation que connaissait le Canada ont amené la banque centrale à adopter une politique de « gradualisme monétaire » consistant à maintenir la croissance de M1 à l'intérieur d'une fourchette cible dont les limites seraient progressivement abaissées. Dans l'intervalle, le gouvernement fédéral a imposé un régime de contrôle des salaires et des prix. Le gradualisme monétaire a été abandonné en novembre 1982¹⁴. En février 1991, la Banque du Canada et le gouvernement fédéral ont adopté ensemble des cibles de maîtrise de

14. L'adoption d'une politique de gradualisme monétaire en 1975 a été suivie d'une forte baisse du dollar canadien. La Banque du Canada, en réaction, a durci sa politique davantage qu'il n'était nécessaire pour maintenir M1 dans la fourchette visée. La multiplication des innovations financières a mené à l'abandon des cibles de croissance de M1 en novembre 1982.

l'inflation¹⁵. Pour toutes ces raisons, il conviendrait de diviser l'échantillon en deux sous-périodes, allant respectivement de janvier 1971 à octobre 1982 et de novembre 1982 à mars 1999. Toutefois, à cause du grand nombre de variables (10) et de retards (12) dans le modèle VAR, l'estimation se heurte à un problème lié au nombre des degrés de liberté. Pour résoudre ce problème, nous retenons plutôt un sous-échantillon allant de janvier 1971 à décembre 1991, qui exclut donc les données relatives aux années postérieures à l'adoption des cibles de maîtrise de l'inflation. Le deuxième sous-échantillon considéré va de janvier 1982 à mars 1999, ce qui exclut la période où la Banque se fixait des cibles monétaires.

Les résultats de l'estimation obtenus pour les deux sous-échantillons sont présentés aux parties B et C du Tableau 1. Nous constatons que la plupart des valeurs estimées des paramètres et des coefficients de pondération sont analogues pour les deux sous-échantillons et l'ensemble de la période d'estimation; les estimations semblent donc varier assez peu selon la période étudiée¹⁶.

4.2 Les réactions aux chocs de politique monétaire

Notre propos général est d'obtenir un bon indicateur de l'orientation de la politique monétaire. Une modification inattendue de cette orientation, sous forme orthogonale, correspond à un choc exogène de politique monétaire (voir la deuxième section). Par conséquent, si nous voulons évaluer l'orientation de cette politique à partir du modèle, il est utile d'examiner les profils de réaction à ces chocs.

La Figure 2 illustre les réactions dynamiques estimées de la production réelle, de la monnaie réelle, du niveau des prix, de l'écart de taux d'intérêt, du taux à un jour et du taux de change à un choc de politique monétaire (v^s). Nous ne présentons pas les réactions de l'indice des prix des produits de base, parce que la politique monétaire canadienne n'a que peu d'influence sur lui. Le scénario envisagé ici est un choc expansionniste qui entraîne une baisse de 25 points de base du taux à un jour ($u_{T1J} = -0,25$).

15. L'inflation mesurée par l'IPC se situait à 5,9 % en 1991. Le but des autorités était de réduire progressivement l'inflation afin d'instaurer un climat propice à une croissance économique durable. En décembre 1993, l'inflation avait été ramenée à 2 %. Le gouvernement et la banque centrale ont alors convenu de prolonger de trois ans, jusqu'à la fin de 1998, la période d'application de la fourchette cible de 1 à 3 %. En février 1998, l'inflation étant bien contenue, la fourchette cible a été reconduite jusqu'à la fin de 2001. Le gouvernement et la Banque du Canada ont convenu de définir ensemble, d'ici là, une cible à long terme compatible avec la stabilité des prix.

16. Certaines valeurs estimées des paramètres paraissent instables lorsqu'on change de sous-échantillon. Nous nous pencherons sur ce problème lors de travaux ultérieurs en faisant appel à des modèles non linéaires.

Les deux traits discontinus représentent les limites de l'intervalle de confiance à 95 %.

La colonne A de la Figure 2 montre les résultats obtenus pour l'ensemble de la période d'estimation. À la suite d'un choc expansionniste, le taux à un jour diminue de 25 points de base, et l'écart de taux de 15 points de base. Les réactions du taux à un jour font ressortir un effet de liquidité qui dure presque dix mois et se révèle significatif pendant les huit premiers mois. Au bout de dix mois, l'effet sur les attentes d'inflation domine, entraînant une hausse du taux à un jour. Celui-ci finit par revenir à son niveau initial trois ans après le choc. Les réactions de l'écart de taux sont très semblables à celles du taux à un jour, mais moins prononcées. Cette similitude est peut-être due au fait que R90 et le taux à un jour présentent une forte corrélation et que les chocs de politique monétaire ont relativement peu d'effet sur le taux à long terme. La production commence à augmenter six mois après le choc et culmine environ 18 mois après ce dernier. Les réactions deviennent significatives un an après le choc et le restent pendant neuf mois. Comparativement à la production, le niveau des prix réagit plus vite et les réactions sont plus persistantes : le niveau des prix commence à augmenter un mois après le choc, et son coefficient demeure significatif pendant environ neuf mois. Après le choc expansionniste, le taux de change augmente (le dollar canadien se déprécie) de manière significative pendant neuf mois, mais les réactions cessent d'être significatives ensuite. La demande de monnaie s'accroît à cause d'un coût de détention des encaisses moins élevé (le taux d'intérêt à court terme étant plus faible) et de l'intensification de l'activité économique en général. Les réactions de la monnaie restent significatives pendant environ neuf mois après le choc.

Les colonnes B et C à la Figure 2 présentent les réactions obtenues pour les deux sous-périodes. Le taux à un jour et l'écart de taux d'intérêt réagissent de manière assez semblable durant les trois périodes examinées. Par contre, l'effet de liquidité dure moins longtemps dans la seconde sous-période, l'écart de taux diminuant pendant environ trois mois seulement et le taux à un jour pendant six mois. La deuxième sous-période comprend les années 1990, durant lesquelles la Banque du Canada a réduit l'inflation, puis l'a maintenue bien à l'intérieur de la fourchette cible. On peut donc s'étonner que l'effet sur les attentes d'inflation devienne prédominant aussi rapidement par rapport aux autres périodes étudiées. Il convient de signaler aussi que les réactions du taux à un jour et de l'écart de taux sont plus variables dans la deuxième sous-période. Les réactions de la production et du niveau des prix sont analogues sur le plan qualitatif dans la première et la deuxième sous-période, mais elles diffèrent par leur vitesse et leur caractère significatif. Dans le premier sous-échantillon, la production prend du temps à réagir au choc et la réaction n'est pas significative durant

Figure 2
Profils de réaction à un choc de politique monétaire (v^s)

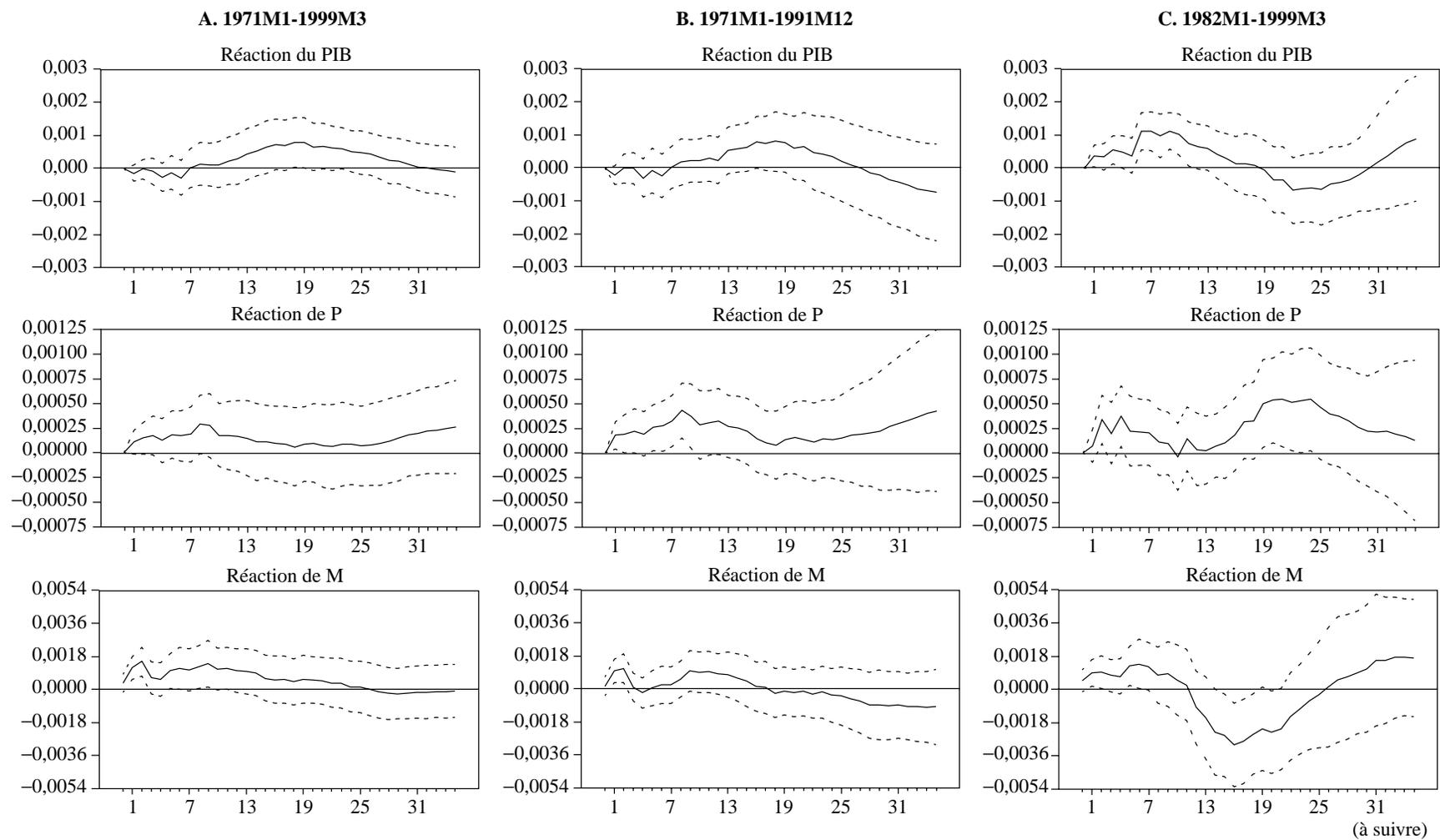
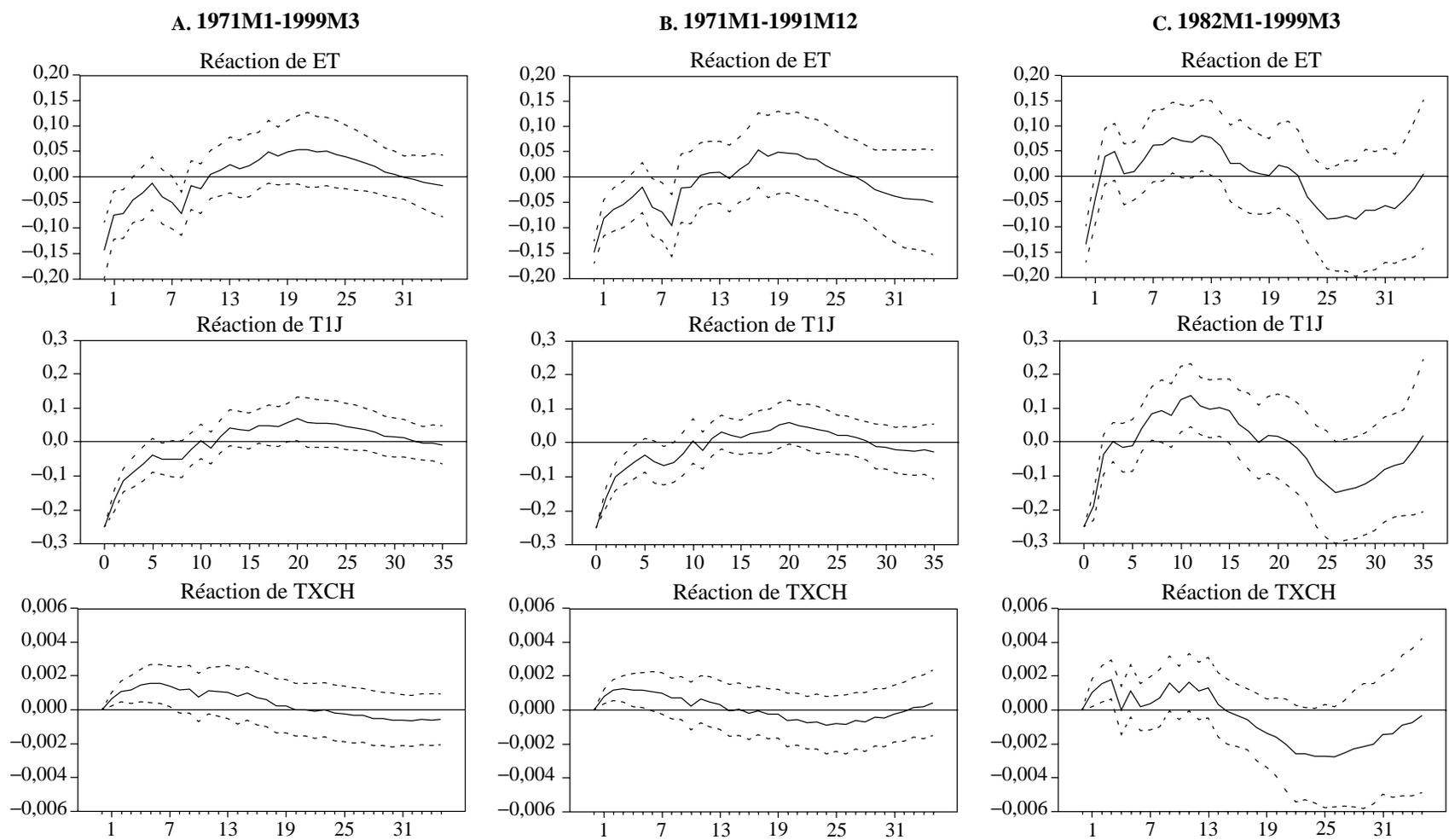


Figure 2 (suite)

Profils de réaction à un choc de politique monétaire (ν^s)



toute la période envisagée. Dans la deuxième sous-période, par contre, la production réagit plus vite et les réactions sont significatives pendant la première année suivant le choc. Dans les deux sous-périodes, le niveau des prix réagit de la même façon que sur la totalité de la période d'estimation. Sa réaction est rapide et persistante. Les réactions sont significatives pendant la première année de la première sous-période, mais plus variables pendant la seconde sous-période — elles sont alors significatives au cours des neuf premiers mois, puis pendant six mois environ 18 mois après le choc. Le dollar canadien se déprécie après le choc expansionniste, mais sa baisse n'est significative que durant la première sous-période. Dans la seconde, le dollar canadien s'apprécie de manière sensible 18 mois après le choc, peut-être à cause de la hausse appréciable du taux à un jour neuf mois après le choc.

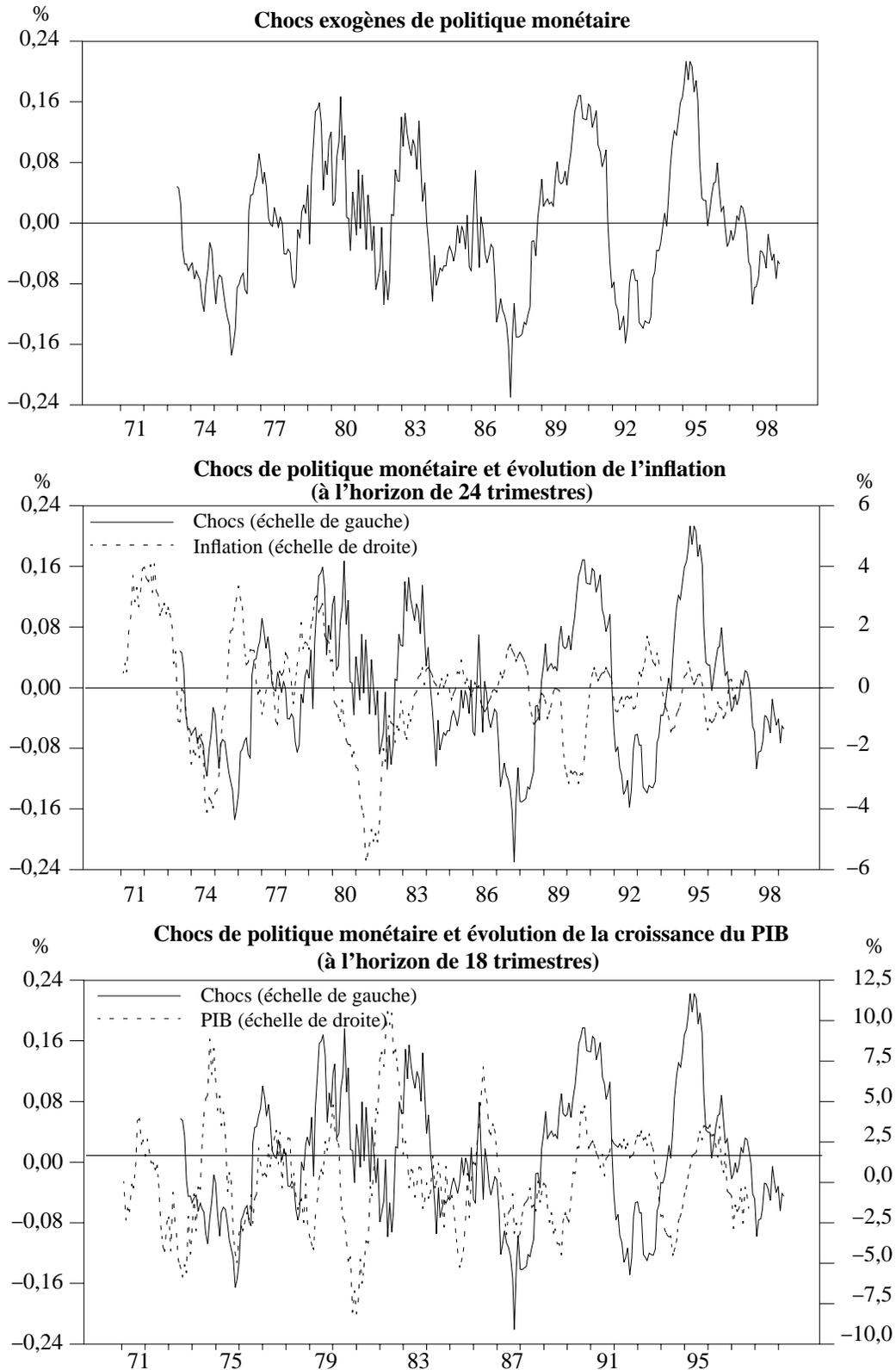
4.3 Les chocs exogènes de politique monétaire

Une fois le modèle estimé, il est possible d'identifier le choc exogène de politique monétaire (v^s). Étant donné que v^s est très volatil, nous présentons ses moyennes mobiles sur 18 mois dans la partie supérieure de la Figure 3¹⁷. À la valeur zéro, toutes les interventions des autorités monétaires sont parfaitement anticipées. En l'absence de choc inattendu de politique monétaire, l'inflation et la croissance de la production suivent la tendance à long terme. Si v^s est situé au-dessus (au-dessous) de la ligne correspondant à la valeur zéro, la politique monétaire est plus restrictive (plus expansionniste) que prévu.

Les principales périodes que l'on peut discerner dans la conduite de la politique monétaire au Canada sont ensuite comparées aux chocs de politique identifiés. La description de ces périodes est tirée du Tableau 1 d'Armour, Engert et Fung (1996), qui présente une chronologie des principaux épisodes discernables de 1961 à 1994 d'après, principalement, les rapports annuels de la Banque du Canada. Afin d'illustrer l'incidence des chocs de politique monétaire sur l'inflation et la croissance de la production à l'avenir, nous représentons, dans les graphiques du milieu et du bas à la Figure 3, les chocs de politique monétaire, la variation de l'inflation 24 mois plus tard et celle de la croissance de la production 18 mois plus tard. Pour faciliter l'analyse, nous divisons l'échantillon en quatre sous-périodes : 1973-1978, 1979-1983, 1984-1988 et 1989-1999. Le graphique du haut montre que les chocs de politique monétaire étaient pour la plupart plus expansionnistes que prévu au cours des première et troisième sous-périodes,

17. Nous choisissons une moyenne mobile sur 18 mois parce qu'il faut attendre en moyenne de 18 à 24 mois environ pour voir la politique monétaire se répercuter sur l'économie.

Figure 3
Chocs de politique monétaire, inflation et croissance du PIB



mais généralement plus restrictifs que prévu au cours de la deuxième. Par comparaison avec la courbe d'inflation présentée dans le graphique du haut, à la Figure 1, nous pouvons également constater que les chocs de politique monétaire identifiés sont compatibles avec l'évolution tendancielle de l'inflation au cours de chacune de ces quatre sous-périodes.

L'examen des chocs représentés à la Figure 3 révèle que, de 1973 à 1978, la politique monétaire a été plus expansionniste que prévu de façon générale, sauf du milieu de 1976 au début de 1977. Par conséquent, l'inflation a affiché une tendance à la hausse pendant la majeure partie de la période se terminant au milieu de 1981, sauf de 1975 à 1976. La variation de l'inflation a donc été positive la plupart du temps durant cette période (voir le graphique du milieu à la Figure 3). Selon Armour, Engert et Fung (1996), la politique monétaire mise en œuvre par la Banque du Canada a été généralement expansionniste de 1973 à 1975. En 1974, l'inflation a franchi la barre des 10 %, tandis que la croissance de la production marquait une pointe en 1976 pour se situer à environ 6 % (voir Figure 1). À l'été 1975, la Banque a jugé que les pressions inflationnistes sous-jacentes allaient rapidement atteindre un niveau critique. Aussi a-t-elle majoré considérablement le taux officiel d'escompte en septembre 1975 et continué à faire monter les taux d'intérêt à court terme pendant le premier semestre de 1976. Au deuxième trimestre de 1976, cependant, la croissance de M1 s'est soudainement ralentie de sorte qu'au troisième trimestre, elle se situait en deçà de la limite inférieure de la fourchette cible. Dans le but de ramener la croissance de M1 à l'intérieur de cette fourchette, la Banque a réduit le taux d'intérêt durant les deux derniers mois de 1976 et au début de 1977.

À en juger par les chocs illustrés à la Figure 3, la politique monétaire a été généralement plus restrictive que prévu et aussi assez variable de 1979 à 1983. Elle a été plus restrictive que ne s'y attendaient les marchés financiers en 1979, mais elle est devenue progressivement plus conforme à leurs attentes en 1980. L'inflation a fortement diminué, passant d'un sommet d'environ 12 % en 1981 à environ 5 % en 1982. La croissance de la production a elle aussi chuté, passant de 5 % en 1981 à des valeurs négatives en 1982 et 1983 par suite de la récession. La politique monétaire s'est avérée plus expansionniste que prévu pendant une brève période allant du milieu de 1980 au milieu de 1981, puis de nouveau plus restrictive que ne s'y attendaient les marchés jusqu'en 1983. Par conséquent, la variation de l'inflation a été le plus souvent négative pendant cette période. D'après Armour, Engert et Fung (1996), la Banque du Canada a relevé son taux d'escompte, en 1979, en janvier, en juillet, en septembre et deux fois en octobre. Cette politique monétaire restrictive s'est poursuivie jusqu'à l'été 1980. Du deuxième semestre de 1980 à 1981, la politique monétaire s'est nettement assouplie, et la croissance de la production a commencé à se

redresser environ 18 mois plus tard. L'inflation a cependant continué de s'orienter légèrement à la baisse. Le second semestre de 1982 a été marqué par de fortes pressions à la baisse sur les taux d'intérêt. Inquiète de la faiblesse du dollar, la Banque a entrepris de freiner le repli des taux à court terme. La politique monétaire est demeurée relativement restrictive par voie de conséquence, ce qui a entraîné un nouveau ralentissement de l'inflation et de la croissance de la production en 1984.

De 1984 au milieu de 1988, la politique monétaire semble avoir été un peu plus expansionniste que prévu, à une brève exception près. À la fin de 1985 et au début de 1986, le dollar canadien faisait l'objet de pressions à la baisse, ce qui a amené la Banque à intervenir vigoureusement pour en soutenir le niveau (Armour, Engert et Fung, 1996). Notre mesure indique que la politique monétaire était orientée conformément aux attentes, ou un peu plus restrictive que prévu, au cours de cette période; on en déduit que la politique monétaire ne s'est pas trop écartée d'une orientation expansionniste. L'inflation a par conséquent généralement affiché une légère tendance à la hausse, passant de 3 % en 1984 à environ 5 % en 1989. La croissance de la production est restée relativement stable pendant cette période.

Toujours à la Figure 3, notre indice montre que la politique monétaire a été plus restrictive que prévu de la fin de 1988 à 1991, puis est devenue plus expansionniste que les marchés ne s'y attendaient pendant environ deux ans, jusqu'au début de 1994. Elle est ensuite redevenue plus restrictive que prévu au début de 1994 et l'est restée jusqu'en 1996. Depuis, la politique monétaire s'est révélée un peu plus expansionniste que prévu ou conforme aux attentes. Là encore, cette description de la politique monétaire cadre avec la chronologie retenue par Armour, Engert et Fung (1996) et avec l'évolution de l'inflation depuis 1988. Au second semestre de 1988, la Banque a commencé à mettre en œuvre une politique monétaire restrictive conforme à l'objectif de stabilité des prix. Elle a résisté de manière vigoureuse et constante à une accélération de l'inflation jusqu'au premier semestre de 1991. Aussi l'inflation a-t-elle été réduite entre 1990 et 1992. La croissance de la production s'est également ralentie entre 1989 et 1991, pour devenir négative en 1990 et 1991 (période de récession, voir la Figure 1). De 1992 à 1993, la politique monétaire a été expansionniste. Par conséquent, l'inflation et la croissance de la production se sont orientées légèrement à la hausse environ 18 à 24 mois plus tard. De 1994 à 1996, les autorités ont durci la politique monétaire afin de garder l'inflation dans les limites de la fourchette cible, ce qui a réduit la croissance réelle et diminué l'inflation. Depuis 1996, la politique monétaire est neutre ou modérément expansionniste, mais la croissance de la production est restée déprimée. Cette croissance s'est ralentie en 1997 et en 1998, ce qui pourrait être dû à la

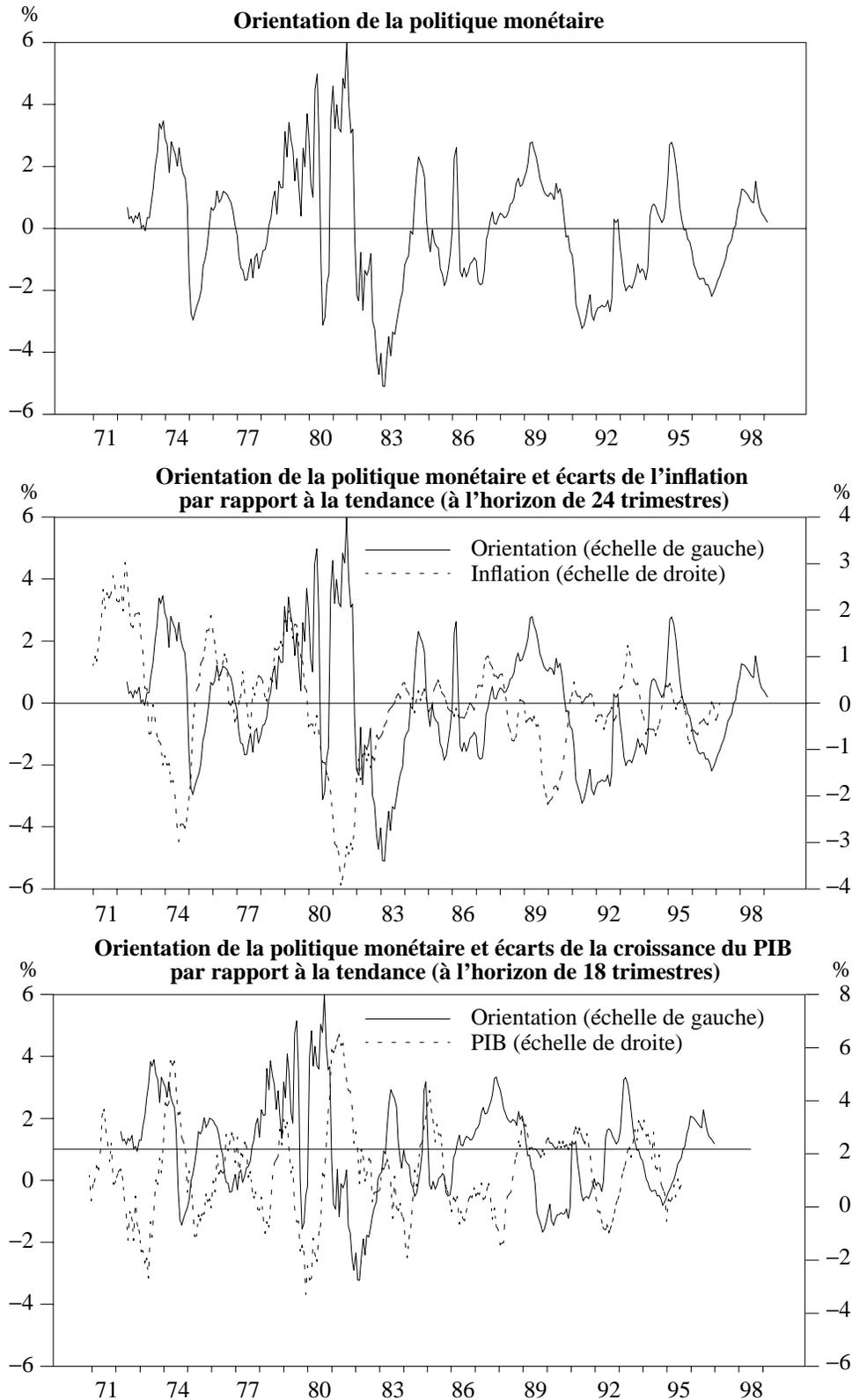
réduction des dépenses publiques et à d'autres facteurs structurels. L'inflation est demeurée relativement stable à un très faible niveau depuis 1996, encore qu'on puisse déceler une légère tendance à la baisse.

4.4 La mesure de l'orientation de la politique monétaire

Ainsi que nous l'avons indiqué à la première section, nous pouvons aussi élaborer — à l'aide des mêmes coefficients de pondération qu'au Tableau 1 — un indice de l'orientation de la politique monétaire qui tient compte à la fois des composantes endogène et exogène de cette dernière. Conformément à la méthode de Bernanke et Mihov (1998), nous normalisons l'indice de l'orientation de la politique monétaire à chaque période en soustrayant de celle-ci une moyenne mobile sur 18 mois de ses valeurs passées. Cette méthode a pour effet d'assigner la valeur de zéro à une politique monétaire neutre, qui serait donc une politique qui ne s'est pas écartée de son orientation moyenne au cours des 18 mois précédents. Cet indice normalisé de l'orientation reflète les tensions inflationnistes récentes. Ainsi, quand l'orientation est neutre, l'inflation ne s'écartera pas de sa moyenne mobile sur 18 mois. Un indice positif (négatif) signifie que l'inflation future passera au-dessous (au-dessus) de son taux moyen des 18 mois précédents en l'absence d'autres chocs. L'indice ainsi obtenu est illustré dans le graphique du haut à la Figure 4.

Les graphiques du milieu et du bas nous permettent aussi de comparer l'orientation de la politique monétaire à l'inflation et à la croissance du PIB effectivement observées 24 et 18 mois plus tard. L'inflation et la croissance du PIB sont également calculées sous forme d'écart par rapport à leur moyenne mobile sur 18 mois. Une orientation restrictive (expansionniste) devrait être suivie d'une diminution (d'une augmentation) de l'inflation en l'absence d'autres chocs de demande ou d'offre, ou si les modifications de la politique monétaire l'emportent sur les autres chocs. Dans le graphique du milieu, nous constatons que cette relation entre l'orientation de la politique monétaire et l'inflation est généralement confirmée, tout particulièrement de 1986 à 1994. Quand la politique monétaire a été expansionniste en 1986 et au premier semestre de 1987, l'inflation est passée au-dessus de son taux tendanciel antérieur. Lorsque la Banque a commencé à combattre l'inflation en 1988 et a durci sa politique par rapport à la moyenne antérieure, l'inflation est descendue à un niveau compatible avec les cibles de maîtrise de l'inflation. Au cours de la récession de 1990-1991, la politique monétaire est devenue plus expansionniste afin de stimuler la demande globale, et l'inflation est restée au voisinage de son taux tendanciel ou est passée légèrement au-dessus en 1994 et 1995.

Figure 4
Orientation de la politique monétaire, inflation et croissance du PIB



De même, une orientation restrictive (expansionniste) de la politique monétaire devrait entraîner une décélération (accélération) de la croissance de la production. Le graphique du bas, à la Figure 4, montre que cette relation entre l'orientation de la politique monétaire et la croissance de la production se vérifie elle aussi de manière générale, notamment au cours des périodes suivantes de resserrement monétaire : 1973, 1976-1977, 1979-1982, 1984, 1986, 1988-1989 et 1994-1995. On peut en déduire que la politique monétaire a exercé une influence importante sur la demande globale à court terme au cours de ces périodes.

Il faut toutefois interpréter ces graphiques avec prudence, car le niveau des prix et la production sont déterminés par l'interaction de la demande et de l'offre globales. Nous n'avons pris en considération jusqu'ici que l'influence de la politique monétaire sur l'inflation. D'autres chocs de demande, par exemple les variations des dépenses publiques, peuvent également se répercuter sur la demande globale, partant, sur l'inflation. Par ailleurs, l'inflation peut aussi subir le contrecoup des chocs d'offre, par exemple les variations des cours des produits de base et les innovations techniques.

4.5 Influence prédominante des chocs de demande ou des chocs d'offre

Afin de mieux comprendre les effets de la politique monétaire sur l'inflation et la croissance de la production, nous examinons les covariations de ces deux grandeurs dans le temps. Chaque année, l'économie est soumise à toute une série de chocs, qu'on peut généralement classer dans deux catégories : chocs de demande et chocs d'offre. L'analyse des covariations de l'inflation et de la croissance de la production nous permettra peut-être de déterminer si l'économie, au cours d'une année, réagit surtout à des chocs de demande (covariation positive) ou à des chocs d'offre (covariation négative). Dans le cas des années où les chocs de demande ont une influence prédominante, nous essaierons de voir si l'orientation de la politique monétaire peut expliquer les covariations de l'inflation et de la croissance de la production.

Le Tableau 2 présente les valeurs de l'indice de l'orientation de la politique monétaire de 1974 à 1998 et les variations sur un an de l'inflation et de la croissance de la production de 1975 à 1998. Les nombres entiers figurant à la colonne 2 représentent l'orientation normalisée sur une échelle de -2 à 2 : un indice situé entre -2 et -1 dénote une politique monétaire allant de « très expansionniste » à « modérément expansionniste »; une valeur nulle correspond à une politique « neutre »; les valeurs de 1 à 2 décrivent une orientation allant de « modérément restrictive » à « très

Tableau 2
Indice de l'orientation de la politique monétaire de 1974 à 1998

	OPM	$\pi_t - \pi_{t-12}$	$dy_t - dy_{t-12}$	D ou O	DP
1974	2	3,12	-3,45	- S	-2
1975	-2	-0,18	-2,42	- D	-2
1976	1	-2,88	4,63	+ S	1
1977	-1	0,33	-2,76	- S	-2
1978	1	0,95	0,29	+ D	1
1979	2	0,13	0,74	+ D	0
1980	1	0,93	-2,15	- S	-2
1981	2	2,07	1,13	+ D	-1
1982	-2	-1,43	-5,99	- D	0
1983	-2	-4,57	5,52	+ S	0
1984	1	-1,51	2,97	+ S	0
1985	-1	-0,33	-0,42	- D	-2
1986	0	0,22	-2,44	- S	2
1987	-1	0,16	1,16	+ D	-1
1988	1	-0,28	0,60	+ S	-2
1989	2	0,89	-2,25	- S	-1
1990	1	-0,20	-1,84	- D	-2
1991	-2	-0,91	-1,80	- D	1
1992	-2	-2,28	2,24	+ S	1
1993	-2	0,38	1,60	+ D	2
1994	0	-0,48	2,04	+ S	1
1995	1	0,89	-1,86	- S	2
1996	-2	-0,70	-1,09	- D	2
1997	-1	0,07	2,53	+ D	1
1998	1	-0,65	-1,17	- D	0

Nota : La colonne 2 présente l'indice de l'orientation de la politique monétaire (OPM) normalisé que nous avons calculé. L'échelle va de -2 à 2 : les chiffres -2 et -1 désignent respectivement une orientation « très expansionniste » et « modérément expansionniste », le chiffre 0 correspond à une politique monétaire « neutre », et les chiffres 1 et 2 représentent une orientation « modérément restrictive » et « très restrictive » respectivement. Les variations sur un an de l'inflation figurent à la colonne 3, et celles de la croissance du PIB à la colonne 4. À la colonne 5, chaque année est affectée de la lettre D ou O selon que l'influence prédominante est exercée par les chocs de demande ou d'offre, d'après les covariations de l'inflation et de la croissance de la production. Les signes + et - désignent des chocs positifs et négatifs respectivement. Les variations des dépenses publiques (DP) présentées à la colonne 6 sont estimées au moyen d'un processus autorégressif d'ordre 4. L'échelle normalisée de -2 à 2 a pour extrêmes une importante variation positive (politique budgétaire expansionniste) et une importante variation négative (politique budgétaire restrictive).

restrictive »¹⁸. Les variations sur un an de l'inflation et de la croissance du PIB figurent aux colonnes 3 et 4. À la colonne 5, chaque année est affectée d'une lettre indiquant si les chocs de demande (D) ou d'offre (O) prédominent, d'après la covariation de l'inflation et de la croissance de la production. Les signes + et – désignent des chocs positifs et des chocs négatifs respectivement. Au cours d'une année, si l'inflation et la croissance de la production varient dans le même sens, on considère que les chocs de demande prédominent; dans le cas contraire, on considère que les chocs d'offre priment. Un choc positif (négatif) de demande ou d'offre correspond à une accélération (décélération) de la croissance de la production.

Nous constatons que, durant la période 1974-1998, les chocs de demande ont prédominé pendant environ 13 années sur 24. La politique monétaire peut expliquer l'évolution observée pendant 9 de ces années (si l'on fait l'hypothèse qu'elle influe sur l'économie avec un décalage d'un an), à savoir les années 1975, 1978, 1982, 1985, 1990-1991, 1993 et 1996-1997. Par exemple, l'orientation très restrictive de la politique monétaire en 1989 (indice de 2) a été suivie en 1990 d'un recul de l'inflation et de la croissance de la production en 1990. Pour expliquer l'évolution observée durant les quatre autres années, nous faisons appel à un autre type important de choc de demande, la variation des dépenses publiques (DP). Nous estimons à l'aide de données trimestrielles un modèle autorégressif simple d'ordre 4 représentant l'évolution des dépenses publiques en biens et services au cours de cette période. Les variations de ces dépenses parviennent à expliquer l'évolution de l'inflation et de la croissance de la production en 1981 et en 1987, ce qui ne laisse que deux années inexplicables (1979 et 1998). Il ressort de cette analyse que la politique monétaire joue un rôle important dans la détermination de l'inflation et de la croissance de la production quand les chocs d'offre n'exercent pas une influence prédominante sur l'économie.

Conclusion

Dans cette étude, nous avons élaboré un indice de l'orientation de la politique monétaire à l'aide d'un modèle qui envisage trois canaux de transmission de la politique monétaire : le canal des taux d'intérêt, celui du

18. L'orientation est normalisée de la manière suivante. Nous faisons l'hypothèse que sa distribution suit une loi normale et qu'elle est divisée en cinq régions ou secteurs de probabilité égale. Les régions sont désignées, de gauche à droite, par des nombres entiers allant de - 2 à 2. L'orientation de la politique monétaire est ensuite classée d'après les valeurs attribuées aux régions. Si, par exemple, l'orientation tombe dans la région 0, elle se voit assigner cette valeur, qui désigne une politique neutre. Les variations des dépenses publiques sont classées selon la même méthode.

taux de change et celui de la monnaie. Les profils de réaction nous ont permis de constater que le modèle pouvait générer des réactions dynamiques compatibles avec les conceptions habituelles du mécanisme de transmission de la politique monétaire, à savoir que, après un assouplissement de cette politique, le taux d'intérêt et l'écart entre les taux longs et les taux courts diminuent, la production et le niveau des prix augmentent, et le dollar canadien se déprécie par rapport à la devise américaine.

L'indice élaboré à l'aide du modèle semble s'accorder, dans les grandes lignes, avec les résultats obtenus par les autorités monétaires au chapitre de l'évolution observée de l'inflation et de la production. Parmi les quatre variables utilisées pour mesurer l'orientation de la politique monétaire, seul le taux à un jour joue un rôle significatif. Cette observation se confirme dans les deux sous-échantillons étudiés. Nos résultats indiquent également qu'en règle générale, la Banque du Canada ne réagit pas de façon vigoureuse au cours de la même période aux chocs imprévus survenant sur le marché du crédit ou le marché des changes. Cette constatation cadre avec le fait que le taux de change ne constitue pas une cible pour la Banque, qui cherche uniquement à atténuer les variations du dollar canadien afin d'éviter les perturbations sur les marchés financiers. Nous avons aussi constaté que les chocs de politique monétaire et l'orientation de la politique monétaire sont tout à fait compatibles avec l'évolution observée de l'inflation et de la croissance de la production. Enfin, les résultats empiriques portent à croire que la politique monétaire influence considérablement la demande globale à court terme et la dynamique de l'inflation.

Les paramètres issus de l'analyse chronologique sont souvent instables à cause des changements de régime de politique monétaire, des innovations financières et d'autres modifications structurelles. Dans les estimations portant sur les sous-échantillons, les valeurs estimées des paramètres et les réactions dynamiques de la production et du niveau des prix sont en effet différentes. Nous réexaminerons cette question dans des travaux futurs où nous ferons appel à plusieurs modèles de régression non linéaires, tels que des modèles à paramètres variables (Boivin, 1999), des modèles de régression à transition progressive (Weise, 1999) et des modèles à seuil (Choi, 1999). Une analyse non linéaire convient mieux en cas d'instabilité des paramètres car elle permet par exemple de déterminer les changements de régime au moyen des données plutôt que de manière subjective.

Bibliographie

Armour, J., W. Engert et B. S. C. Fung (1996). « Overnight Rate Innovations as a Measure of Monetary Policy Shocks in Vector Autoregressions », document de travail n° 96-4, Banque du Canada.

- Banque du Canada (1995). « La réalisation des cibles de maîtrise de l'inflation », *Rapport sur la politique monétaire*, mai, p. 14-18.
- Bernanke, B. S. et A. S. Blinder (1992). « The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission », *American Economic Review*, vol. 82, n° 4, p. 901-921.
- Bernanke, B. S. et I. Mihov (1997). « What Does the Bundesbank Target? », *European Economic Review*, vol. 41, n° 6, p. 1025-1053.
- (1998). « Measuring Monetary Policy », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, n° 3, p. 869-902.
- Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*, The Lionel Robbins Lectures, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.
- Boivin, J. (1999). « The Fed's Conduct of Monetary Policy: Has It Changed and Does It Matter? » photocopie.
- Choi, W. (1999). « Asymmetric Monetary Effects on Interest Rates across Monetary Policy Stances », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 31, n° 3, partie 1, p. 386-416.
- Christiano, L. J. et M. Eichenbaum (1992). « Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock ». In : *Political Economy, Growth, and Business Cycles*, sous la direction de A. Cukierman, L. Hercowitz et L. Leiderman, Cambridge (Massachusetts), MIT Press, p. 335-370.
- De Arcangelis, G. et G. Di Giorgio (1998). « In Search of Monetary Policy Measures: The Case of Italy in the 1990s », photocopie.
- Freedman, C. (1995). « Le rôle des conditions monétaires et de l'indice des conditions monétaires dans la conduite de la politique », *Revue de la Banque du Canada*, automne, p. 53-59.
- Fung, B. S. C. et R. Gupta (1997). « Cash Setting, the Call Loan Rate, and the Liquidity Effect in Canada », *Revue canadienne d'Économique*, vol. 30, n° 4b, p. 1057-1082.
- Fung, B. S. C. et M. Kasumovich (1998). « Monetary Shocks in the G-6 Countries: Is There a Puzzle? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, n° 3, p. 575-592.
- Heller, H. R. et M. S. Khan (1979). « The Demand for Money and the Term Structure of Interest Rates », *Journal of Political Economy*, vol. 87, n° 1, p. 109-129.
- Kim, S. (1999). « Do Monetary Policy Shocks Matter in the G-7 Countries? Using Common Identifying Assumptions about Monetary Policy across Countries », *Journal of International Economics*, vol. 48, n° 2, p. 387-412.
- Laidler, D. (1999). « La monnaie comme variable passive ou active et la politique monétaire », *Revue de la Banque du Canada*, été, p. 17-29.
- Lundrigan, E. et S. Toll (1998). « Le marché du financement à un jour au Canada », *Revue de la Banque du Canada*, hiver 1997-1998, p. 27-42.
- Sims, C. A. (1980). « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, vol. 48, n° 1, p. 1-48.
- (1992). « Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy », *European Economic Review*, vol. 36, n° 5, p. 975-1001.
- Strongin, S. (1995). « The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle », *Journal of Monetary Economics*, vol. 35, n° 3, p. 463-498.
- Weise, C. L. (1999). « The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 31, n° 1, p. 85-108.

Commentaires

Frank Smets

Introduction

C'est un véritable plaisir pour moi de participer à ce colloque et de commenter l'étude de Ben Fung et de Mingwei Yuan. Cela fait plusieurs années maintenant que je suis les colloques organisés par la Banque du Canada, et j'ai toujours apprécié au plus haut point la qualité, la pertinence et l'utilité des études qui y sont présentées (et le document que je dois commenter ne fait pas exception à la règle). En outre, le colloque de cette année porte plus particulièrement sur la monnaie et son rôle dans la politique monétaire, et, comme vous le savez sans doute, la monnaie occupe une place particulière dans la stratégie de la Banque centrale européenne (BCE). Dans le but de maintenir la stabilité des prix, la BCE met en œuvre une stratégie à deux volets, dans laquelle la monnaie joue un rôle de premier plan, sous la forme d'un taux de référence pour la croissance de M3, et qui repose sur une évaluation générale des perspectives d'évolution des prix ainsi que des risques pesant sur la stabilité des prix. Une description du rôle de la monnaie dans un cadre quelque peu différent, comme celui de la politique monétaire appliquée par la Banque du Canada, présente donc pour nous beaucoup d'intérêt.

Mais revenons au document de Fung et Yuan. Je voudrais dire pour commencer que j'ai beaucoup aimé leur étude. Elle est bien rédigée, traite d'une question fort pertinente pour les autorités monétaires et fait état de résultats intéressants. Je diviserai mes commentaires en deux parties. Dans un premier temps, je m'attacherai à l'application que font les auteurs de la méthode de Bernanke et Mihov et, plus particulièrement, à leur choix des variables de politique monétaire et au schéma d'identification du modèle. Dans un second temps, j'évoquerai de façon générale la façon de mesurer

l'orientation de la politique monétaire (suivant la proposition de Blinder) et décrirai un autre type de modélisation vectorielle autorégressive (VAR) qui pourrait être utilisé à cette fin.

1 L'identification des chocs de politique monétaire

Ainsi que Fung et Yuan l'indiquent dans leur étude, Bernanke et Mihov (1998) distinguent les variables de politique monétaire et les variables non liées à la politique monétaire. Le choix de ces dernières (les variables qui ne sont pas influencées par les mesures de politique monétaire durant la période où celles-ci sont mises en œuvre) est le même que dans la littérature, mais les auteurs s'écartent de cette dernière sur deux points : d'abord, leur choix des variables de politique monétaire et, ensuite, le schéma servant à identifier à court terme le choc de politique monétaire à l'aide de ces variables. J'aborderai ces deux points dans l'ordre.

1.1 Le choix des variables de politique monétaire

Outre l'indicateur de politique monétaire le plus courant, c'est-à-dire un taux (d'intérêt) directeur, Fung et Yuan retiennent trois variables : le taux de change, l'écart entre le taux d'intérêt à trois mois et le taux de rendement des obligations d'État à 10 ans ainsi que l'agrégat monétaire M1. On comprendra aisément pourquoi il importe d'inclure le taux d'intérêt à court terme et le taux de change parmi les indicateurs possibles de l'orientation de la politique monétaire dans une économie ouverte. Comme l'indiquent Freedman (1994) ainsi que Longworth et Poloz (1995), ces deux variables entrent dans l'indice des conditions monétaires (ICM) parce qu'elles rendent compte des deux plus importants canaux de transmission de la politique monétaire au Canada. On fait également intervenir ces deux variables dans les études où l'on a recours à des VAR pour identifier les chocs de politique monétaire dans les économies ouvertes (voir par exemple Cushman et Zha, 1997, pour le Canada et Smets et Wouters, 1999, pour l'Allemagne).

Il est par contre naturel de se demander pourquoi Fung et Yuan incluent l'écart de taux et M1 dans le VAR. Ils glissent un mot à ce sujet dans l'introduction, mais des explications plus complètes auraient été de mise, selon moi. Il y a deux raisons en particulier pour lesquelles ces variables financières peuvent entrer dans la fonction de réaction des autorités monétaires et donc jouer un rôle important dans l'identification des chocs de politique monétaire. Une première raison tient au fait que ces variables jouent un rôle dans le mécanisme de transmission. Deuxième

raison, ces variables renferment de l'information sur la production et l'inflation futures dont les autres variables ne peuvent rendre compte.

Il est important de distinguer ces deux raisons dans le contexte de l'étude que je dois commenter. En effet, on pourrait faire valoir que, si la principale raison qu'on a de réagir à une variable de politique monétaire est le contenu informatif de celle-ci (ce que les auteurs donnent à entendre dans l'introduction), l'incorporation de cette variable à un indice de l'orientation de la politique monétaire ne va pas de soi. Cet indice devrait en effet englober uniquement les variables financières qui jouent un rôle structurel dans le mécanisme de transmission. Si, par exemple, les variations de M1 constituent un indicateur avancé de la croissance réelle parce que les agents détiennent plus de monnaie en prévision d'une expansion vigoureuse, la banque centrale pourrait être fondée à réagir à une forte croissance de M1 en relevant les taux d'intérêt à court terme. Si la monnaie ne joue pas de rôle structurel dans le mécanisme de transmission, par contre, cette accélération de la croissance de M1 ne devrait pas être assimilée à un assouplissement de la politique monétaire. Cet exemple montre bien que la détermination de la fonction de réaction à court terme de la politique monétaire ne signifie pas nécessairement qu'on a réussi à établir les pondérations à attribuer aux diverses variables devant servir à mesurer l'orientation de cette politique.

Il aurait été utile de consacrer un exposé plus approfondi aux canaux de transmission qui font appel à M1 et à l'écart de taux d'intérêt, puisqu'on aurait eu ainsi une idée des pondérations à affecter à ces variables dans l'indice de l'orientation de la politique monétaire. Par exemple, qu'est-ce qui prouve l'influence directe de la monnaie dans la transmission de la politique monétaire (dont il est question à la page 268 de l'étude) et quelle forme prend-elle? S'agit-il d'un effet d'encaisses réelles? Il est intéressant de noter que McCallum (1999) a étalonné l'effet d'encaisses réelles dans un modèle de cycle réel tout à fait standard par ailleurs, pour conclure finalement que, si l'on retenait les valeurs usuelles des paramètres, cet effet était assez faible. Les auteurs songent-ils plutôt à un canal de transmission mettant en jeu le crédit bancaire? Dans ce cas, nous aimerions savoir ce qui atteste l'existence d'un tel canal au Canada. Selon des travaux présentés à un colloque antérieur de la Banque du Canada, peu d'indices militent en faveur de la présence ici d'un canal du crédit bancaire au sens étroit.

Il en va de même pour l'écart de taux. À quel canal de transmission (mis à part celui du taux à court terme) Fung et Yuan pensent-ils? Considèrent-ils par exemple que les variations de la prime de risque sur les obligations du gouvernement canadien se répercuteront sur les primes de risque applicables aux titres des sociétés et, par voie de conséquence, influenceront sur la dépense? S'il s'agit du canal de transmission envisagé, on s'attendrait à ce qu'une réduction de l'écart sous l'effet d'une hausse du taux

à long terme déprime l'activité économique et à ce que la banque centrale réagisse à une accentuation inattendue de la courbe de rendement en abaissant les taux d'intérêt.

1.2 L'identification du choc de politique monétaire

L'identification d'un choc de politique monétaire à partir d'un système composé de quatre variables financières fortement interdépendantes n'est pas chose facile. Les équations (10) à (13) décrivent le modèle à court terme de Fung et Yuan. Mise à part la contrainte voulant que les variations de la demande de monnaie n'aient pas d'effet sur le taux d'intérêt fixé par la Banque du Canada, aucune restriction ne s'impose de manière évidente¹. Or les auteurs ont besoin de trois restrictions supplémentaires pour identifier les divers chocs du marché monétaire. Ils font donc l'hypothèse que les variations du taux de change sont purement aléatoires et ne sont pas déterminées de façon contemporaine par les modifications de la demande de monnaie, de la politique monétaire ou de la structure des taux d'intérêt.

En raison de la condition de parité des taux d'intérêt, on est de toute évidence peu porté à faire l'hypothèse que les modifications de la structure des taux n'ont pas d'influence directe sur le taux de change. Supposons par exemple que, pour une raison quelconque, les marchés financiers s'attendent à ce que la Banque du Canada relève les taux d'intérêt. Il en résultera, au cours de la période même, une accentuation de la courbe des taux et une appréciation du dollar canadien. Dans ce cas, la corrélation entre l'écart de taux et le taux de change modifié est l'inverse de celle qui fait suite à une variation du taux de change. Chose plus importante encore, il est probable que les décisions de politique monétaire influent sur le taux de change courant par le jeu de la condition de parité des taux d'intérêt. Si des chocs de ce genre se produisent, l'absence totale de restrictions se traduira par une erreur de spécification du modèle et, implicitement, par des valeurs erronées des pondérations attribuées aux diverses composantes du choc de politique monétaire. C'est peut-être à cause de cette erreur de spécification que le coefficient de pondération estimé du taux de change est non significatif et faible sur le plan économique. L'un des avantages d'un modèle suridentifié (comme dans Bernanke et Mihov, 1998) est qu'on peut soumettre la spécification à des tests. Faute d'instruments supplémentaires, il est toutefois difficile de déterminer les autres contraintes qui pourraient être raisonnables.

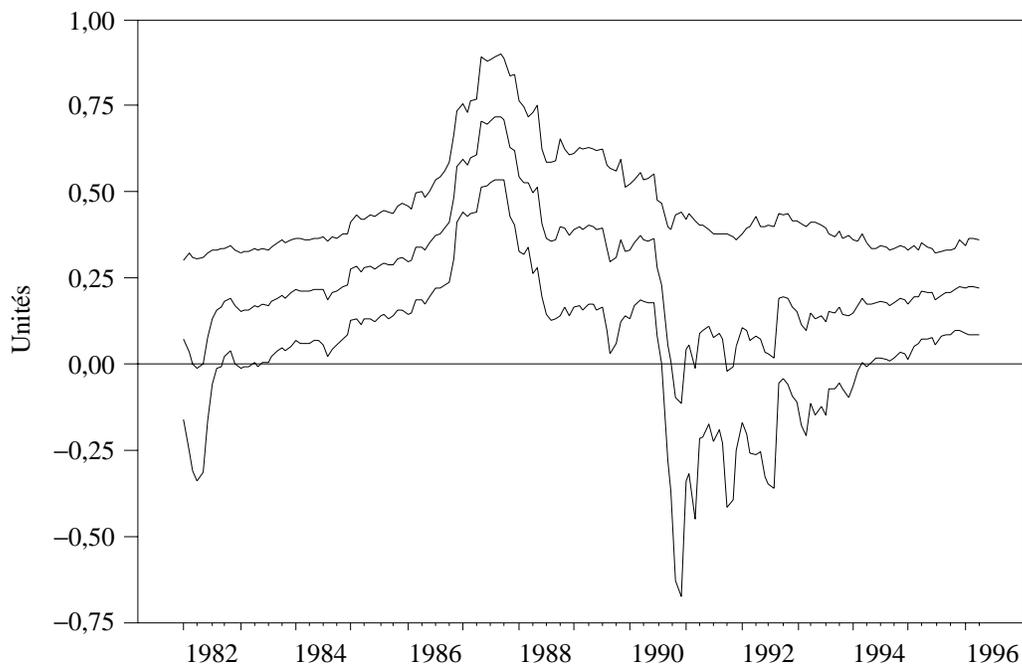
1. Cette contrainte semble impliquer que la monnaie ne joue pas de rôle structurel dans le mécanisme de transmission. Autrement, la stratégie optimale de la banque centrale serait de neutraliser ces chocs.

Dans la plupart des études fondées sur l'emploi de VAR, les auteurs s'efforcent de trouver de tels instruments. La variation d'un taux d'intérêt extérieur est un instrument couramment utilisé dans les études où l'on fait l'hypothèse que les autorités monétaires ne réagissent pas directement aux taux d'intérêt à l'étranger (Bernanke et Mihov, 1997; Clarida et Gertler, 1997). Cushman et Zha (1997) appliquent le schéma d'identification de Sims et Zha (1998) à un VAR décrivant le Canada comme une économie ouverte. Ils postulent que la banque centrale réagit uniquement aux variables financières courantes (comme le taux de change) qui sont observées directement; elle ne réagit pas aux niveaux courants de la production et des prix, qui sont observés avec un retard. Le taux de change subit toutefois l'influence de toutes les variables du VAR, y compris la production et les prix courants. Lorsqu'on pose ces hypothèses, les variations courantes de la production et des prix peuvent servir d'instruments pour estimer la réaction de la politique monétaire au taux de change. Enfin, un certain nombre d'auteurs (dont Smets et Wouters, 1999) ont fait valoir que les taux de change peuvent servir à identifier les chocs survenant sur le marché des changes. Dans certaines études non publiées consacrées au Canada, j'ai utilisé des taux de change bilatéraux DM/dollar É.-U. et yen/dollar É.-U. comme instruments et j'ai constaté une réaction très significative de la politique monétaire aux variations du taux de change. Cela cadre évidemment avec le fait que l'ICM sert de cible opérationnelle à la Banque du Canada. Par ailleurs, étant donné le changement de régime de politique monétaire et le fait que l'ICM n'est employé que depuis la fin des années 1980, on s'attendrait à ce que les valeurs estimées du coefficient de pondération varient dans le temps, ce qui est effectivement le cas. La Figure 1 illustre la pondération estimée de l'ICM pour un intervalle de confiance à 95 % (sur la base d'une période d'observation mobile de dix ans) dans un VAR de type classique par ailleurs, où entrent la croissance réelle, l'inflation, un taux de change nominal pondéré en fonction des échanges commerciaux et un taux d'intérêt nominal à court terme.

2 L'orientation de la politique monétaire

Fung et Yuan s'appuient sur Blinder (1998) pour définir l'orientation de la politique monétaire au moyen d'un indice quantitatif révélant si cette politique est trop restrictive, neutre ou trop expansionniste par rapport à l'objectif qui consiste à maintenir l'inflation constante. Comme le signalent les auteurs, il est important de disposer d'un bon indicateur de l'orientation de la politique monétaire parce que la banque centrale peut ainsi évaluer l'effet de ses interventions sur la réalisation de son objectif de stabilité des prix. Toutes choses égales par ailleurs, une orientation restrictive, si elle est

Figure 1
Pondération estimée de l'ICM au Canada, période d'observation
mobile de dix ans, intervalle de confiance à 95 %



maintenue pendant un certain temps, finira par entraîner de la déflation, tandis qu'une orientation expansionniste générera à terme de l'inflation.

La grande question est de s'entendre sur ce qu'est une politique neutre. Fung et Yuan fournissent deux indices de l'orientation de la politique monétaire qui correspondent à deux conceptions différentes de la neutralité et ils font ressortir leur relation avec l'évolution future des prix. Le premier indice, décrit à la sous-section 4.3, est une moyenne mobile sur 18 mois du choc de politique monétaire. Cet indice permet essentiellement de comparer la politique effectivement appliquée à la fonction de réaction moyenne de la banque centrale durant la période d'estimation. Cette information est certes utile et donne une idée de la contribution (limitée, on l'espère) des modifications imprévues de la politique monétaire à la volatilité de l'économie, mais ce n'est pas la méthode que Blinder (1998) propose, comme je l'expliquerai plus loin. En outre, étant donné la tenue de l'inflation au cours de la période d'estimation, il est évident que, peu importe la nature de la fonction de réaction moyenne de la banque centrale durant cette période, cette fonction n'était pas appropriée au regard de l'objectif de stabilité des prix tel qu'il est actuellement défini à la Banque du Canada.

J'ai trois autres remarques à formuler au sujet de cet indice particulier. Premièrement, je suis étonné que les mesures des chocs de politique monétaire soient si persistantes même après avoir été manifestement lissées. Si ces chocs sont indépendants et de probabilité identique comme ils devraient l'être, le choix d'une moyenne mobile devrait les ramener rapidement à zéro. Deuxièmement, cette analyse dépend beaucoup de la stabilité de la fonction de réaction pendant la période d'estimation. Étant donné que Fung et Yuan soulignent à plusieurs reprises que le régime de politique monétaire a changé au cours de cette période, il serait intéressant de voir si l'analyse qui est basée ici sur l'échantillon complet reste valable pour les périodes plus courtes. En fait, il se pourrait bien que les changements de régime de politique monétaire expliquent la persistance relative des chocs. Troisièmement, à la Figure 3, les auteurs devraient recourir à une décomposition historique de l'inflation à l'aide du VAR estimé. Cette décomposition fournirait une mesure directe de la contribution estimative des chocs de politique monétaire à l'évolution de l'inflation (voir par exemple Gerlach et Smets, 1995).

Le second indice de l'orientation de la politique monétaire est décrit aux sous-sections 4.4 et 4.5. Les auteurs y suivent la méthode de Bernanke et Mihov (1998) : ils font appel aux pondérations estimées pour identifier les chocs de politique monétaire aux variables endogènes de politique et normalisent l'orientation à chaque date en retranchant de celle-ci une moyenne mobile sur 18 mois de ses valeurs passées. Une politique neutre est donc celle qui correspond à l'orientation moyenne de la politique monétaire au cours des 18 mois précédents. Cela m'inspire deux commentaires. Tout d'abord, ce choix est à l'évidence arbitraire; il serait utile d'expliquer un peu mieux pourquoi une moyenne mobile sur 18 mois a été choisie et de voir si des périodes de longueur différente produiraient des résultats différents. Ensuite, on ne sait pas exactement pourquoi cet indice de l'orientation de la politique monétaire devrait être lié à la production et à l'inflation futures. L'association entre cet indice, d'une part, et la production et l'inflation futures, d'autre part, dépend de l'origine du choc qui fait varier les variables financières. Pour interpréter cet indice, Fung et Yuan sont donc confrontés au même problème que celui qu'ils signalent, dans leur introduction, à propos de l'utilisation de l'ICM comme indicateur de l'orientation de la politique monétaire.

En un mot, les deux indices proposés posent un problème parce qu'ils ne font pas appel à une définition satisfaisante de ce qu'est une orientation neutre de la politique monétaire. Pour résoudre ce problème, il faut définir les valeurs d'équilibre à long terme des diverses composantes qui entrent dans l'indice de l'orientation de cette politique. Il vaut la peine, ici, de

revenir sur ce que Blinder voulait dire par sa définition d'une politique monétaire neutre.

Dans le cadre d'une économie relativement fermée, Blinder (1998, p. 32, traduction) fait remarquer que

à tout moment, étant donné tous les déterminants habituels de la demande globale — y compris la politique budgétaire, le taux de change et la propension des agents économiques à dépenser — l'économie a une *courbe IS de régime permanent* [c'est Blinder qui souligne]. Nous entendons par là la courbe qui sera observée une fois que tous les effets qui s'opèrent avec un décalage se seront fait intégralement sentir, à condition que tous les chocs aléatoires soient établis à zéro.

Il définit ensuite le « taux d'intérêt réel neutre [...] comme le taux d'intérêt pour lequel le PIB est égal au PIB potentiel sur la courbe IS de régime permanent ». Par conséquent, « le taux d'intérêt réel neutre n'est pas un chiffre fixe. Il dépend entre autres choses de la politique budgétaire et du taux de change et il est sensible aux autres chocs *permanents* [c'est moi qui souligne] (mais non aux chocs temporaires) que subit la courbe IS. » Le grand problème que pose l'application empirique de la définition de Blinder est qu'il faut distinguer les chocs permanents et les chocs temporaires imprimés à la courbe IS. Blinder se sert en quelque sorte de la courbe IS de régime permanent pour filtrer les fluctuations passagères de la demande et se concentrer ainsi sur les facteurs à plus long terme. Les chocs durables que subit la courbe IS modifient le taux d'intérêt réel neutre, mais il n'en va pas ainsi des chocs temporaires.

L'accent qui est mis sur la distinction entre les variations temporaires et les variations permanentes du taux d'intérêt réel donne à penser qu'une autre modélisation VAR, faisant appel à des contraintes d'identification à long terme, pourrait mieux se prêter à la mesure de l'orientation de la politique monétaire. Si l'on reprend la méthode des tendances communes proposée par King, Plosser, Stock et Watson (1991), on peut définir le taux d'intérêt réel neutre comme la partie du taux d'intérêt qui obéit aux tendances stochastiques représentées dans le modèle. De toute évidence, dans le cas d'une économie ouverte comme celle du Canada, le modèle devrait être élargi de manière à représenter aussi les tendances à long terme qui régissent le taux de change réel d'équilibre, comme l'ont fait par exemple Clarida et Galí (1994). On pourrait alors définir l'indice de l'orientation de la politique monétaire par l'écart entre la moyenne pondérée des variables de politique monétaire effectivement observées et leur valeur de long terme.

Bibliographie

- Bernanke, B. S. et I. Mihov (1997). « What Does the Bundesbank Target? », *European Economic Review*, vol. 41, n° 6, p. 1025-1053.
- (1998). « Measuring Monetary Policy », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, n° 3, p. 869-902.
- Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*, The Lionel Robbins Lectures, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.
- Clarida, R. et J. Galí (1994). « Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: How Important Are Nominal Shocks? », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 41, p. 1-56.
- Clarida, R. et M. Gertler (1997). « How the Bundesbank Conducts Monetary Policy ». In : *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, sous la direction de D. Romer et C. Romer, Chicago, University of Chicago Press, p. 363-412.
- Cushman, D. et T. Zha (1997). « Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates », *Journal of Monetary Economics*, vol. 39, n° 3, p. 433-448.
- Freedman, C. (1994). « Le recours aux indicateurs et à l'indice des conditions monétaires au Canada », initialement paru en anglais dans *Frameworks for Monetary Stability: Policy Issues and Country Experiences*, sous la direction de T. J. T. Baliño et C. Cottarelli, Washington (D. C.), Fonds monétaire international, p. 458-476, et reproduit dans *La Transmission de la politique monétaire au Canada*, Ottawa, Banque du Canada (1996), p. 75-89.
- Gerlach, S. et F. Smets (1995). « The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the G-7 Countries », document de travail n° 1219, Centre for Economic Policy Research.
- King, R., C. Plosser, J. Stock et M. Watson (1991). « Stochastic Trends and Economic Fluctuations », *American Economic Review*, vol. 81, n° 4, p. 819-840.
- Longworth, D. et S. Poloz (1995). « The Monetary Transmission Mechanism and Policy Formulation in Canada: An Overview ». In : *Financial Structure and the Monetary Policy Transmission Mechanism*, C. B. n° 394, Bâle, Banque des Règlements Internationaux, p. 312-323.
- McCallum, B. (1999). « Theoretical Analysis Regarding a Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates », Carnegie Mellon University, photocopie.
- Sims, C. A. et T. A. Zha (1998). « Does Monetary Policy Generate Recessions? », document de travail n° 98-112, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Smets, F. et R. Wouters (1999). « The Exchange Rate and the Monetary Transmission Mechanism in Germany », *De Economist*, vol. 147, n° 4, p. 489-521.

Commentaires

Sharon Kozicki

Quelle est l'orientation actuelle de la politique monétaire? La réponse à cette question est une donnée importante pour ceux et celles qui formulent la politique monétaire. Pour savoir s'ils doivent modifier la politique en vigueur, les décideurs aiment à disposer de points de référence fiables. Une mesure de l'orientation de la politique monétaire indiquant si celle-ci est restrictive, neutre ou expansionniste serait des plus utiles. Fung et Yuan se proposent de fournir un point de référence de ce genre dans le cas du Canada, sous la forme d'une variable unidimensionnelle qui mesure l'orientation de la politique monétaire par rapport à un objectif consistant à maintenir l'inflation constante¹.

L'indice proposé par Fung et Yuan se présente sous la forme d'une combinaison linéaire de variables observables et est normalisé de manière qu'une valeur de zéro corresponde à une politique neutre. Pour les besoins de mon analyse, je distinguerai deux étapes dans la méthode suivie par les auteurs. Dans un premier temps, ceux-ci décident des grandeurs à inclure parmi les variables de politique monétaire et estiment les pondérations à leur appliquer. Dans un second temps, ils évaluent le niveau de leur indice qui, avant normalisation, correspond à une politique neutre.

1. Fung et Yuan définissent leur indice de l'orientation de la politique monétaire par rapport à un objectif d'inflation constante. Selon leur définition, l'orientation de la politique monétaire est considérée comme neutre si elle est compatible avec une inflation constante à moyen terme. D'autres définitions sont possibles. Si, par exemple, une banque centrale prend l'inflation pour cible, l'orientation de la politique monétaire peut être définie par rapport à la cible ponctuelle établie ou au point médian de la fourchette visée. Un avantage de la définition adoptée par Fung et Yuan est qu'elle est applicable dans les cas où aucune cible n'a été annoncée en matière d'inflation.

Je formulerai deux séries d'observations sur la méthode adoptée par Fung et Yuan et présenterai mon interprétation des résultats qu'ils obtiennent. Les résultats empiriques des deux auteurs portent à croire que, de toutes les variables retenues (M1, l'écart entre les taux d'intérêt à long terme et à court terme, le taux du financement à un jour et le taux de change), le taux à un jour résume à lui seul *toute* l'information pertinente au sujet de l'orientation de la politique monétaire au Canada. Je ne pense pas cependant que la façon dont Fung et Yuan représentent une politique monétaire neutre sur le plan empirique corresponde à leur définition théorique de ce qu'est une politique neutre. Par conséquent, si l'indice qu'ils ont élaboré peut nous renseigner sur le caractère relativement expansionniste ou restrictif de la politique monétaire, je ne crois pas qu'on puisse s'en servir pour qualifier cette dernière de restrictive, de neutre ou d'expansionniste dans l'absolu.

1 Les variables et leurs coefficients de pondération

Ma première série d'observations porte sur les variables de politique monétaire et leurs coefficients de pondération. Fung et Yuan reprennent la méthode de Bernanke et Mihov (1998), fondée sur le recours à un vecteur autorégressif (VAR), pour estimer les coefficients à retenir dans leur indice de l'orientation de la politique monétaire au Canada. L'orientation de la politique monétaire est définie comme une variable non observée, qui revêt la forme d'une combinaison linéaire des variables de politique monétaire. Les coefficients utilisés dans cette combinaison linéaire dépendent des hypothèses d'identification ainsi que des techniques VAR structurelles dont on se sert pour déceler les chocs structurels touchant les variables de politique monétaire, des hypothèses différentes pouvant mener à des coefficients différents. Je traiterai brièvement des variables de politique monétaire, de l'identification des chocs structurels et de l'interprétation à donner à l'indice (avant normalisation) de l'orientation de la politique monétaire.

1.1 Les variables de politique monétaire

Il s'agit là des variables susceptibles de fournir des indications sur l'orientation de la politique monétaire. Fung et Yuan font remarquer que la banque centrale n'a peut-être pas la maîtrise absolue de ces variables, qui sont également exposées à d'autres chocs, mais qu'elle peut tout de même exercer une influence appréciable sur elles pendant la période en cours. La littérature propose une longue liste de variables susceptibles de renseigner sur l'orientation de la politique monétaire. Au Canada, les variables qui viennent tout de suite à l'esprit sont l'indice des conditions monétaires

(ICM), diverses mesures du taux de change et les taux d'intérêt à court terme. Aux États-Unis, le taux des fonds fédéraux sert souvent d'indicateur de l'orientation de la politique monétaire dans les études empiriques. Dans le même ordre d'idées, mentionnons les taux d'intérêt réels à court terme et les écarts entre les taux à long terme et à court terme. Les mesures de la monnaie et des réserves sont d'autres variables souvent évoquées. Les quatre variables que Fung et Yuan décident de retenir pour mesurer l'orientation de la politique monétaire sont M1 réel, l'écart entre les taux long et court, le taux à un jour et le taux de change.

Fung et Yuan définissent l'orientation de la politique monétaire comme une combinaison linéaire de ces quatre variables, normalisée par rapport à ce qu'ils considèrent comme une politique monétaire neutre. Est-ce là une démarche raisonnable? Peut-être que non, d'après Fung et Yuan eux-mêmes. Dans leur introduction, les auteurs font remarquer que l'ICM peut être interprété comme une mesure du caractère relativement expansionniste ou restrictif des conditions monétaires par rapport à une période de référence. Ils critiquent pourtant l'utilisation de l'ICM à titre de mesure de l'orientation de la politique monétaire parce que cet indice reflète des variations des taux d'intérêt et du taux de change qui ne sont pas dues aux interventions de la banque centrale. Pour reprendre leurs propos, l'indicateur de l'orientation de la politique monétaire « ne devrait refléter que les interventions de la banque centrale » (p. 268). La nouvelle définition qu'ils proposent de l'orientation de la politique monétaire répond-elle cependant à cette condition? Pas nécessairement, puisqu'elle peut elle aussi traduire l'influence de variations de la monnaie, des taux d'intérêt et du taux de change non induites par la banque centrale. Cela ne fait toutefois pas forcément problème, étant donné les valeurs estimées des coefficients de pondération (voir l'analyse présentée ci-après à la section 1.3).

1.2 L'identification des chocs structurels

Les hypothèses d'identification sont-elles raisonnables? Cette question se pose chaque fois que l'on recourt à des techniques VAR structurelles. L'indice proposé par Fung et Yuan est une combinaison pondérée de diverses variables de politique monétaire. Les coefficients de pondération sont fonction des hypothèses retenues pour identifier les chocs structurels touchant les variables de politique monétaire; des hypothèses différentes pourraient mener à des coefficients de pondération différents. Par conséquent, les résultats présentés par les auteurs et mes commentaires sont tributaires des hypothèses d'identification qu'adoptent Fung et Yuan.

1.3 L'orientation de la politique monétaire et le taux à un jour

Les coefficients de pondération estimés fournissent-ils des renseignements intéressants sur l'orientation de la politique monétaire? Seul l'écart-type du coefficient du taux à un jour est significativement différent de zéro. De plus, il n'est pas significativement différent de un. Bien que Fung et Yuan n'aient pas examiné cette question, il serait intéressant de savoir si l'hypothèse nulle $H_0: w_M = w_{ET} = w_{TXCH} = 0, w_{T1J} = 1$ serait rejetée. Dans la négative, il faudrait en déduire que, des différentes variables retenues par Fung et Yuan, le taux à un jour résume à lui seul *toute* l'information statistiquement significative sur l'orientation de la politique monétaire au Canada.

Afin de représenter graphiquement dans quelle mesure le taux à un jour résume l'information pertinente sur l'orientation de la politique monétaire canadienne, j'ai produit deux figures. La Figure 1 illustre le taux à un jour et l'indice de l'orientation de la politique monétaire avant normalisation. Cet indice est donné par la formule

$$w_M M + w_{ET} ET + w_{T1J} T1J + w_{TXCH} TXCH,$$

dans laquelle nous utilisons les coefficients de pondération estimés par Fung et Yuan sur la totalité de l'échantillon, les valeurs du logarithme naturel de M1 réel (M), les niveaux observés de l'écart de taux (ET) et du taux à un jour ($T1J$) et le logarithme naturel du taux de change Canada/États-Unis ($TXCH$). L'indice non normalisé diffère surtout en niveau du taux à un jour; les variations des deux grandeurs sont remarquablement similaires.

La Figure 2 présente l'indice normalisé de l'orientation de la politique monétaire et une version normalisée du taux à un jour. Les auteurs normalisent chaque série en soustrayant de celle-ci une moyenne mobile sur 18 mois de ses valeurs passées. Les deux séries ainsi obtenues sont presque identiques. Ces résultats donnent à penser que Fung et Yuan (p. 285) minimisent la portée de leurs conclusions lorsqu'ils déclarent que « le taux à un jour est la variable qui fournit le plus d'information sur l'orientation de la politique monétaire ». Il semble en fait que, dans l'ensemble des variables considérées, le taux à un jour fournisse *toute* l'information relative à l'orientation de la politique monétaire.

2 La quantification d'une politique monétaire neutre

Ma deuxième série de commentaires porte sur la méthode retenue par Fung et Yuan pour chiffrer une politique monétaire neutre (c.-à-d. pour normaliser l'indice de l'orientation de la politique monétaire). Sans normalisation, l'indice élaboré fournit une certaine information sur l'orientation *relative* de la politique monétaire, mais décrit mal son orientation *absolue*. Par exemple,

Figure 1
Orientation de la politique monétaire (avant normalisation) et taux à un jour

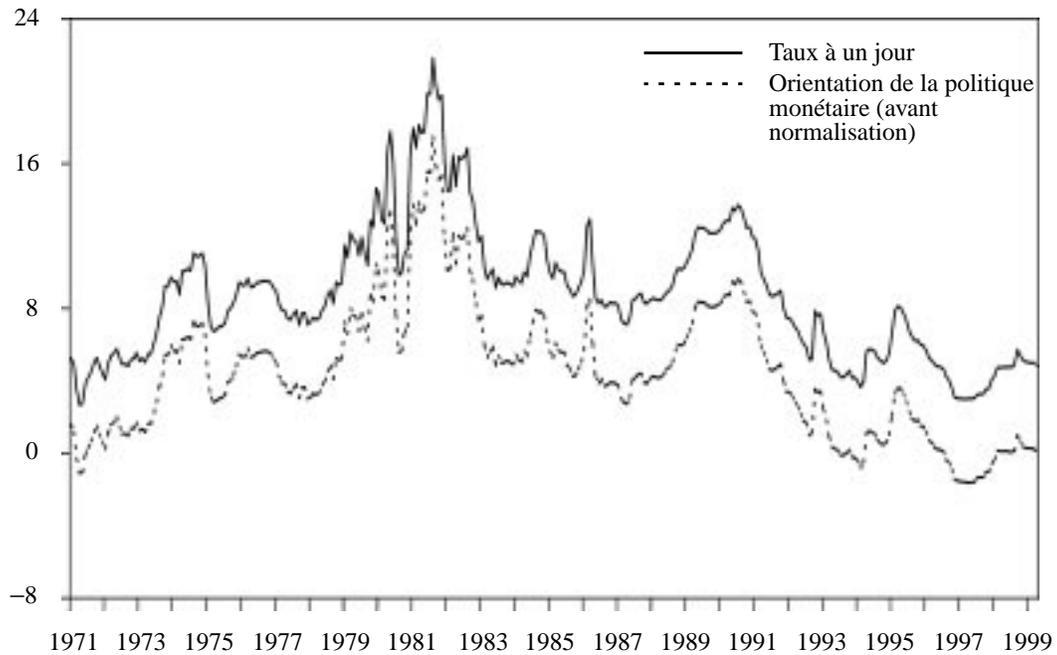
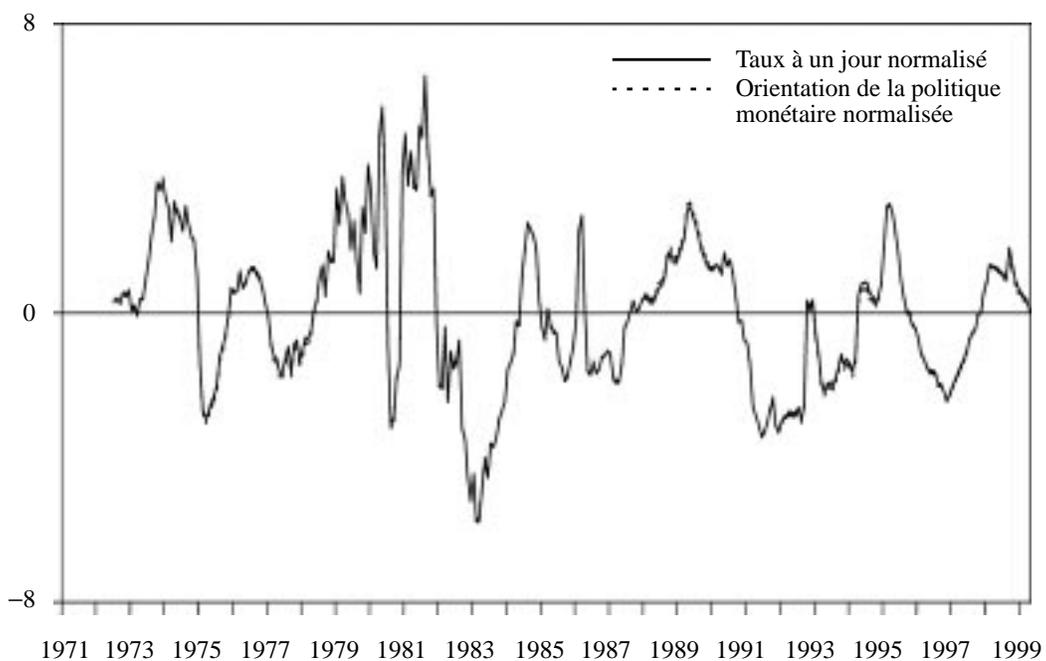


Figure 2
Orientation de la politique monétaire et taux à un jour normalisés



une valeur déterminée du taux à un jour pourrait correspondre à une politique expansionniste quand l'inflation attendue est élevée, mais à une politique restrictive quand l'inflation attendue est faible (Bernanke et Blinder, 1992). L'indice non normalisé peut aider à déterminer si l'orientation de la politique monétaire est plus restrictive ou plus expansionniste qu'au cours d'une période rapprochée durant laquelle les attentes d'inflation étaient similaires, mais il n'est pas d'une grande utilité lorsqu'on veut savoir si la politique monétaire est restrictive ou expansionniste dans l'absolu au cours d'une période déterminée.

La principale critique que j'adresserais aux auteurs concerne la définition empirique de ce qu'est une politique monétaire neutre. Je ne crois pas que la façon dont ils représentent empiriquement une politique monétaire neutre corresponde à leur définition conceptuelle. Une politique neutre est définie empiriquement comme une moyenne mobile sur 18 mois de l'indice non normalisé de l'orientation de la politique monétaire². Sur le plan conceptuel, une orientation neutre est définie comme celle qui est compatible avec une inflation constante à moyen terme³.

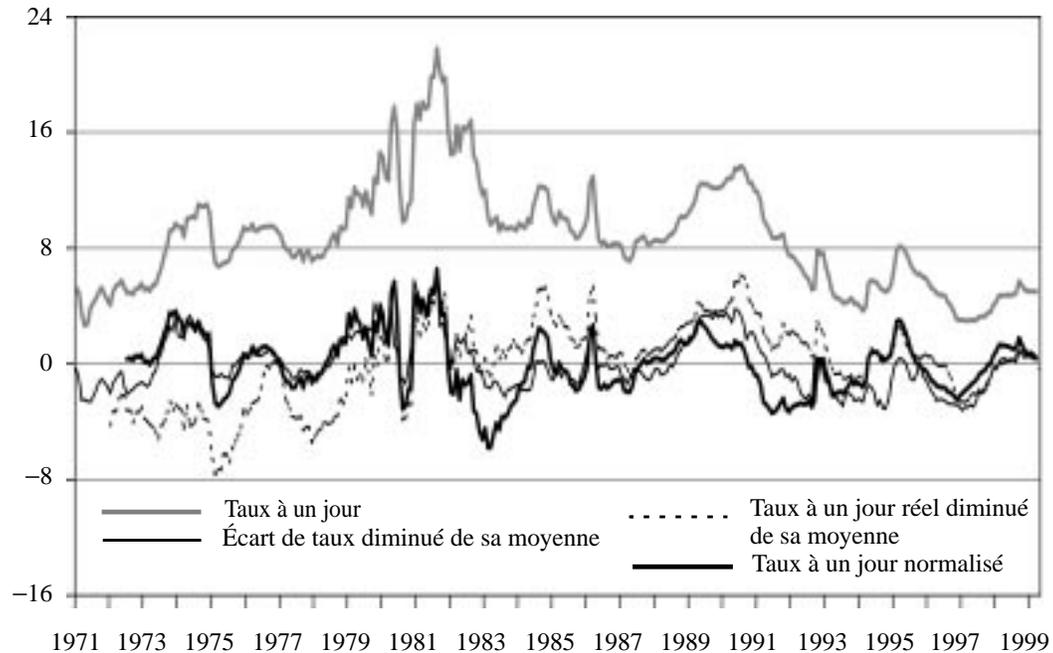
Fung et Yuan normalisent leur indice de l'orientation de la politique monétaire de façon à ce que la valeur 0 corresponde à une politique neutre. Étant donné qu'ils retranchent des valeurs que prend l'indice non normalisé une moyenne mobile sur 18 mois de ses valeurs passées, ils se trouvent à définir une orientation neutre comme la moyenne mobile sur 18 mois. Pour que cette définition empirique cadre avec leur définition conceptuelle d'une politique neutre, il faut faire l'hypothèse que la politique moyenne suivie au cours d'une période de 18 mois est neutre et compatible avec une inflation constante à moyen terme.

À mon avis, cette hypothèse est déraisonnable. On peut présumer que, si la politique suivie en moyenne était compatible avec une inflation constante à moyen terme, on devrait observer des taux d'inflation à peu près stables. Or, les taux d'inflation ont varié considérablement entre 1971 et 1982 et en 1991-1992. La politique suivie en moyenne au cours de la plupart des périodes de 18 mois ayant précédé ces deux intervalles ou situées durant ces derniers ne cadrerait probablement pas avec une inflation constante. Par contre, le taux d'inflation a été relativement stable de 1983 à 1990 et de 1992 à 1999. On pourrait raisonnablement supposer que la politique

2. Bernanke et Mihov normalisent leur indice de l'orientation de la politique monétaire en soustrayant des valeurs qu'il prend une moyenne mobile sur 36 mois de ses valeurs passées. Leur méthode de normalisation suscite donc les mêmes questions.

3. Je préfère la définition conceptuelle d'une politique neutre à la définition empirique. De façon générale, je ne suis pas en faveur de l'utilisation de moyennes mobiles comme point de référence dans une procédure de normalisation.

Figure 3
Comparaison de différents indicateurs de l'orientation de la politique monétaire



monétaire a été en moyenne compatible avec une inflation constante pendant une partie de ces deux sous-périodes. Cela expliquerait peut-être pourquoi, comme le montre le graphique du milieu à la Figure 4 de Fung et Yuan, leur indice de l'orientation de la politique monétaire semble fournir de l'information sur le sens des variations futures de l'inflation de 1985 à 1990.

Bien que je ne sois pas d'accord avec la représentation empirique d'une politique monétaire neutre sous la forme d'une moyenne mobile sur 18 mois de l'indice non normalisé, l'indice de l'orientation de la politique monétaire préconisé par Fung et Yuan ressemble bel et bien aux autres indices proposés ailleurs. La Figure 3 présentée ci-dessus permet de comparer quatre séries : le taux à un jour normalisé, le taux à un jour, la différence entre l'écart de taux et sa moyenne et la différence entre le taux réel à un jour et sa moyenne⁴. La mesure de Fung et Yuan n'a pas été incluse parce qu'elle est quasiment identique au taux à un jour normalisé. La variabilité à court terme des quatre séries est similaire, très vraisemblablement parce que le taux à un jour, ou un autre taux à court terme, est la principale source de variation pour chacune d'elles. Les trois mesures du bas ont été corrigées de manière à indiquer que des valeurs

4. Le taux réel à un jour est la différence entre le taux à un jour et l'inflation au cours des douze mois précédents.

positives correspondent à une politique restrictive et des valeurs négatives à une politique expansionniste. Bien que ces trois mesures se ressemblent, les indications qu'elles donnent ne concordent pas toujours. Les divergences sont particulièrement marquées en 1972-1973, en 1982-1984 et en 1990-1992, périodes au cours desquelles le taux d'inflation a considérablement varié.

Conclusion

Fung et Yuan ont entrepris d'apporter une réponse empirique à une question très importante : quelle est l'orientation de la politique monétaire? Selon moi, deux modifications devraient être apportées à leurs conclusions. En premier lieu, les résultats empiriques indiquent que le taux à un jour recèle *toute* l'information pertinente sur l'orientation de la politique monétaire au Canada — étant donné les variables de politique monétaire et les hypothèses retenues par les auteurs pour identifier les chocs structurels de politique. En second lieu, l'indice de l'orientation de la politique monétaire que Fung et Yuan proposent nous renseigne sur l'orientation relative de cette dernière, mais il serait prématuré de conclure que les difficultés liées à la détermination de l'orientation absolue de la politique monétaire ont été résolues.

Bibliographie

- Bernanke, B. S. et A. S. Blinder (1992). « The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission », *American Economic Review*, vol. 82, n° 4, p. 901-921.
- Bernanke, B. S. et I. Mihov (1998). « Measuring Monetary Policy », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, n° 3, p. 869-902.

Discussion générale

Frank Smets et Sharon Kozicki ont formulé des remarques sur les variables de politique monétaire — le taux du financement à un jour, M1, l'écart entre les taux d'intérêt à long terme et à court terme et le taux de change — retenues par Ben Fung et Mingwei Yuan. En ce qui concerne l'information relative que fournissent ces quatre variables financières, Fung fait valoir que le choix de ces variables reflétait l'intention des auteurs de saisir plusieurs canaux de transmission de la politique monétaire, à savoir le canal des taux d'intérêt, celui de la monnaie, celui du crédit et celui du taux de change.

En réponse aux observations des commentateurs sur le schéma d'identification utilisé dans l'étude, Yuan mentionne qu'en n'imposant aucune restriction aux coefficients de pondération des quatre variables, lui et son coauteur avaient voulu estimer leur modèle sans restrictions a priori. Fung souligne combien il est difficile d'imposer les bonnes contraintes. C'est pourquoi les deux auteurs ont laissé au modèle le soin de décider du schéma d'identification, de façon à pouvoir fonder leurs hypothèses d'identification sur les données.

L'utilisation partielle par les auteurs de la méthode préconisée par Blinder (1998) a été un autre sujet abordé par Smets, partisan d'une application intégrale de cette méthode. Tout en faisant remarquer que certains travaux ont déjà été entrepris à la Banque du Canada dans le but d'estimer le taux d'intérêt neutre, Yuan signale que le cadre utilisé dans l'étude permet de saisir facilement différents types de choc s'exerçant sur l'économie, par exemple les progrès techniques incorporés à la production ou les variations de prix prises en compte dans l'IPC. En distinguant ce type

* Le présent sommaire a été rédigé par Marllena Ifrim.

de choc des modifications de la politique monétaire, on aura peut-être des aperçus sur le mécanisme de transmission de cette dernière.

La conclusion de Fung et Yuan selon laquelle le taux à un jour renferme la quasi-totalité de l'information pertinente sur l'orientation de la politique monétaire a amené Kozicki à noter que ce résultat était subordonné au choix des variables de politique monétaire et des hypothèses d'identification. En réponse aux commentaires portant sur le caractère relatif, plutôt qu'absolu, de l'indice proposé de l'orientation de la politique monétaire, Yuan fait ressortir les importantes difficultés auxquelles sont toujours confrontés les analystes lorsqu'ils veulent définir ce qu'est une politique monétaire neutre. Cependant, l'utilité d'un indice fiable de l'orientation relative pour la conduite de la politique monétaire, tout particulièrement lorsque le régime de politique monétaire change par suite des innovations financières, justifie le travail entrepris par les auteurs.

En ce qui concerne la valeur informative du taux à un jour, Seamus Hogan se dit surpris par la conclusion des auteurs selon laquelle ce taux résume 99 % de l'information pertinente quant à l'orientation de la politique monétaire. Il fait observer que l'indice de l'orientation de la politique monétaire devrait être égal à zéro quand cette politique est neutre et qu'un écart déterminé devrait toujours avoir la même signification, peu importe la période considérée. Rappelant à l'auditoire que l'indice des conditions monétaires (ICM) est une grandeur difficile à utiliser à cause de l'incertitude et de la variabilité du taux de change d'équilibre, il ajoute que cet indice ne signifie pas toujours la même chose. Hogan souligne également que la conclusion relative au taux à un jour indique peut-être la difficulté que présente la définition du niveau des trois autres variables financières correspondant à une politique monétaire neutre, plutôt que la faible valeur informative de ces variables.

Yuan rappelle que l'orientation de la politique monétaire et l'ICM diffèrent sur le plan conceptuel; la première est entièrement dictée par les autorités monétaires, tandis que l'ICM reflète l'état général de l'économie. Il souligne que le rôle prédominant du taux à un jour est un résultat empirique et que lui et son coauteur n'avaient pas limité a priori l'influence des autres variables considérées.

Bibliographie

Blinder, A. S. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*, The Lionel Robbins Lectures, Cambridge (Massachusetts), MIT Press.

