

EFFICACITÉ DES OBJECTIFS MONÉTAIRES : STABILITÉ DE LA DEMANDE DE MONNAIE DANS LES GRANDS PAYS DE L'OCDE

Paul Atkinson, Adrian Blundell-Wignall,
Manuela Rondoni et Helmut Ziegelschmidt

TABLE DES MATIÈRES

introduction	162
1. Le bilan de la pratique des objectifs monétaires	164
II. Le problème des innovations financières	165
111. Analyse économétrique de la demande de monnaie dans les sept grands pays de l'OCDE	168
Le modèle	169
Résultats des estimations	170
Analyse de stabilité	173
Les équations retenues et les résultats des simulations effectuées .	177
Conclusions	180
Annexe: Analyse de la stabilité de la demande de monnaie	183
Bibliographie	194

Les auteurs sont, respectivement, administrateur, administrateur principal, consultant et administrateur à la Division des Politiques Monétaires et Budgétaires du Département des Affaires Économiques et Statistiques.

INTRODUCTION

Au **cours** des **années 70**, nombre **de** banques centrales des grands pays ont décidé de fixer désormais des objectifs de croissance monétaire pour faciliter la lutte contre l'inflation. Ce changement d'orientation, qui s'est produit **dans** les années ayant suivi la première hausse des prix du pétrole, s'explique en général par des raisons d'ordre pragmatique plus qu'il ne reflète de solides convictions « monétaristes » parmi **les** banques centrales. Tout d'abord, il **était** devenu difficile, avec **le** niveau élevé de l'inflation, de voir dans les taux d'intérêt nominaux un indicateur de l'orientation de la politique monétaire. En second lieu, **il** était apparu nécessaire d'apporter plus de souplesse **à** l'ajustement des taux d'intérêt ; avec la poursuite d'objectifs monétaires, les variations des taux devenaient endogènes, de sorte que **les** ajustements nécessaires pouvaient être opérés plus facilement et plus rapidement. En concentrant leur action sur des agrégats monétaires, les autorités ont donc pu relever les taux d'intérêt jusqu'à ce qu'ils aient un effet suffisamment restrictif. Enfin, le fait **même** de fixer **publiquement** des normes **de** croissance devrait, espérait-on, dans un **sens** favorable les anticipations. On se rendait compte néanmoins que l'utilité de la **nouvelle** pratique dépendrait en définitive **de la** stabilité **de** la demande de monnaie, considération qui a fortement pesé sur le choix des agrégats à retenir, mais **l'on** pensait qu'à moyen terme, se ferait jour **une** relation étroite entre la croissance des agrégats monétaires et le revenu nominal (et donc l'inflation)¹ .

La demande **de monnaie est au** cœur de toute relation fiable entre la **masse** monétaire et **le** revenu nominal. Si elle est stable, les fluctuations de la relation masse monétaire-revenu, ou vitesse de circulation de la monnaie, sont automatiquement **liées** aux variations des déterminants de la demande de monnaie. Ce fait même a des conséquences importantes pour l'**efficacité** des agrégats monétaires **en** tant qu'objectifs intermédiaires de la politique monétaire. **En** moyenne période, **la** théorie quantitative de la monnaie veut qu'il existe une relation prévisible entre l'objectif monétaire et **le** revenu nominal. Dans la mesure **où** l'évolution des déterminants de la vitesse de circulation (revenu réel, taux **d'intérêt**, anticipations inflationnistes) est **prévisible**, celle de **la** vitesse de circulation le sera aussi. A condition de tenir dûment compte de l'évolution attendue de la vitesse de circulation, on peut fixer **un** objectif

monétaire de manière à obtenir sur moyenne période le taux de croissance de la production correspondant aux capacités et à maintenir le taux d'inflation dans la limite souhaitée. A court terme, il se peut que l'évolution effective s'écarte sensiblement de ces objectifs ultimes de l'action à long terme, car l'économie est soumise à divers chocs affectant les volumes et les prix, mais l'existence d'un objectif d'expansion monétaire contribue à stabiliser l'économie face à ces chocs². C'est ainsi qu'un choc sur les salaires, s'il n'est pas accompagné par la politique monétaire, entraînera une hausse des taux d'intérêt, réduisant ainsi les dépenses, le revenu et l'emploi jusqu'à ce que faiblisse la « résistance des salaires ». En fin de compte, le revenu nominal tendra à évoluer de nouveau suivant sa tendance longue. La croissance à moyen terme de la production réelle étant limitée par l'offre (et égale à la croissance de la production potentielle), la maîtrise à moyen terme des agrégats monétaires devrait s'avérer un instrument efficace de freinage de l'inflation.

Si, en revanche, l'économie est soumise à des chocs financiers qui modifient la vitesse de circulation indépendamment des déterminants de la demande de monnaie, le contrôle de la masse monétaire ne sera pas un bon moyen d'atteindre les objectifs finals de production et de taux d'inflation. Ces dernières années, en particulier dans les pays où les innovations financières ont pris beaucoup d'ampleur, on en est venu à s'interroger sur la stabilité de la demande de monnaie. C'est ainsi qu'aux États-Unis, en 1982, la vitesse de circulation de M1, M2 et M3 a diminué de 2.3, 4.9 et 5.9 pour cent, respectivement. Ce ralentissement, très accusé au regard de l'évolution passée, a coïncidé avec une vague d'innovations financières importantes. On trouverait des exemples analogues, moins frappants toutefois, dans d'autres pays. Ces « mystères » dans l'évolution de la vitesse de circulation ont conduit certaines banques centrales à revenir quelque peu sur leur ferme détermination de poursuivre des objectifs monétaires pour faire une place plus grande à leur faculté de jugement dans la formulation de leur politique. On se propose dans le présent article d'examiner dans quelle mesure ces doutes à propos de la stabilité de la demande de monnaie sont justifiés.

La première partie fait un bilan rapide de la pratique des objectifs monétaires dans les grands pays. La seconde étudie les répercussions probables des innovations financières sur la demande de monnaie, tandis que la troisième analyse, à l'aide de très nombreuses techniques économétriques, la stabilité empirique des équations de demande de monnaie pour les grands pays de l'OCDE. Les résultats obtenus sont très divers. Pour un grand nombre d'agrégats monétaires, les équations font apparaître de fortes instabilités qui, dans quelques cas, coïncident avec les périodes d'innovations financières, mais qui, plus fréquemment, associées à des périodes marquées par une modification des objectifs intermédiaires de la politique monétaire et/ou des techniques de contrôle monétaire. Malgré ces difficultés, on montrera que, dans chacun des grands pays de l'OCDE, il existe un agrégat au moins pour lequel il est possible d'identifier une fonction stable de demande de monnaie. On tirera enfin de l'étude sur certains nombres de conclusions.

1. LE BILAN DE LA PRATIQUE D'OBJECTIFS MONÉTAIRES

Dans la plupart des grands pays, les objectifs monétaires fixés ont généralement été atteints ou, s'ils ne l'ont pas été, **il s'en** est failli d'assez peu³. Les principaux écarts enregistrés ne tiennent apparemment pas à une incapacité d'atteindre les objectifs au sens technique du terme (c'est-à-dire qui soit imputable à l'instrument, en tant que tel). C'est ainsi que le dépassement important observé en Allemagne en **1978** tient à la crainte de l'effet défavorable qu'une appréciation excessive du taux de change aurait eu sans doute sur la compétitivité. Au Royaume-Uni, de même, si les autorités ont laissé M3 en sterling atteindre un niveau supérieur à l'objectif pendant l'exercice **1980-81**, c'est parce que la suppression des réserves obligatoires supplémentaires avait provoqué un phénomène de réintermédiation de grande ampleur et aussi parce que, au vu de l'évolution du secteur réel de l'économie, cet agrégat donnait **une** idée fautive de l'austérité de la politique économique. Enfin, l'insuffisance marquée de la croissance monétaire par rapport à l'objectif au Canada en **1981-82** et le dépassement important observé aux États-Unis en **1982-83** tiennent au fait que, dans les deux pays, les autorités se sont rendues compte des distorsions affectant **M1** sous l'effet, surtout, des innovations financières.

En revanche, si l'on en juge par l'évolution du revenu nominal et sa décomposition entre la hausse des prix et la croissance de la production, le bilan de la pratique des objectifs monétaires est variable. Dans certains pays, notamment au Japon, les résultats ont été bons. L'inflation s'est fortement ralentie après **1974-75**, et l'accélération enregistrée de nouveau à la suite du second choc pétrolier n'est guère allée au-delà de ce qu'il fallait pour répercuter sur les consommateurs de pétrole l'inevitable dégradation des termes de l'échange. Dans le même temps, bien que la demande intérieure ait été un peu faible, la croissance de la production en volume ne s'est pas sensiblement ralentie avant **1981-82**, restant d'ailleurs toujours nettement positive. Dans les autres pays, les résultats ont été moins satisfaisants. Aux États-Unis et au Royaume-Uni, l'inflation s'accélérait déjà avant le second choc pétrolier, et elle a fini par atteindre des taux bien supérieurs à ce qu'impliquait l'augmentation des prix du pétrole. Le dépassement des objectifs monétaires y a un peu contribué, mais la progression du revenu nominal *et* du taux d'inflation a été plus rapide que n'aurait dû le permettre la croissance monétaire effective. Les autres grands pays, eux aussi, ont vu les prix monter plus vite qu'ils ne l'auraient espéré en fixant les objectifs monétaires. Les autorités monétaires ont maintenu à la fois leur politique de non-accompagnement de la conjoncture et la poursuite d'objectifs déterminés, ce qui les a obligé à resserrer les conditions monétaires, notamment dans les derniers mois de **1980** et en **1981**. Ce faisant, elles ont bien réussi à réduire l'inflation, mais de façon plus coûteuse que prévue en termes de production et d'emploi. Plus récemment, aux États-Unis et au

Royaume-Uni en particulier, le revenu nominal a progressé plus lentement qu'on n'aurait pu le penser au vu de la croissance monétaire, d'où une évolution un peu surprenante de la vitesse de circulation.

Avec la pratique généralisée des objectifs monétaires, on a observé de manière répétée un phénomène qui n'a pas manqué de susciter certaines préoccupations, à savoir la tendance des taux de change à s'établir à des niveaux ne paraissant pas justifiés par les considérations de compétitivité, et la persistance de tels niveaux. Lorsque la monnaie nationale a baissé et que le mouvement a semblé se faire trop vite, comme cela a été le cas au Canada en 1977, aux États-Unis en 1978-79 et, en France, dans une moindre mesure, plus récemment, ses effets inflationnistes immédiats ont été inquiétants. Lorsque, inversement, la hausse est apparue trop rapide, comme cela a été le cas au Japon, en Allemagne et en Suisse en 1978, au Royaume-Uni en 1980-81 et aux États-Unis en 1982-83, on a redouté l'effet déflationniste que risquait d'avoir l'affaiblissement de la compétitivité. On a craint que certains secteurs particulièrement exposés à la concurrence internationale ne soient sérieusement touchés par un ajustement excessif au regard des facteurs économiques fondamentaux qui ne manquaient pas de se faire sentir de nouveau à plus long terme. En outre, quand un taux de change est manifestement anormal, comme c'est le cas en ce moment pour le yen contre le dollar des États-Unis, des pressions se font sentir en faveur du recours à des mesures de protection. Tout cela peut aboutir à un antagonisme entre les objectifs de croissance intérieure et de taux d'inflation, d'une part, et l'objectif de taux de change réel, d'autre part. Toutefois, le présent article étant centré sur les aspects internes de la pratique des objectifs monétaires, c'est-à-dire sur la relation entre masse monétaire et revenu nominal, on ne traitera pas de ses répercussions internationales⁴.

II. LE PROBLÈME DES INNOVATIONS FINANCIÈRES

Le rythme de plus en plus rapide auquel apparaissent de nouvelles techniques financières et de nouveaux instruments financiers a pu influencer sur la relation entre masse monétaire et revenu nominal. Cette accélération du développement de l'innovation financière, qui paraît devoir se poursuivre dans l'avenir proche, peut avoir des conséquences sur la politique monétaire. Elle tient à un certain nombre de facteurs dont les plus importants sont le niveau élevé et la variabilité des taux d'inflation, l'instabilité des taux d'intérêt et de change, l'incidence des réglementations, et les mutations technologiques rapides qui ont affecté les modes de paiement et élargi les possibilités d'amélioration de la gestion des trésoreries⁵.

Si le phénomène des innovations financières n'a pas touché tous les pays de façon importante, il a dans certains cas –notamment aux États-Unis, au

Royaume-Uni et au Canada – pris une grande ampleur. Aux États-Unis, les pressions résultant du plafonnement des taux d'intérêt servis par les banques à une époque où les taux du marché étaient toujours supérieurs au plafond fixé, ont entraîné des changements considérables. Tout d'abord, on a vu apparaître des catégories très importantes d'exigibilités non bancaires correspondant en fait à de la monnaie ou à de la quasi-monnaie (notamment les fonds communs de placements monétaires). Ensuite, le plafonnement des taux a été progressivement supprimé et toute une série d'autres dispositions limitant la liberté d'action des banques ont été démantelées. Les banques proposent maintenant diverses formules de comptes-chèques rémunérés (comptes NOW, comptes «super-NOW» et comptes d'épargne placés sur le marché monétaire) et la concurrence s'est intensifiée avec l'offre par diverses catégories d'institutions non bancaires d'une large gamme de services financiers.

Au Royaume-Uni, l'un des aspects importants de l'évolution est le caractère de plus en plus flou de la distinction entre les banques et les caisses d'épargne logement («*building societies*»). Les premières se sont fortement implantées sur le marché hypothécaire tandis que les secondes sont devenues plus concurrentielles dans la collecte des ressources. Dans le même temps, le contrôle des changes a été aboli, les résidents acquérant ainsi la faculté d'effectuer des dépôts en devises. Le progrès technologique a par ailleurs contribué à réduire le coût du traitement des opérations et facilité du même coup l'extension rapide des comptes de transaction rémunérés. Au Canada, de nombreuses banques offrent maintenant aux entreprises la possibilité d'avoir chaque jour la situation consolidée de tous les comptes ordinaires qu'elles peuvent avoir dans le pays. Dans certains cas, l'excédent peut être transféré du jour au lendemain à un compte rémunéré ou servir à réduire l'encours des crédits de fonctionnement accordés par la banque. Les particuliers aussi ont bénéficié de l'amélioration des services bancaires. Ils peuvent maintenant tirer des chèques sur des comptes rémunérés au taux du marché à condition de maintenir un solde minimum. Depuis la fin de 1979, les banques proposent également des comptes d'épargne portant intérêt au jour le jour et non plus sur le solde mensuel le plus faible⁶.

Dans d'autres pays, le phénomène des innovations financières a pris moins d'ampleur mais il a pu néanmoins revêtir une certaine importance. Au Japon, les principaux facteurs de l'innovation ont été la régression sur le marché des institutions financières réglementées et l'application sur une grande échelle de nouvelles technologies informatiques. Parmi les innovations financières on peut citer la faculté offerte par les «maisons de titres» (securities companies) de déposer des fonds pouvant être retirés moyennant un court préavis et sans pénalisation, et la transformation des comptes sur livret ordinaires (futsu yokin) en comptes universels (sego Kota) avec possibilité de découvert⁷. En France, le «livret d'épargne populaires», créé en juin 1982, permet de constituer des dépôts indexés sur l'inflation, mais il est réservé aux personnes disposant d'un revenu imposable très

faible et le montant en est plafonné. Il existe aussi depuis 1981 des comptes de dépôts à vue rapportant un taux d'intérêt variable supérieur à celui des comptes d'épargne traditionnels*. Enfin, on a vu ces dernières années le marché financier s'élargir et s'étoffer en raison :

- i) du régime fiscal plus favorable des obligations ;
- ii) de l'interdiction de rémunérer les dépôts à terme de moins de 6 mois ;
et
- iii) de la hausse des taux d'intérêt réels à long terme.

En Italie, la tendance longue à l'accroissement de l'intermédiaire bancaire s'est inversée et les transferts directs des ménages aux entreprises et surtout au secteur public, sous forme d'instruments financiers très liquides, ont été en vive expansion.

Du fait de ces innovations, la rémunération pécuniaire et non pécuniaire qui s'attache à la détention d'actifs monétaires a changé. La rémunération pécuniaire a d'abord changé, car des encaisses de transactions rapportent un intérêt alors que ce n'était pas le cas auparavant ou bien l'intérêt est calculé au taux du marché alors qu'il était plafonné. La rémunération non pécuniaire a changé elle aussi, parce que la gamme des instruments pouvant servir d'encaisses de transactions s'est élargie et la liquidité des divers instruments ne servant pas aux transactions, a été accrue par le raccourcissement des échéances effectives et l'assouplissement des conditions de préavis pour les retraits. Dans certains pays, ces modifications ont amené les autorités à revoir la définition des agrégats monétaires (États-Unis) et à concentrer en partie leur attention sur des agrégats nouvellement définis (Canada) ou sur des agrégats élargis qui englobent des instruments liquides prenant une importance croissante (États-Unis, France, Royaume-Uni et Italie).

Cette évolution n'est pas sans conséquences pour la politique monétaire. Là où la demande de services monétaires du secteur privé est stable, c'est-à-dire là où les données rétrospectives font apparaître une fonction de demande de monnaie stable, il apparaît maintenant possible, sinon probable, que cette relation empirique sera perturbée. Bien qu'elles puissent se révéler temporaires, les incertitudes nées de ces perturbations ont amené les autorités monétaires de certains pays à la conclusion qu'il ne convenait pas, dans l'avenir proche, de poursuivre des objectifs précis pour tel ou tel agrégat et qu'elles devaient adopter une approche du contrôle monétaire faisant plus de place à la faculté d'appréciation.

L'effet quantitatif d'un ensemble donné d'innovations sur la demande de monnaie et même simplement le sens dans lequel s'opère cet effet peuvent être difficiles à estimer, les autorités se trouvant alors embarrassées pour fixer leur ligne de conduite. Jusqu'à présent, lorsque les banques centrales ont essayé de déterminer les modifications probables de la demande de monnaie, les résultats ont été divers. Dans certains cas elles ont anticipé à peu près correctement l'évolution effective. Aux États-Unis, par exemple, en 1981, on a estimé que l'extension à

l'ensemble du territoire national de la possibilité d'ouvrir des comptes NOW, accroîtrait de 3 pour cent environ la demande de M1 calculée sur l'année. Les chiffres effectifs ont montré que cette demande avait marqué en 1981 un léger ralentissement, mais, une fois ajusté pour tenir compte du changement intervenu, ils ont fait apparaître un ralentissement très brutal. L'évolution de l'économie, qui s'enfonçait dans la récession à mesure que l'inflation diminuait rapidement, a été assez conforme à ce que l'on pouvait prévoir (après ajustement) au vu des relations passées.

En revanche, l'effet à long terme des changements institutionnels a parfois été mal apprécié. Lorsque, en 1971, les autorités du Royaume-Uni ont apporté un certain nombre de modifications à la réglementation afin d'intensifier la concurrence sur les marchés des capitaux et de rendre plus efficace la distribution du crédit, elles prévoyaient que la demande de M3, l'agrégat le plus large, augmenterait, sous l'effet d'un phénomène de réintermédiation et de création d'un nouvel instrument financier, le certificat de dépôt négociable libellé en sterling. Aussi laissèrent-elles M3 augmenter plus rapidement qu'elle ne l'auraient jugé nécessaire autrement, même compte tenu de l'orientation expansionniste de la politique suivie à l'époque. En 1974-75, l'inflation qui en a résulté a ramené à peu près la relation entre masse monétaire et revenu nominal au niveau observé jusqu'en 1971. Si les autorités ont pris comme cible, à partir de 1976, un agrégat monétaire large (M3 en sterling) c'est, au moins en partie, parce qu'elles pensaient qu'en dépit des difficultés rencontrées dans la détermination économétrique d'une fonction stable de demande de monnaie, cet agrégat présenterait des relations étroites avec le revenu nominal du moyen vers le plus long terme.

III. ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE DE LA DEMANDE DE MONNAIE DANS LES SEPT GRANDS PAYS DE L'OCDE⁹

Afin de déterminer si la demande de monnaie est suffisamment stable pour servir de base à des politiques monétaires axées sur l'évolution des agrégats, on a estimé des équations de demande de monnaie, au sens étroit et au sens large, pour les sept grands pays de l'OCDE. Ces équations ont ensuite été soumises à toute une batterie de tests de stabilité très stricts et, avec celles qui ont été retenues, on a effectué des simulations dynamiques afin de vérifier leur aptitude à retracer l'évolution passée.

Le modèle

On a utilisé une spécification type reposant sur un ajustement partiel du premier ordre (Koyck) vers la demande de monnaie en termes réels sur longue période $(M/p)^D$:

$$D \ln \left(\frac{M}{p} \right) = \alpha \left[\ln \left(\frac{M}{p} \right)^D - \ln \left(\frac{M}{p} \right)_{-1} \right] \quad (1)$$

où

$$\ln \left(\frac{M}{p} \right)^D = \ln k + \beta_1 \ln y + \beta_2 \ln (1 + r) + \beta_3 D \ln p^e \quad (2)$$

M étant la masse monétaire, y le PIB réel, p le niveau des prix (indice implicite du PIB), r un taux d'intérêt à court terme et p^e le niveau anticipé des prix¹⁰. $D = d/dt$, et les signes attendus des paramètres sont les suivants : $0 < \alpha \leq 1$, $\beta_1 > 0$; $\beta_2, \beta_3 < 0$. La structure de retards utilisée, retards simples de Koyck, est celle qui a été retenue pour des travaux antérieurs, par exemple OCDE (1979b). Toutefois, pour les équations retenues, qui figurent au tableau 3 ci-après, cette structure de retards a été testée contre une autre, plus générale, qui fait intervenir la valeur décalée des variables indépendantes. La contrainte de Koyck a été acceptée par les données¹¹. En reportant (2) dans (1), on obtient l'équation utilisée pour l'estimation :

$$D \ln \left(\frac{M}{p} \right) = a_0 + a_1 \ln y + a_2 \ln (1 + r) + a_3 D \ln p^e + a_4 \ln \left(\frac{M}{p} \right)_{-1} \quad (3)$$

On a considéré que cette équation rendait compte des deux motifs de détention d'encaisses monétaires, les transactions et l'accumulation¹².

Les innovations financières décrites dans la deuxième partie et le contexte d'instabilité de l'inflation dans lequel elles sont apparues rendent difficile la modélisation du terme représentatif du coût de substitution. En particulier, la création de comptes chèques rémunérés peut affecter l'élasticité de la demande par rapport au taux d'intérêt. C'est là un problème auquel on s'est toujours heurté quand il s'agissait d'estimer des équations de demande portant sur les agrégats de définition large, lequel englobait divers types de comptes productifs d'intérêts, mais qui, maintenant, se pose aussi pour M1 dans de nombreux pays. Il se complique encore avec les changements intervenus presque partout, ces dernières années, dans la gamme des services offerts par les banques. Il se peut que cette évolution ait entraîné des modifications dans la rémunération non pécuniaire des divers types de dépôts bancaires. Pour être correct, le terme représentatif du coût de substitution à inclure dans les équations de demande de monnaie devrait prendre par exemple la forme suivante :

$$(1 + r)' = \frac{1 + r}{1 + r_1 + r_2} \quad (4)$$

où r_1 est pécuniaire des dépôts bancaires et r_2 non pécuniaire (services, etc.). Étant donné, toutefois, qu'il est difficile de mesurer r_1 et r_2 , on a supposé que la somme $1 + r_1 + r_2$ pouvait être approchée par une constante. Comme les équations sont estimées sous forme logarithmique, le terme représentatif du coût de substitution est censé être inclu dans le terme constant de l'équation de demande de monnaie relative à chaque pays.

L'inflation anticipée, de même que la rémunération prévue des biens et services, représente **elle** aussi un coût de substitution de la détention d'encaisses monétaires. Bien qu'il ne s'agisse pas d'un phénomène durable, l'inflation anticipée a, on le sait, **été** très variable ces dernières années et devrait donc, en principe, être représentée par un terme spécifique dans les équations de demande de monnaie. Dans une précédente étude de l'**OCDE (1979b)**, les anticipation's ont **été** supposées statiques, c'est-à-dire **que**, comme dans le cas d'un processus aléatoire (PA), le taux de l'inflation de la période en cours représente **de** manière supplétive le taux d'inflation futur anticipé.

$$Dlnp^e = Dlnp_{-1} + \varepsilon \quad (5)$$

Les anticipations ainsi obtenues sont désignées sous le terme « anticipations aléatoires » dans la présentation des résultats ci-après. Toutefois, les séries relatives au taux d'inflation ne suivent pas, en général, un trajet aléatoire, ce qui veut dire que le résidu du modèle aléatoire inclut des informations qui permettent aux agents économiques d'améliorer leur prévision de l'inflation. En conséquence, on a construit un autre modèle simple de détermination des anticipations dans lequel ces dernières sont le résultat d'équations autorégressives (AR) du taux d'inflation et prennent la forme générale suivante :

$$Dlnp^e = \text{const.} + \psi_1 Dlnp_{-1} + \psi_2 Dlnp_{-2} + \psi_3 Dlnp_{-3} + \psi_4 Dlnp_{-4} + \psi_5 Dlnp_{-5} + \varepsilon \quad (6)$$

Les résultats des estimations sont présentés au tableau **AI** de l'annexe. Les équations de demande de monnaie ont donc été estimées, d'une part avec des anticipations aléatoires et, d'autre part, avec des anticipations dites « auto-régressives » dans la suite du texte, qui correspond aux prévisions à une période obtenues au moyen de l'équation ci-dessus.

Résultats des estimations

On a utilisé **les** données sur la masse monétaire au sens étroit et au sens large dans les sept grands pays de l'**OCDE** pour estimer l'équation **(3)** sur une période de référence commençant avec des taux de change fixes. Dans la plupart des cas cette période va du deuxième trimestre de 1973 au premier trimestre de 1983 ; pour le Royaume-Uni et le Canada, elle débute un peu plus tôt. On a utilisé à la fois les

anticipations aléatoires et les anticipations autorégressives. Les résultats obtenus sont reproduits dans les tableaux A2 et A5 de l'annexe. En ce qui concerne la demande de M1, les équations avec anticipations aléatoires aboutissent dans tous les cas à des paramètres affectés du signe attendu a priori et, à l'exception – notable, il est vrai – des États-Unis, à des élasticités sur longue période, par rapport au revenu réel, aux taux d'intérêt et au taux d'inflation, dont les valeurs sont plausibles. Dans le cas des États-Unis, le coefficient de l'ajustement partiel de Koyck est proche de zéro de sorte que les résultats sont loin d'être plausibles. Dans celui du Japon et du Royaume-Uni, la détermination de l'élasticité par rapport au revenu réel est médiocre. Pour la France, le h de Durbin laisse à penser qu'il y a autocorrélation. Lorsqu'on utilise des anticipations autorégressives, le coefficient du terme retardé ainsi que l'élasticité par rapport aux taux d'intérêt et à l'inflation sont beaucoup plus plausibles dans le cas des États-Unis, mais il y a auto-corrélation des résidus. Pour les autres pays, en revanche, les résultats sont soit pratiquement identiques à ceux obtenus au moyen d'anticipations aléatoires, soit moins satisfaisants. Dans le cas de l'Allemagne et du Royaume-Uni, en particulier, l'élasticité par rapport au revenu est plus élevée, mais associée à des anticipations inflationnistes positives et, s'agissant de l'Allemagne, significativement différentes de zéro.

Pour les agrégats plus larges, les résultats sont moins encourageants. Ils ne sont satisfaisants que pour M2 aux États-Unis, avec anticipations aléatoires ou autorégressives. Pour tous les autres pays et quelle que soit la forme des anticipations, certains paramètres ne sont pas significatifs, n'ont pas le signe voulu ou correspondent à des élasticités sur longue période peu plausibles.

Les résultats médiocres obtenus dans certains cas, en particulier pour les agrégats de définition large, s'expliquent peut-être par l'existence d'une colinéarité entre le taux d'intérêt et l'inflation anticipée. Ces dernières années, l'inflation et les taux d'intérêt à court terme ont marqué une certaine tendance à évoluer parallèlement, alors qu'il y a eu souvent relation inverse entre l'inflation et la production. D'une manière générale, en effet, lorsqu'on avait laissé l'inflation s'accélérer, on a relativement tardé à la combattre de sorte qu'on a relevé fortement les taux d'intérêt et affaibli du même coup l'activité en termes réels. Comme les prévisions aléatoires et autorégressives utilisées, à titre supplétif, pour rendre compte de l'inflation anticipée ne s'écartent guère du taux d'inflation effectif, il se peut que les équations ne permettent pas de distinguer les effets respectifs du revenu réel, des taux d'intérêt et de l'inflation anticipée sur la demande de monnaie. En outre, les taux d'intérêt incluent déjà une « prime » substantielle au titre de l'inflation anticipée si bien que, dans une certaine mesure, le même facteur est pris en compte deux fois et que, de ce fait également, il peut y avoir colinéarité lorsque les deux variables sont incluses dans l'équation estimée. Enfin, les approximations utilisées – aléatoires ou autorégression – peuvent receler une erreur de mesure importante par rapport au « vrai » taux d'inflation anticipé. Aussi a-t-on supprimé le

terme représentatif des anticipations et effectue une nouvelle estimation de toutes les équations en prenant toujours la même période de référence.

Les résultats obtenus pour M1 après cette modification sont présentés au tableau A6 de l'annexe. Par rapport au « meilleur » des deux résultats précédents, les élasticités sur longue période et le t de la variable retenue ont des valeurs plus plausibles dans le cas des États-Unis, du Japon et du Canada. Le t de la variable taux d'intérêt est nettement meilleur dans le cas des États-Unis et de la France, encore que, pour cette dernière le problème de l'auto-corrélation des résidus subsiste. Le coefficient du terme retardé fait généralement apparaître un ajustement plus rapide sur l'équilibre de longue période lorsque le terme représentatif des anticipations est supprimé. Dans le cas du Royaume-Uni, les résultats sont analogues à ceux obtenus avec des anticipations autorégressives, dont le coefficient, comme on l'a vu plus haut, n'est pas significativement différent de zéro. Lorsqu'on supprime le terme représentatif des anticipations, on arrive à des résultats similaires.

Pour les agrégats plus larges, les résultats sont nettement différents de ceux qu'on avait obtenus en tenant compte des anticipations inflationnistes. Dans le cas de M2 aux États-Unis, les élasticités sur longue période par rapport au revenu et au taux d'intérêt sont plus élevées, mais il se pourrait que ces estimations soient biaisées comme en témoigne la dégradation du h de Durbin. Pour M3 en Allemagne, les coefficients diffèrent peu de ceux que donnaient des anticipations autorégressives, mais ils sont mieux déterminés. Pour M2 + CD au Japon et M2 en France, la suppression du terme représentatif des anticipations aboutit à ((corriger) les erreurs observées précédemment dans le signe et/ou l'ordre de grandeur des paramètres du revenu. Toutefois, le h de Durbin est, aussi, nettement plus élevé dans le cas du Japon, ce qui pourrait laisser supposer l'emploi d'une structure dynamique inappropriée et/ou un problème de sous-identification. Pour M3 en sterling au Royaume-Uni et M2 au Canada, les coefficients n'ont toujours pas le signe voulu, tandis que, pour M3 en Italie, le coefficient du terme retardé implique toujours une vitesse d'ajustement trop faible pour être plausible.

Le tableau 1 donne un bilan simplifié des résultats détaillés présentés aux tableaux A2 à A7 de l'annexe. Il n'est pas sans intérêt de noter que, s'agissant de M1, on peut obtenir une équation satisfaisante pour tous les grands pays de l'OCDE à l'exception de la France. En ce qui concerne les agrégats plus larges, on a obtenu aussi des estimations plausibles pour les États-Unis, l'Allemagne et la France. On peut expliquer l'amélioration générale des résultats, pour les agrégats de définition étroite, par la probabilité d'une dépendance constante de l'évolution monétaire à l'égard de la demande. En effet, les détenteurs de portefeuilles peuvent assez facilement, en cas de modification des taux d'intérêt par exemple, effectuer des arbitrages entre encaisses de transactions et dépôts à terme de manière à rester sur la même fonction de demande de monnaie, au sens étroit, à court terme. Lorsqu'on considère les agrégats plus larges, en revanche, une modification de la composition des portefeuilles implique des transferts vers des actifs nettement moins liquides,

qui ne sont généralement pas gérés par le système bancaire. En outre, la politique des autorités monétaires, qui influe sur l'expansion globale du crédit bancaire, peut avoir des effets directs sur la masse monétaire au sens large. De ce fait, on peut se heurter pour estimer les déterminants de la demande et de l'offre, à de sérieux problèmes de simultanéité qui se répercutent sur l'estimation de l'équation de demande de monnaie au **sens** large.

Tableau 1. Récapitulation des résultats des estimations

	M1	M2/M3
A = Équation avec anticipations aléatoires		
B = Équation avec anticipations autorégressives		
C = Équation ne tenant pas compte des anticipations		
– = Aucun résultat plausible obtenu		
États-Unis	B,C	A,B
Japon	C	–
Allemagne	A,C	C
France	–	C
Royaume-Uni	C	–
Italie	A,B,C	–
Canada	A,B,C	–

Analyse de stabilité

L'intérêt de la poursuite d'objectifs monétaires pour la politique économique dépend beaucoup, comme on l'a déjà vu, de la stabilité de la demande de monnaie. Aussi a-t-on soumis les équations de demande de monnaie présentées ci-dessous à toute une série de tests destinés à déceler d'éventuelles instabilités. On a tout d'abord utilisé un test de Chow pour voir si une situation d'instabilité ne serait pas apparue depuis le quatrième trimestre de 1979, époque à laquelle, aux États-Unis, les autorités ont adopté de nouvelles modalités d'interventions privilégiant l'action sur les réserves non empruntées des **banques**. Il a semblé que cette réforme aurait pu accroître les incertitudes et rendre les taux d'intérêt plus fluctuants aux États-Unis et, par le biais des liaisons financières internationales, dans les autres pays. Ensuite, on a procédé à des tests fondés sur la méthode des régressions récursives pour déceler les modifications de paramètres ne s'expliquant pas par des mouvements aléatoires autour d'une valeur («vraie», invariable dans le temps. En troisième lieu, on a effectué des tests par la méthode des régressions mobiles et des tests d'existence d'une tendance temporelle dans les coefficients ("time trend

test»). Enfin, on a calculé les rapports des vraisemblances logarithmiques de Quandt¹³ afin de déceler les périodes les plus susceptibles de présenter des instabilités, après quoi le test de Chow a permis de voir si ces instabilités étaient significatives du point de vue statistique. Les valeurs obtenues à l'issue des différents tests sont changées au tableau A8, les résultats des trois premiers sont décrits en détail dans l'annexe. Le plus sévère de tous les tests utilisés ici était le test de Chow appliqué aux points de rupture identifiées au moyen du rapport des vraisemblances de Quandt ; les résultats en sont présentés ci-dessous.

Etats-Unis. Pour les équations de demande de M1, le rapport prend des valeurs faibles à la fin de 1979 surtout, sa valeur minimum se situant au premier trimestre de 1980. Cela tendrait à montrer que les nouvelles modalités d'action adoptées par la Réserve fédérale en octobre 1979 ont probablement contribué davantage à l'instabilité que les innovations financières ultérieures. D'après le test de Chow, ce point de rupture est significatif lorsqu'on ne tient pas compte des anticipations autorégressives mais il ne l'est pas si l'on en tient compte. Pour M2, il semblerait que des ruptures soient intervenues plus tard, en 1980 et en 1981. Cette période correspond à une phase de déréglementation rapide des opérations financières, avec notamment la généralisation des comptes NOW dans le pays et le début du processus au terme duquel doit être complètement supprimé, en vertu du Depository Institutions Deregulation and Monetary Control Act, le plafonnement des taux d'intérêt créditeurs qu'avait institué le « Règlement Q ». Toutefois, ces points de changement des paramètres ne sont significatifs que pour les spécifications qui ne tiennent pas compte des anticipations et/ou qui utilisent la forme aléatoire. En résumé, les spécifications de M1 et M2 avec anticipations autorégressives semblent stables, encore que, il faut le souligner, la période de référence prenne fin au moment même de la création des comptes d'épargne placés sur le marché monétaire et des comptes « super NOW ».

Japon. Pour M1 et pour M2 + CD, les points bas du rapport de Quandt sont concentrés au milieu des années 70 et non dans la période plus récente d'innovations financières. C'est dans ces années que les autorités ont commencé à donner la priorité au contrôle de M2 + CD sur celui des taux d'intérêt, leur action en ce sens s'exerçant surtout par durcissement de l'encadrement du crédit bancaire. La croissance de M2 a été ramenée de 27 pour cent environ à fin 1972 à 10 pour cent à fin 1974 et elle est restée bien maîtrisée par la suite. On notera que, d'après les tests de Chow, ces points de rupture sont significatifs pour M2 + CD, mais non pour M1.

Allemagne. On a mis en évidence pour M1 des points de rupture significatifs se situant vers le milieu des années 70, soit à peu près à l'époque où la monnaie centrale a été retenue comme objectif intermédiaire. Pour M3, toutefois, le test de Chow n'amène à accepter comme significatif aucun des points de changement des paramètres.

France. Les points de changement des paramètres sont surtout concentrés au milieu des années 70 pour tous les agrégats. D'après les tests de Chow, ils sont significatifs pour M1 dans la spécification avec anticipations autorégressives, mais, pour l'agrégat large, ils ne le sont que dans la spécification avec anticipations autorégressives.

Royaume-Uni. Pour M3 en sterling, des points de changement des paramètres s'observent au quatrième trimestre de 1973; ils sont, pour la plupart, significatifs d'après le test de Chow. Cette période est liée à la décision prise par les autorités d'accorder plus d'importance au contrôle de M3 en sterling, dont la croissance avait été très rapide après la mise en œuvre, en 1971, des réformes exposées dans « Concurrence et contrôle du crédit » et la phase d'accélération de l'inflation qui en auraient résulté. C'est aussi à ce moment qu'a été institué le système de réserves obligatoires supplémentaires comme sous le nom de « corset », qui limitait efficacement la possibilité pour les banques de financer leurs prêts en se faisant concurrence pour la collecte de dépôts rémunérés. En revanche, les points de rupture observés pour M1 – à l'exception de la spécification avec anticipations autorégressives – ne sont pas significatifs au vu des tests de Chsw.

Italie. Des points de changement des paramètres significatifs ont été mis en évidence pour toutes les spécifications de M3 au milieu et à la fin des années 70. On peut les imputer au degré de rigueur variable avec lequel l'encadrement du crédit a été utilisé dans la conduite de la politique monétaire. La seule spécification stable sur toute la période est celle de M1 sans prise en compte des anticipations.

Canada. Des points de changement très significatifs ont été mis en évidence pour toutes les spécifications des équations de demande de monnaie au sens large, surtout vers 1980 et 1981. Le fait semble lié aux innovations financières de cette

Tableau 2. Récapitulation des résultats concernant la stabilité

	M1	M2/M3
États-Unis	A,B	B
Japon	A,B,C	–
Allemagne	C	A,B,C
France	–	A,C
Royaume-Uni	A,C	–
Italie	C	–
Canada	B,C	–

Tableau 3. Équations retenues

$$D \ln \left(\frac{M}{P} \right) = \text{Const} + a_1 \ln y + a_2 \ln (1 + r) + a_3 D \ln p^e + a_4 \ln \left(\frac{M}{P} \right)_{p-1}$$

Période de référence : 1973 T2-1983 T1

	Const.	a_1	a_2	a_3	a_4	\bar{R}^2	h^a	E_y^b	E_r^b	E_p^b	RMSPE ^d de simulation
États-Unis M2 (anticipations autorégressives)	0.343 (0.61)	0.341 (5.30)	-0.302 (4.64)	-0.537 (6.72)	-0.358 (4.99)	0.710	0.179	0.95	-0.07	-0.109	0.72
Japon M1 (anticipations autorégressives)	4.055 (3.90)	0.075 (1.08)	-0.378 (3.54)	-0.205 (2.42)	-0.205 (2.38)	0.474	-0.196	0.37	-0.13	-0.060	1.96
Allemagne M3	-1.958 (1.28)	0.177 (1.42)	-0.173 (3.49)	-	-0.109 (1.47)	0.202	0.099	1.62	-0.11	-	1.27
France M2	-0.007 (0.01)	0.180 (1.52)	-0.201 (2.65)	-	-0.182 (1.96)	0.279	0.600	0.99	-0.11	-	1.27
Royaume-Uni M1 ^d	0.346 (0.12)	0.143 (1.51)	-0.814 (5.45)	-	-0.165 (3.41)	0.434	-0.540	0.87	-0.48	-	2.69
Italie M1	-1.015 (0.60)	0.249 (4.00)	-0.722 (6.38)	-	-0.220 (3.88)	0.518	-0.566	1.13	-0.42	-	2.08
Canada M1A ^d	2.055 (2.06)	0.127 (3.04)	-0.601 (4.89)	-	-0.225 (4.24)	0.447	-0.343	0.56	-0.24	-	2.09

a) Pour tester l'autocorrélation, on a utilisé le h de Durbin. Si le h est supérieur à 1.645 en valeur absolue, l'hypothèse de l'absence d'autocorrélation est rejetée au seuil de signification de 5 pour cent. Ces cas sont signalés par un *.

b) E_y élasticité sur longue période de la demande de monnaie par rapport au revenu réel ; E_r élasticité sur longue période par rapport au taux d'intérêt, évaluée au taux d'intérêt moyen ; E_p élasticité sur longue période par rapport à l'inflation, évaluée au taux d'inflation moyen.

c) Pour le Royaume-Uni, la période de référence va du troisième trimestre de 1972 au premier trimestre de 1983 et pour le Canada du troisième trimestre de 1970 au premier trimestre de 1983.

d) Erreur quadratique moyenne en pourcentage.

période. Toutefois, à l'exception de la spécification avec anticipations aléatoires, aucun des points de rupture n'est significatif, au vu du test de Chow, dans le cadre de l'agrégat **M1A ajusté**.

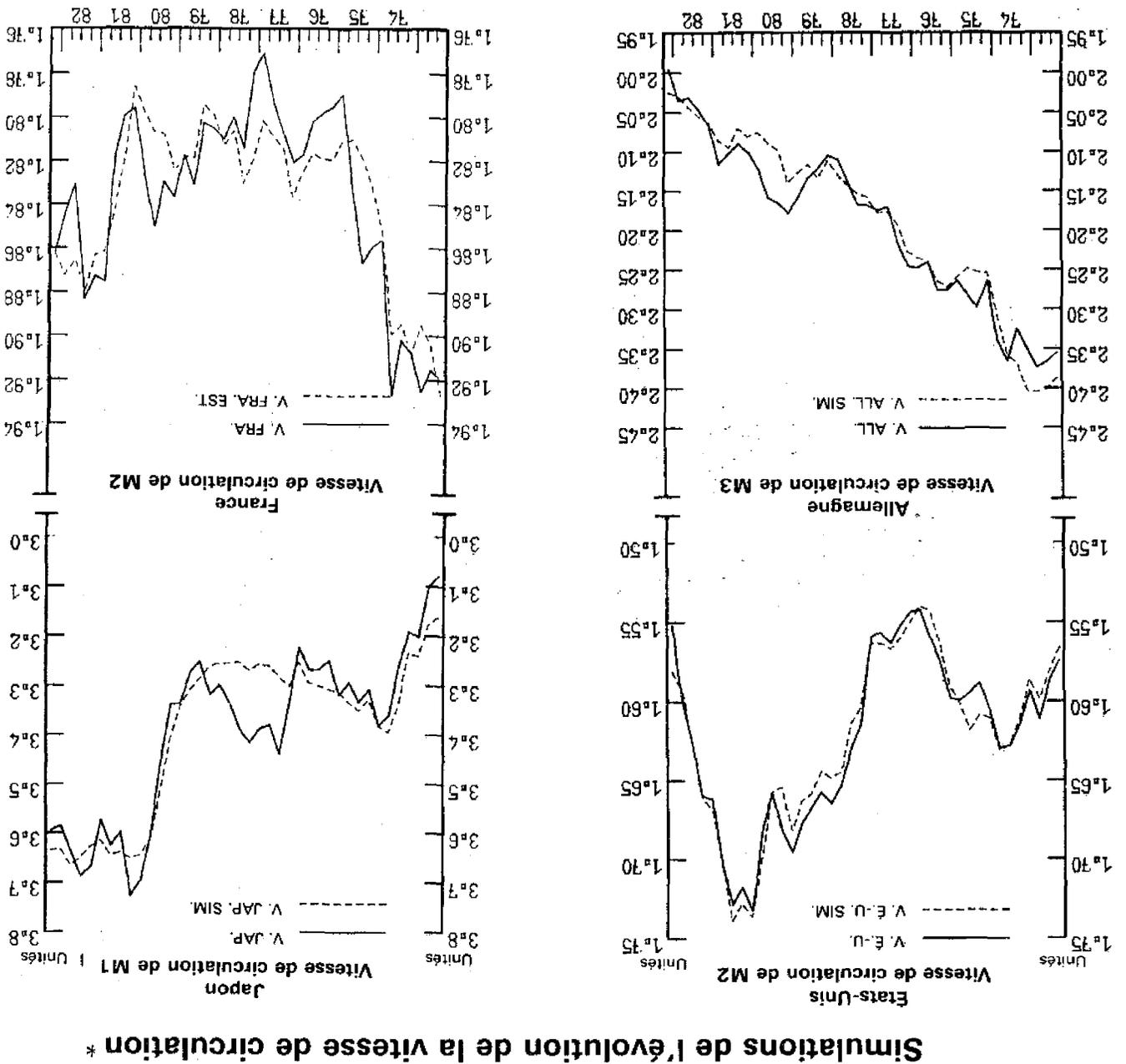
Les principales conclusions que l'on peut tirer des tests de stabilité décrits ci-dessus sont résumées au tableau 2. Une grande importance a été accordée au test de **Chow** appliqué aux points de rupture déterminés par le rapport des vraisemblances logarithmiques de **Quandt**. Dans 23 des 42 cas, les équations estimées sont rejetées par ce test. Toutefois, une spécification au moins de la demande de monnaie est acceptée, à la fois par le test classique de Chow appliqué au point de rupture de **4979** et à celui qui a été déterminé par le rapport de **Quandt**. En outre, toutes ces spécifications satisfont au test des sommes cumulées et, à l'exception de celle de **M2** avec anticipations autorégressives pour les États-Unis, au test de **cusum** sur les carrés. Il n'est pas sans intérêt de noter que, sauf dans le cas de **M2** au **Canada**, la plupart des points de changement des paramètres déterminés par le rapport de **Quandt** semblent correspondre à un changement d'objectifs et/ou d'instruments de politique monétaire plutôt qu'à une période d'innovation sur les marchés financiers. Toutefois, il se peut aussi que le test statistique employé pour déterminer les points de changements de paramètres ne soit pas suffisamment fin, en particulier si les agrégats considérés ont été affectés par des innovations qui ont, par nature, des effets en partie compensatoires. Les conclusions concernant l'importance des innovations financières ne peuvent pas être considérées comme définitives en l'état actuel des choses.

Les équations retenues et les résultats des simulations effectuées

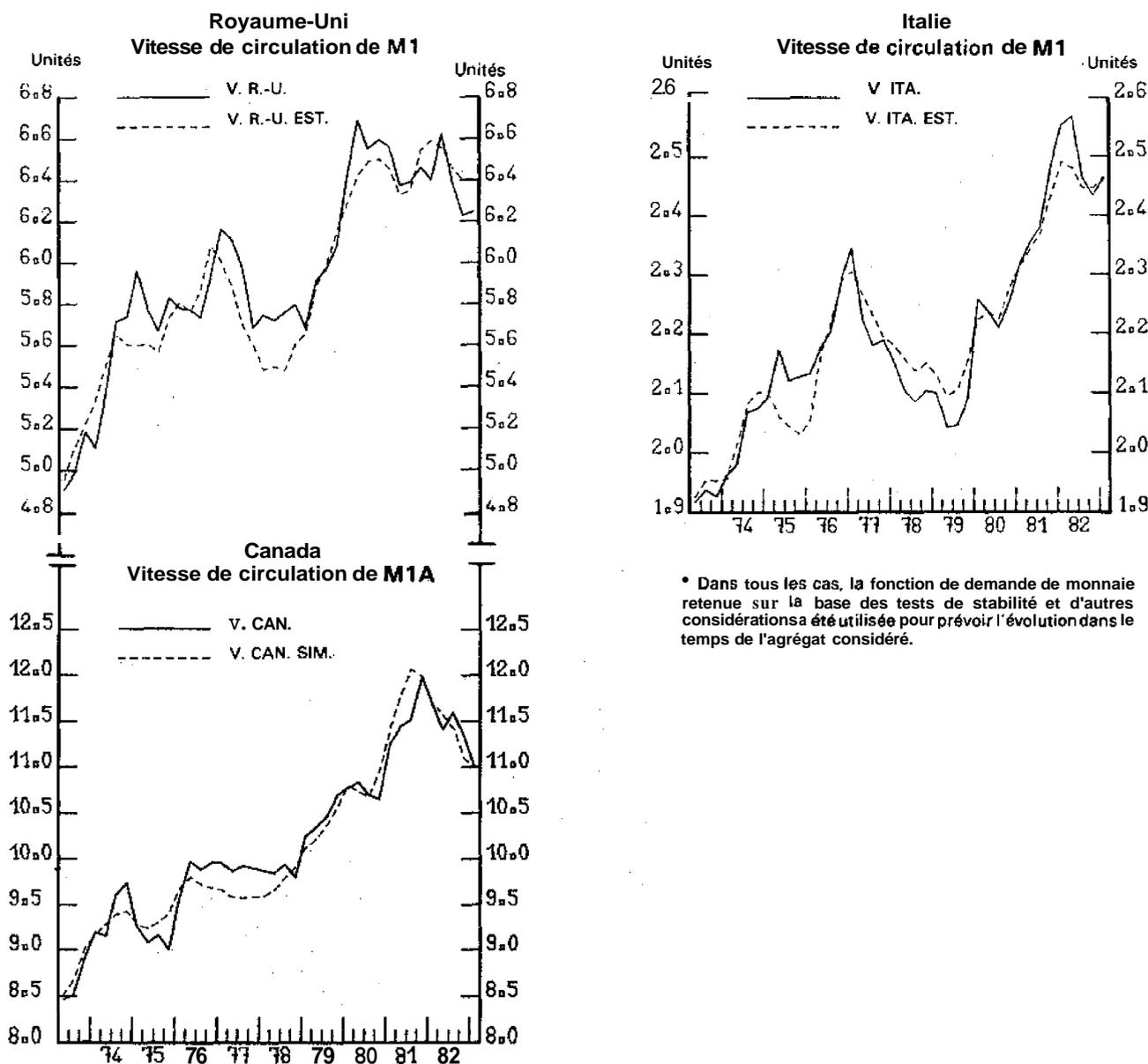
Bon nombre des équations estimées de demande de monnaie prise suivant différentes définitions et/ou diverses spécifications relatives aux anticipations ont été rejetées pour des raisons d'ordre théorique, soit parce que les coefficients n'avaient pas le signe attendu soit parce que les élasticités sur longue période et/ou les vitesses d'ajustement ne paraissaient pas plausibles. Elles ont pu l'être aussi pour des raisons statistiques, lorsque les principaux paramètres n'étaient pas significativement différents de zéro avec une probabilité raisonnable ou lorsqu'une autocorrélation sensible a été mise en évidence. En outre, certaines spécifications qui semblaient acceptables d'un point de vue théorique et statistique (spécifications résumées au tableau 1) ont été rejetées après avoir été soumises à un ensemble de tests de stabilité (comparer les tableaux 1 et 2). Néanmoins, pour chacun des grands pays de l'OCDE et pour un agrégat monétaire au moins, l'une des diverses spécifications ci-dessus s'est révélée acceptable. Les équations retenues sont indiquées au tableau 3 avec tous les résultats obtenus. Pour certains pays, la préférence a été donnée à l'équation représentative de la demande d'encaisses

monétaires réelles compte tenu des anticipations : Allemagne M3, France M2, Royaume-Uni M1, Italie M1 et Canada M1A. En revanche, la prise en compte des anticipations améliore le pouvoir explicatif de l'équation retenue pour M2 dans le cas des Etats-Unis et pour M1 dans celui du Japon. Dans ces deux cas, la préférence a été donnée à la forme autorégressive.

Pour étudier le pouvoir prospectif des fonctions de demande de monnaie ainsi retenues, on a effectué des simulations portant sur la période comprise entre le premier trimestre de 1973 et le premier trimestre de 1983. Le tableau 3 indique l'erreur quadratique moyenne ("root-mean-square") exprimée en pourcentage, des



Simulations de l'évolution de la vitesse de circulation''



prévisions ainsi obtenues. Ces erreurs moyennes sont comprises dans une fourchette allant de $\frac{1}{2}$ pour cent à $2\frac{3}{4}$ pour cent. Le graphique 1 donne une représentation de l'évolution observée de la relation entre masse monétaire et revenu nominal, c'est-à-dire de la vitesse de circulation, et de celle qui résulte des simulations effectuées au moyen des équations de demande de monnaie. Il montre que les simulations rendent assez bien compte de la réalité pour tous les pays considérés, ce qui donne à penser que les anomalies relevées ci-dessus dans la deuxième Partie au sujet de l'évolution de la vitesse de circulation s'expliquent pour une large part par le comportement des déterminants de la demande de monnaie. La

faiblesse relative des erreurs moyennes constatées dans le cas des États-Unis pour la fonction de M2 se retrouve dans la similitude remarquable entre **les** évolutions observées et **simulées** de la vitesse de circulation. Les termes de la fonction rendent particulièrement bien compte de l'accélération de **la** vitesse de circulation **de** M2 observée aux États-Unis du **troisième** trimestre de **1980** au premier trimestre **de** 1981 et du fort ralentissement qui a suivi. D'une manière plus générale, les points de retournement sont bien prévus pour tous les autres pays.

CONCLUSIONS

Le bilan qu'on peut tirer de **la** pratique des **objectifs** monétaires au cours **de** la période récente, en particulier dans **les** pays où la vitesse de circulation a suivi une évolution inattendue, et **les** incertitudes tenant aux répercussions imprévisibles des innovations financières ont conduit **à** formuler des **réserves** sur la fiabilité de toute relation entre masse monétaire et revenu. On a vu dans la troisième partie, en étudiant la demande de monnaie, suivant les principales définitions dans les sept grands pays de **l'OCDE**, que si, dans un certain nombre de cas, cette demande apparaissait instable, on pourrait trouver pour chacun des sept grands pays une équation **suffisamment** stable.

Lorsque des instabilités de la demande de monnaie ont **été** mises en évidence, c'est souvent, semble-t-il, pour des agrégats sur lesquels les changements de technique de contrôle monétaire **et/ou** le recours **à** un contrôle quantitatif, comme le plafonnement du crédit, etc, ont une grande incidence (**M 1** aux États-Unis, **M2 + CD** au Japon, **M3** en sterling au Royaume-Uni et **M3** en Italie). Dans ces conditions, on peut être un peu surpris de **la** stabilité de l'équation de **M2** pour la France, étant donné que, pour atteindre l'objectif d'évolution de cet agrégat qu'elle s'est fixée, la banque centrale recourt **à** des procédés de contrôle quantitatif.

Les **réserves** faites sur l'utilité de la relation entre masse monétaire et revenu ont été d'autant plus sérieuses que, ces dernières années, la croissance du revenu nominal **a** plus ou moins suivi la hausse des prix alors que la production en termes réels était stationnaire ou même diminuait. On en est donc venu **à** douter de **l'efficacité** des objectifs monétaires en tant que pièce maîtresse de la politique monétaire. Une autre méthode, qui a gagné les faveurs de certains milieux privés ces dernières années, consisterait, **à** annoncer un objectif explicite d'expansion du **PNB** nominal pour l'année **à** venir, le taux retenu devant être compatible avec les objectifs de croissance de la production et d'évolution de l'inflation, et **à** ajuster la politique monétaire de manière **à** atteindre cet **objectif**¹⁴. Les difficultés que pose la mise en œuvre **de** cette formule ont conduit la plupart des banques centrales **à** la rejeter,

encore que, dans certains pays, **celles-ci** se soient parfois efforcées de tenir compte de l'évolution probable de la vitesse de circulation pour la fixation des objectifs.

Dans ce contexte, **la** mise en œuvre **de** la politique monétaire fait une place de plus en plus **large** au pragmatisme. En Allemagne, les autorités ont toujours été souples dans la réalisation des objectifs et disposées à tolérer des déviations temporaires de trajectoire si, par exemple, cela apparaissait souhaitable pour des considérations de taux de change. En France, la pratique des objectifs monétaires est allée de pair avec la défense d'un taux de change fixe, tout du moins depuis la création du SME en 1979. Dans la pratique, **il** n'en est résulté aucune contradiction, le taux de change ayant été ajusté de temps à autre pour tenir compte des écarts de taux d'inflation et des déséquilibres extérieurs. Les pays qui, auparavant, poursuivaient avec le **plus** de fermeté un objectif monétaire unique, l'ont soit assoupli (**États-Unis** et **Royaume-Uni**) soit abandonné (Canada)⁵. Ils ont maintenant adopté une démarche plus éclectique qui implique la fixation de plusieurs objectifs et/ou la prise en compte des informations pouvant être fournies **par** toute une gamme d'indicateurs, notamment **le** taux **de** change et les taux d'intérêt.

Pour donner libre cours à leur faculté d'appréciation, les banques centrales des grands pays n'hésitent pas, d'une manière **générale**, à abandonner complètement la pratique des objectifs monétaires, **car** le contrôle des agrégats monétaires permet au moins de savoir où l'on va en termes nominaux et limite ainsi à moyen terme les possibilités d'évolution de l'inflation. Les résultats exposés dans la présente étude corroborent ce point de vue. Si le lien direct entre masse monétaire et revenu nominal est tenu sur courte période, cette relation s'explique de **façon** à peu près satisfaisante par les fluctuations du revenu réel, des taux d'intérêt et de l'inflation attendue dans la mesure où **il** existe une fonction de demande stable pour l'agrégat concerné. **A** cet **égard**, **il** importe de noter que c'est seulement dans trois **pays** (**États-Unis**, **Allemagne** et **France**) que l'équation de demande de monnaie qu'on a retenue correspond effectivement à l'agrégat choisi comme cible par les autorités.

Lorsque l'agrégat qui sert d'objectif est associé à une fonction de demande qui s'est révélée moins stable, la relation n'est pas toujours suffisamment étroite pour expliquer de façon complète et fiable les divergences entre l'évolution de **la** masse monétaire et celle du revenu. Étant **donné** que dans tous les cas **on** a pu trouver un autre agrégat pour lequel **il** existe une fonction de demande stable (tableau 3), il serait peut être intéressant de lui faire une certaine place dans la formulation de la politique monétaire. **Il** ne s'ensuit pas **nécessairement** que **la** fonction retenue resterait stable si l'**agrégat** en question était assujéti à une norme de croissance stricte. Cela constituerait une modification des objectifs de la politique monétaire, type de situation qui a souvent été associé dans le passé à une instabilité identifiable.

NOTES

1. On trouvera dans OCDE (1979a) un exposé plus détaillé des considérations qui ont poussé les banques centrales à adopter des objectifs monétaires.
2. Voir Poole (1970). On exclut ici le cas d'anticipations **déstabilisatrices** pouvant résulter, par exemple, d'une situation d'inflation excessive.
3. Voir Chouraqui et Price (1984, tableau 2);
4. Pour un examen plus approfondi de ces antagonismes entre objectifs de politique économique, voir Atkinson, Blundell-Wignall, Chouraqui et Hacche (à paraître).
5. La question est traitée plus longuement dans Banque des Règlements Internationaux (1984).
6. Pour de plus amples détails, voir Freedman (1983).
7. Pour de plus amples détails, voir Suzuki (1983).
8. « Fonds communs de placement » et « SICAV à court terme ».
9. Cette section s'inspire principalement de Blundell-Wignall, Rondoni et Ziegelschmidt (1984).
10. On a aussi essayé de prendre en compte un certain nombre d'autres variables, tels les taux d'intérêt à long terme et des variables (parité de pouvoir d'achat et variations du taux de change) qui étaient censées rendre compte de l'influence des anticipations de taux de change. On a cherché également à représenter les anticipations inflationnistes par une variable tirée de la structure par échéance des taux d'intérêt. Dans tous les cas, ces spécifications ont abouti à des signes contraires à ceux que l'on attendait, à des paramètres non significatifs du point de vue statistique **et/ou** à des résultats moins bons que ceux qui ont été obtenus avec la spécification de base présentée ci-dessus. Le présent article mentionne déjà de très nombreux résultats, on n'a pas jugé nécessaire d'y ajouter ceux qui ont été obtenus avec ces autres spécifications.
11. Le test du M2 sur les rapports de vraisemblance logarithmiques montre que la contrainte de Koyck est acceptée par les données pour tous les pays au seuil de signification de 1 pour cent et **pour tous** les pays à l'exception du Royaume-Uni au seuil de 5 pour cent. Voir Blundell-Wignall, Rondoni et Ziegelschmidt (1984).
12. Masson et Blundell-Wignall (1984) donnent d'autres résultats montrant la difficulté de faire la distinction entre motif de transaction et motif d'accumulation. Étant donné que les équations sont censées rendre compte des deux types de motif, on a utilisé un « déflateur » général du revenu, duquel est tirée l'épargne, et non un déflateur des dépenses qui aurait été plus étroitement lié aux transactions.
13. Pour un nombre d'observations aussi **grand** que possible, selon le nombre de degrés de liberté. Voir Quandt, R.E. (1966). Voir aussi R.Ç. Brown, J. Durbin et J.M. Evans (1975) pour une étude de certains des autres tests examinés ci-dessus.
14. Voir, par exemple, Tobin (1983).
15. On trouvera des exposés plus détaillés de l'attitude actuelle des autorités monétaires de ces pays dans Axilrod (1982), Fforde (1983), Coleby (1983) et Bouey (1982).

ANNEXE

ANALYSE DE LA STABILITÉ DE LA DEMANDE DE MONNAIE

On a utilisé plusieurs tests statistiques pour déterminer si les fonctions de demande de monnaie présentées ci-dessus sont stables, c'est-à-dire si les coefficients estimés sont constants dans le temps. On en trouvera une description ci-dessous.

Test de Chow

Les équations ont été soumises à un test de Chow, les sous-périodes retenues allant, respectivement, du début de la période de référence au troisième trimestre de 1979 et du quatrième trimestre de 1979 au premier trimestre de 1983 pour tous les pays, tous les agrégats monétaires et toutes les spécifications. La date choisie pour couper la période de référence correspond à l'adoption par les autorités monétaires des États-Unis de nouvelles modalités d'intervention privilégiant l'action sur les réserves non empruntées des banques. Les chiffres obtenus et la valeur de la région critique aux seuils de signification de 5 et de 1 pour cent sont indiqués au tableau A8 de l'annexe. Ce test classique de stabilité a permis d'accepter la majorité des équations de demande de monnaie présentées ci-dessus. L'hypothèse de la stabilité a été acceptée pour tous les agrégats et pour toutes les spécifications dans le cas du Japon, de l'Allemagne et du Royaume-Uni. En ce qui concerne les États-Unis, l'hypothèse de la stabilité a été rejetée uniquement pour les spécifications de la demande de M2 ne tenant pas compte des anticipations inflationnistes. Dans le cas de la France c'est l'inverse puisque l'hypothèse de stabilité a été acceptée pour les équations de demande de M2 ne tenant pas compte des anticipations. Pour l'Italie, le test de Chow amène à accepter toutes les équations pour M3, et pour M1, la fonction qui ne tient pas compte des anticipations. Dans le cas du Canada, toutes les spécifications pour M1A sont acceptées et toutes les équations sont rejetées pour M2.

Tests par la méthode des régressions récursives

Le test de Chow est entaché d'un certain arbitraire du fait que l'on doit diviser la période d'estimation en deux sous-périodes. En conséquence, on a effectué des régressions récursives pour voir s'il n'y avait pas eu dans la valeur des paramètres des changements qui ne puissent s'expliquer par des variations aléatoires autour d'une valeur vraie, constante dans le temps. La technique des régressions récursives consiste à estimer des régressions sur un intervalle de temps donné, qui est progressivement allongé d'une période. On calcule ensuite la somme cumulée des résidus. Il s'agit de l'erreur — rapportée à un facteur de réduction — avec laquelle une régression de toutes les observations précédentes prédit la valeur de chacune des observations de la variable dépendante. En d'autres termes, on analyse l'erreur de prévision simple. Les calculs peuvent être effectués dans les deux sens, en avançant ou en remontant le temps, de sorte que deux tests sont possibles. Les sommes cumulées (cusum), suivent, si l'hypothèse de la stabilité est vérifiée, une évolution aléatoire autour de la valeur moyenne attendue. Si les paramètres de la régression sont constants jusqu'à une certaine date, mais ne le sont plus ensuite, la valeur attendue des résidus sera zéro jusqu'à cette date et différente de zéro par la suite.

Le test des sommes cumulées (cusum) consiste à rechercher si les sommes cumulées normalisées des résidus des régressions récursives diffèrent significativement de zéro. L'hypothèse de la stabilité est rejetée aux seuils de signification de 1 et de 5 pour cent si la valeur obtenue est supérieure à celle de la région critique qui est, respectivement, de 1.143 et de 0.948 (cas repérés par des astérisques dans le tableau A8). Comme

l'avait montré le test de Chow, les équations donnent des résultats étonnamment bons. Le test de **cusum** conduit à accepter les équations pour tous les agrégats dans le cas des États-Unis et de la France. Sur six équations concernant l'Allemagne, une seule est rejetée par le test de **cusum** « avant », aucune ne l'est par le test « arrière » ; toutes les spécifications de M1 sont acceptées dans le cas du Japon, du Royaume-Uni et de l'Italie ; et dans celui du Canada toutes les spécifications de M1 sont satisfaisantes. Le test de **cusum** conduit à rejeter complètement l'hypothèse de la stabilité pour M2 + CD au Japon, pour M2 au Canada et pour M3 en sterling au Royaume-Uni.

Pour compléter ces résultats, on a effectué un deuxième test de **cusum**, portant cette fois sur les carrés des résidus ; on a calculé le rapport entre les sommes cumulées et la somme totale des carrés des résidus des régressions récursives et on a regardé si la distribution de ces rapports était significativement différente de la distribution bêta attendue. La valeur de la région critique dépend du nombre de degrés de liberté ; elle est indiquée au tableau A8 pour seuils de signification de 1 et de 5 pour cent. Les résultats de ce test conduisent à rejeter beaucoup plus souvent l'hypothèse **« nulle »** de stabilité des paramètres. Il ne faut pas toutefois perdre de vue que ces deux types de tests de **cusum** sont des approximations et que le second aboutit à des résultats particulièrement biaisés de sorte qu'il a tendance à rejeter l'hypothèse nulle plus souvent que ne le ferait un test exact. Le test conduit en effet à rejeter toutes les fonctions de demande de monnaie pour les États-Unis, toutes les équations de M2 pour le Japon, et toutes les spécifications de M3 pour le Royaume-Uni et l'Italie. Exception faite des États-Unis, il existe toutefois, pour tous les pays, une spécification au moins de la fonction de demande de monnaie qui est acceptée, non seulement par le test de **cusum** sur les carrés, mais également par tous les autres tests de stabilité examinés jusqu'ici. À cet égard, la stabilité de toutes les spécifications de M1 pour le Japon, le Royaume-Uni et le Canada et de M3 pour l'Allemagne est frappante.

Test par la méthode des régressions mobiles et test d'existence d'une tendance

Afin d'approfondir encore l'étude du comportement des coefficients de régression dans le temps, on a effectué deux autres tests de stabilité. On a d'abord calculé un « coefficient d'homogénéité » en effectuant des régressions sur des périodes successives d'une durée donnée (régressions mobiles) et en utilisant une variance de la procédure d'analyse de la variance pour des variétés qui ne se chevauchent pas. Le coefficient obtenu, qui suit une distribution de F, et la valeur des régions critiques au seuil de signification de 1 pour cent sont indiqués au tableau A8. On a cherché en second lieu à savoir s'il était possible d'obtenir une adéquation nettement meilleure que celles qui sont présentées aux tableaux A2 à A7 avec des coefficients qui prennent la forme d'une fonction polynomiale du temps. Pour ce faire, on a calculé la somme des carrés associés à chacune d'un ensemble d'hypothèses sous-jacentes. Là encore, les valeurs obtenues suivent une distribution de F, elles sont données dans le tableau A8 que la valeur de la région critique au seuil de signification de 1 pour cent. Par souci de simplicité, on s'est contenté d'étudier des polynômes du premier degré, c'est-à-dire que les coefficients de régression ont été considérés comme étant des fonctions linéaires du temps.

Les résultats de ces deux tests supplémentaires corroborent dans une large mesure les précédents. Ils rejettent l'hypothèse nulle de la stabilité des paramètres uniquement quand celle-ci avait déjà été rejetée par le test de Chow ou par les deux tests de **cusum**. En revanche, il est intéressant de noter que, pour les États-Unis, les équations de demande de monnaie, qui avaient toutes été rejetées par le test de **cusum** sur les carrés, ont été acceptées par le test d'homogénéité pour toutes les spécifications et par le test d'existence d'une tendance dans cinq cas sur six.

Tableau A1. Résultats de l'équation de détermination des anticipation autorégressives^a

$$Dlnp = \text{const} + \psi_1 Dlnp_{-1} + \psi_2 Dlnp_{-2} + \psi_3 Dlnp_{-3} + \psi_4 Dlnp_{-4} + \psi_5 Dlnp_{-5}$$

Période de référence: 1960 T1 à 1983 T1

	Const.	ψ_1	ψ_2	ψ_3	ψ_4	ψ_5	RMSE
États Unis	0.0009 (1.49)	0.4615 (4.99)	0.1983 (1.96)	0.2529 (2.72)	-	-	0.0036
Japon	0.0034 (2.41)	0.7539 (9.55)	-	-	-	-	0.0077
Allemagne	0.0030 (2.65)	-	0.2965 (3.15)	-	0.4048 (4.33)	-	0.0067
France	0.0059 (2.79)	0.3717 (3.63)	0.3204 (3.13)	-	-	-	0.0084
Royaume-Uni	0.0082 (3.031)	-	0.2413 (2.71)	-	-	0.3138 (3.49)	0.0189
Italie	0.0027 (1.59)	0.5360 (6.41)	-	0.3462 (4.13)	-	-	0.0107
Canada	0.0016 (1.66)	0.3199 (3.45)	0.2968 (3.18)	0.2537 (2.75)	-	-	0.0069

al Les coefficients indiqués correspondent aux estimations du maximum de vraisemblance obtenues au moyen de la méthode Box-Jenkins. Par souci de simplicité, on a conservé au modèle une forme autorégressive pure. Dans une seconde étape, on a cherché à savoir si les spécifications simples utilisées pouvaient être acceptées. Pour ce faire, on a étudié les résidus du modèle. Il est apparu que ceux-ci avaient une probabilité de 95 pour cent au moins de correspondre à des bruits blancs.

Tableau A2. Demande de monnaie au sens étroit (M1) □
 $D\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \text{Const} + a_1 \ln y + a_2 \ln(1+r) + a_3 D\ln p^e + a_4 \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{-1}$
 Période de référence : 1973 T2-1983 T1

	(Anticipations aléatoires)					\bar{R}^2	SEE	h^a	E_y^b	E_r^b	E_p^b
	Const.	a_1	a_2	a_3	a_4						
États-Unis	1.380 (0.76)	0.055 (2.24)	-0.107 (1.73)	-0.317 (4.40)	-0.005 (0.09)	0.53	0.008	-1.284	11.00	-1.83	-4.60
Japon	4.052 (3.90)	0.075 (1.08)	-0.378 (3.54)	-0.154 (2.421)	-0.205 (2.38)	0.47	0.014	-0.196	0.37	-0.13	-0.05
Allemagne	-0.367 (2.73)	0.388 (3.72)	-0.571 (7.43)	-0.181 (2.29)	-0.272 (4.26)	0.69	0.010	0.612	1.43	-0.15	-0.03
France	4.978 (3.06)	0.138 (2.76)	-0.096 (1.39)	-0.273 (4.89)	-0.333 (3.16)	0.51	0.009	3.474*	0.41	-0.03	-0.08
Royaume-Uni ^c	2.187 (1.26)	0.040 (0.69)	-0.628 (6.84)	-0.204 (8.44)	-0.132 (4.51)	0.80	0.013	0.613	0.30	-0.48	-0.20
Italie	-1.347 (0.87)	0.183 (2.96)	-0.542 (4.45)	-0.168 (2.82)	-0.141 (2.40)	0.60	0.015	0.742	1.30	-0.48	-0.19
Canada ^c	1.386 (1.27)	0.103 (2.32)	-0.494 (3.44)	-0.138 (1.42)	-0.172 (2.62)	0.46	0.017	-0.330	0.60	-0.29	-0.08

□ Pour le Canada, l'agrégat utilisé est M1A et non M1.

a) Pour tester l'autocorrélation, on a utilisé le h de Durbin. Si le h est supérieur à 1.645 en valeur absolue, l'hypothèse de l'absence d'autocorrélation est rejetée au seuil de signification de 5 pour cent. Ces cas sont signalés par un *.

b) E_y élasticité sur longue période de la demande de monnaie par rapport au revenu réel ;
 E_r élasticité sur longue période par rapport au taux d'intérêt, évaluée au taux d'inflation moyen ;
 E_p élasticité sur longue période par rapport à l'inflation, évaluée au taux d'inflation moyen.

c) Pour le Royaume-Uni, la période de référence va du troisième trimestre de 1972 au premier trimestre de 1983 et pour le Canada du troisième trimestre de 1970 au premier trimestre de 1983.

Tableau A3. Demande de monnaie au sens étroit (M1) □ demand

$$D\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \text{Const} + a_1 \ln y + a_2 \ln(1+r) + a_3 D\ln p^e + a_4 \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{-1}$$

Période de référence : 1973 T2-1983 T1

	(Anticipations autorégressives)										
	Const.	a_1	a_2	a_3	a_4	\bar{R}^2	SEE	h^a	E_y^b	E_r^b	E_p^b
États-Unis	0,734 (0.38)	0.041 (1.45)	-0.104 (1.40)	-0.320 (2.97)	-0.070 (1.27)	0.41	0.009	-1.730*	0.59	-0.13	-0.33
Japon	4.055 (3.90)	0.075 (1.08)	-0.378 (3.54)	-0.205 (2.42)	-0.205 (2.38)	0.47	0.014	-0.196	0.37	-0.13	-0.06
Allemagne	-4.929 (3.63)	0.418 (4.04)	-0.663 (8.83)	0.402 (2.43)	-0.257 (4.03)	0.69	0.010	-0.503	1.63	-0.18	0.07
France	7.182 (3.97)	0.207 (3.77)	-0.139 (1.90)	-0.430 (3.79)	-0.488 (4.18)	0.41	0.010	2.515*	0.42	-0.03	-0.09
Royaume-Uni ^c	-0.565 (0.185)	0.167 (1.70)	-0.817 (5.46)	0.094 (0.92)	-0.153 (3.02)	0.43	0.021	-0.007	1.09	-0.53	0.08
Italie	-0.712 (0.45)	0.158 (2.35)	-0.457 (0.315)	-0.307 (2.63)	-0.136 (2.22)	0.59	0.016	0.165	1.16	-0.43	-0.36
Canada ^c	1.596 (1.51)	0.109 (2.48)	-0.492 (3.28)	-0.167 (1.26)	-0.186 (3.02)	0.45	0.017	-0.549	0.59	-0.26	-0.08

□ Pour le Canada, l'agrégat utilisé est M1A et non M1.

a) Pour tester l'autocorrélation, on a utilisé le h de Durbin. Si le h est supérieur à 1.645 en valeur absolue, l'hypothèse de l'absence d'autocorrélation est rejetée au seuil de signification de 5 pour cent. Ces cas sont signalés par un *.

b) E_y élasticité sur longue période de la demande de monnaie par rapport au revenu réel ;

E_r élasticité sur longue période par rapport au taux d'intérêt, évaluée au taux d'intérêt moyen ;

E_p élasticité sur longue période par rapport à l'inflation, évaluée au taux d'inflation moyen.

c) Pour le Royaume-Uni, la période de référence va du troisième trimestre de 1972 au premier trimestre de 1983 et pour le Canada du troisième trimestre de 1970 au premier trimestre de 1983.

Tableau A4. Demande de monnaie au sens large □
 $D\ln(\frac{M}{P}) = \text{Const} + a_1\ln y + a_2\ln(1+r) + a_3D\ln p^e + a_4\ln(\frac{M}{P})_{-1}$
 Période de référence : 1973 T2-1983 T1

	(Anticipations aléatoires)										
	Conrt.	a_1	a_2	a_3	a_4	\bar{R}^2	SEE	h^a	E_y^b	E_r^b	E_p^b
États-Unis	-0.353 (0.71)	0.218 (3.58)	-0.262 (4.14)	-0.373 (7.36)	-0.207 (3.15)	0.74	0.006	6.289	1.05	-0.11	-0.13
Japon	2.566 (2.76)	-0.130 (1.62)	-0.121 (3.02)	-0.279 (8.36)	0.053 (1.00)	0.84	0.006	0.559	2.45	0.17	6.33
Germany	0.227 (0.181)	0.029 (0.291)	-0.074 (1.76)	-0.306 (5.22)	-0.037 (0.64)	0.54	0.007	-0.298	0.68	-0.15	0.42
France	1.183 (1.86)	0.008 (0.09)	-0.025 (0.44)	-0.290 (6.94)	-0.050 (0.78)	0.69	0.006	1.425	0.16	-0.04	-0.58
Royaume-Uni ^c	4.563 (1.60)	-0.152 (1.70)	0.070 (0.61)	-0.306 (9.88)	-0.029 (0.79)	0.70	0.017	2.577*	-5.24	0.24	-1.34
Italie	-0.056 (0.06)	-0.009 (0.13)	-0.187 (3.85)	-0.965 (10.6)	0.013 (0.29)	0.85	0.007	2.088*	0.69	1.82	3.20
Canada ^c	-0.500 (1.12)	0.152 (3.61)	0.148 (2.25)	-0.192 (4.45)	-0.138 (4.24)	0.37	0.088	1.831*	1.10	0.11	-0.13

□ Les agrégats utilisés sont les suivants : États-Unis, M2; Japon, M2+CDs; Allemagne, M3; France, M2; Royaume-Uni, fM3; Italie, M3; Canada, M2.

a) Pour tester l'autocorrélation, on a utilisé le h de Durbin. Si le h est supérieur à 1.645 en valeur absolue, l'hypothèse de l'absence d'autocorrélation est rejetée au seuil de signification de 5 pour cent. Ces cas sont signalés par un *.

b) E_y élasticité sur longue période de la demande de monnaie par rapport au revenu réel ;

E_r élasticité sur longue période par rapport au taux d'intérêt, évaluée au taux d'intérêt moyen ;

E_p élasticité sur longue période par rapport à l'inflation, évaluée au taux d'inflation moyen.

c) Pour le Royaume-Uni, la période de référence va du troisième trimestre de 1972 au premier trimestre de 1983 et pour le Canada du troisième trimestre de 1970 au premier trimestre de 1983.

Tableau A5. Demande de monnaie au sens large □

$$D\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \text{Const} + a_1\ln y + a_2\ln(1+r) + a_3D\ln p^e + a_4\ln\left(\frac{M}{P}\right)_{-1}$$
 Période de référence : 1973 T2-1983 T1

	(Anticipations autorégressives)										
	Const.	a_1	a_2	a_3	a_4	\bar{R}^2	SEE	h^a	E_y^b	E_r^b	E_p^b
États-Unis	0.343 (0.61)	0.341 (5.30)	-0.302 (4.64)	-0.537 (6.72)	-0.358 (4.99)	0.71	0.007	0.179	0.95	-0.07	-0.11
Japon	2.566 (2.76)	-0.130 (1.62)	-0.121 (3.02)	-0.370 (8.36)	0.053 (1.00)	0.84	0.006	0.559	2.45	0.17	0.44
Allemagne	-1.895 (1.08)	0.173 (1.28)	-0.171 (3.03)	-0.013 (0.08)	-0.107 (1.38)	0.18	0.009	0.043	1.62	-0.11	-0.01
France	0.593 (0.74)	0.098 (0.95)	-0.081 (1.14)	-0.374 (3.88)	-0.120 (1.49)	0.48	0.008	0.101	0.82	-0.07	-0.31
Royaume-Uni ^c	4.516 (0.76)	-0.090 (0.50)	-0.129 (0.61)	-0.123 (0.80)	-0.091 (1.24)	0.04	0.031	1.700 ⁱ	-0.99	-0.14	-0.17
Italie	0.569 (0.40)	-0.024 (0.23)	-0.121 (1.54)	-0.364 (5.84)	0.009 (0.13)	0.68	0.010	1.205	2.67	1.70	6.48
Canada ^c	-0.437 (0.89)	0.150 (3.13)	0.169 (2.14)	-0.229 (3.19)	-0.939 (3.69)	0.26	0.009	0.875	1.08	0.12	-0.26

□ Les agrégats utilisés sont les suivants : États-Unis, M2; Japon, M2+CDs; Allemagne, M3; France, M2; Royaume-Uni, £M3; Italie, M3; Canada, M2.

a) Pour tester l'autocorrélation, on a utilisé le test de Durbin. Si le h est supérieur à 1.645 en valeur absolue, l'hypothèse de l'absence d'autocorrélation est rejetée au seuil de signification de 5 pour cent. Ces cas sont signalés par un *.

b) E_y élasticité sur longue période de la demande de monnaie par rapport au revenu réel ;
 E_r élasticité sur longue période par rapport au taux d'intérêt, évaluée au taux d'intérêt moyen ;
 E_p élasticité sur longue période par rapport à l'inflation, évaluée au taux d'inflation moyen.

c) Pour le Royaume-Uni, la période de référence va du troisième trimestre de 1972 au premier trimestre de 1983 et pour le Canada du troisième trimestre de 1970 au premier trimestre de 1983.

Tableau A6. Demande de monnaie au sens étroit (M1) □

$$D\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \text{Const} + a_1 \ln y + a_2 \ln(1+r) + a_4 \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{-1}$$

Période de référence: 1973 T2-1983 T1

	Const.	a_1	a_2	a_4	\bar{R}^2	SEE	h^a	E_Y^b	E_r^b
États-Unis	1.011 (0.47)	0.060 (2.00)	-0.225 (3.31)	-0.102 (1.71)	0.28	0.010	-0.884	0.59	-0.19
Japon	3.434 (3.20)	0.178 (3.05)	-0.476 (4.52)	-0.293 (3.52)	0.40	0.015	0.603	0.61	-0.12
Allemagne	-4.132 (2.94)	0.403 (3.66)	-0.621 (7.97)	-0.271 (4.01)	0.66	0.010	0.517	1.49	-0.16
France	5.742 (2.78)	0.173 (2.74)	-0.223 (2.74)	-0.399 (2.99)	0.19	0.011	2.116*	0.43	-0.05
Royaume-Uni ^c	0.346 (0.12)	0.143 (1.51)	-0.814 (5.45)	-0.165 (3.41)	0.43	0.022	-0.540	0.87	-0.48
Italie	-1.015 (0.60)	0.249 (4.00)	-0.722 (6.38)	-0.220 (3.88)	0.52	0.017	-0.566	1.13	-0.42
Canada ^c	2.055 (2.06)	0.127 (3.04)	-0.601 (4.89)	-0.225 (4.24)	0.45	0.017	-0.343	0.56	-0.24

□ Pour le Canada, l'agrégat utilisé est M1A et non M1.

a) Pour tester l'autocorrélation, on a utilisé le h de Durbin. Si le h est supérieur à 1.645 en valeur absolue, l'hypothèse de l'absence l'autocorrélation est rejetée au seuil de signification de 5 pour cent. Ces cas sont signalés par un *.

b) E_Y élasticité sur longue période de la demande de monnaie par rapport au revenu réel ;

E_r élasticité sur longue période par rapport au taux d'intérêt, évaluée au taux d'intérêt moyen.

c) Pour le Royaume-Uni, la période de référence va du troisième trimestre de 1972 au premier trimestre de 1983 et pour le Canada du troisième trimestre de 1970 au premier trimestre de 1983.

Tableau A7. Demande de monnaie au sens large \square

$$D\ln\left(\frac{M}{P}\right) = \text{Const} + a_1 \ln y + a_2 \ln(1+r) + a_4 \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{-1}$$

Période de référence : 1973 T2-1983 T1

	Const.	a_1	a_2	a_4	\bar{R}^2	SEE	h^a	E_y^b	E_r^b
États-Unis	-1.325 (1.76)	0.279 (2.93)	-0.438 (4.75)	-0.234 (2.27)	0.36	0.010	3.400*	1.19	-0.16
Japon	-4.015 (4.78)	0.398 (4.72)	-0.221 (3.37)	-0.276 (4.49)	0.54	0.009	3.171*	1.44	-0.06
Allemagne	-1.958 (1.28)	0.177 (1.42)	-0.173 (3.49)	-0.109 (1.47)	0.20	0.009	0.099	1.62	-0.11
France	-0.007 (0.01)	0.180 (1.52)	-0.201 (2.65)	-0.182 (1.96)	0.28	0.010	0.600	0.99	-0.11
Royaume-Uni ^c	2.455 (0.46)	-0.031 (0.19)	-0.156 (0.74)	-0.068 (1.01)	-0.03	0.031	2.467*	-0.46	-0.23
Italie	-1.214 (0.63)	0.056 (0.39)	-0.355 (3.82)	-0.016 (0.18)	0.38	0.014	0.659	3.50	-2.81
Canada ^c	-0.009 (0.02)	0.071 (1.59)	0.021 (1.29)	-0.074 (2.14)	0.11	0.010	0.725	0.96	0.03

\square Les agrégats utilisés sont les suivants : États-Unis, M2 ; Japon, M2 + CDs ; Allemagne, M3 ; France, M2 ; Royaume-Uni, M3 ; Italie, M3 ; Canada, M2.

a) Pour tester l'autocorrélation, on a utilisé le h de Durbin. Si le h est supérieur à 1.645 en valeur absolue, l'hypothèse de l'absence d'autocorrélation est rejetée au seuil de signification de 5 pour cent. Ces cas sont signalés par un *.

b) E_y élasticité sur longue période de la demande de monnaie par rapport au revenu réel ;

E_r élasticité sur longue période par rapport au taux d'intérêt, évaluée au taux d'intérêt moyen.

c) Pour le Royaume-Uni, la période de référence va du troisième trimestre de 1972 au premier trimestre de 1983 et pour le Canada du troisième trimestre de 1970 au premier trimestre de 1983.

Tableau A8. Tests de stabilité

		Anti- cipation (1)	Chow (2)	Min Quandt	Chow (3)	Valeur critique		Cusum (4)	Cusum (4)	Cusum ² (5)	Cusum ² (5)	Valeur critique		Coefficient d'homogénéité (6)	Valeur critique 1%	Ten- dence (7) d=1	Valeur critique 1%
						5%	1%	f	b	f	b	5%	1%				
états-Unis	M1	PA	i.134	74 T4	0.756	2.53	3.10	0.308	0.462	0.499**	0.487**	0.246	0.31 1	1.05	3.70	1.85	3.10
		AR	1.026	80 T1	2.041	2.53	3.10	0.311	0.573	0.476**	0.449**	0.246	0.31 1	0.87	3.70	1.74	3.10
		-	2.126	80 T1	4.146**	2.61	3.91	0.452	0.155	0.459**	0.310**	0.243	0.308	2.30	3.97	3.20	3.97
	M2	PA	1.929	80 T2	4.068**	2.53	3.70	0.578	0.676	0.445**	0.262**	0.246	0.31 1	0.23	3.70	2.59	3.10
		AR	0.941	75 T3	1.795	2.53	3.10	0.662	0.659	0.327**	0.299	0.246	0.31 1	0.14	3.10	1.68	3.70
		-	4.950**	81 T4	6.770**	2.67	3.91	0.573	0.834	0.345**	0.162	0.243	0.308	1.32	3.97	524. *	3.91
Japon	M1	PA	0.489	74 T3	1.691	2.53	3.70	0.132	0.583	0.181	0.083	0.246	0.31 1	2.31	3.10	1.22	3.10
		AR	0.489	74 T3	1.691	2.53	3.70	0.732	0.583	0.181	0.083	0.246	0.31 1	2.31	3.70	1.22	3.10
		-	0.254	81 T4	1.188	2.61	3.97	0.149	0.887	0.222	0.081	0.243	0.308	2.76	3.97	0.62	3.91
	M2+CD	PA	2.032	75 T2	3.382*	2.53	3.10	1.168**	0.568	0.220	0.259*	0.246	0.31 1	7.83**	3.70	3.13**	3.70
		AR	2.033	75 T2	3.382*	2.53	3.10	1.168'	0.558	0.220	0.259*	0.246	0.31 1	1.83'	3.70	3.83**	3.10
		-	1.243	74 T4	9.3484	2.67	3.97	1.294**	0.352	0.195	0.407**	0.243	0.308	8.02**	3.31	2.85	3.91
Allemagne	M1	PA	0.152	77 T1	3.427'	2.53	3.10	0.978'	0.791	0.121	0.123	0.246	0.31 1	3.25	3.10	2.25	3.70
		AR	0.71 1	80 T3	3.098.	2.53	3.10	0.541	0.811	0.195	0.175	0.246	0.31 1	1.25	3.70	0.97	3.70
		-	0.795	81 T4	1.841	2.67	3.97	0.148	0.647	0.133	0.113	0.243	0.308	3.05	3.97	2.06	3.97
	M3	FA	0.854	74 T3	1.024	2.53	3.10	0.375	0.474	0.151	0.166	0.246	0.31 1	1.16	3.70	0.73	3.10
		AR	0.812	74 T4	2.246	2.53	3.70	0.861	0.898	0.147	0.150	0.246	0.31 1	1.31	3.70	1.82	3.10
		-	1.118	74 T2	1.944	2.67	3.97	0.799	0.671	0.154	0.157	0.243	0.308	1.70	3.91	2.40	3.97
France	M1	PA	5.141**	79 T2	5.084**	2.53	3.70	0.343	0.503	0.21 1	0.259'	0.246	0.31 1	1.94	3.70	2.20	3.70
		AR	3.759**	75 T2	4.633**	2.53	3.70	0.675	0.306	0.185	0.205	0.246	0.31 1	2.07	3.70	2.01	3.10
		-	2.274'	74 T2	1.076	2.67	3.97	0.544	0.396	0.31 1*	0.291*	0.243	0.308	1.10	3.97	1.47	3.91
	M2	PA	2.100	81 T3	1.641	2.53	3.70	0.300	0.452	0.179	0.150	0.246	0.31 1	0.42	3.70	1.55	3.10
		AR	3.557'	74 T3	3.045'	2.53	3.10	0.718	0.381	0.173	0.265*	0.246	0.31 1	0.70	3.70	4.21**	3.10
		-	0.964	74 T2	1.101	2.61	3.91	0.489	0.865	0.134	0.192	0.243	0.308	1.87	3.97	3.56	3.97
Royaume-Uni	M1	PA	0.811	73 T4	0.530	2.50	3.64	0.411	0.810	0.147	0.165	0.238	0.301	2.10	3.64	1.06	3.64
		AR	1.899	74 T1	2.856*	2.50	3.64	0.458	0.777	0.113	0.122	0.238	0.301	0.95	3.64	1.88	3.64
		-	0.898	13 T3	1.171	1.64	3.91	0.652	0.602	0.118	0.129	0.235	0.298	0.69	3.91	1.03	3.91
	fM3	PA	2.221	73 T4	4.188**	2.50	3.64	0.977'	0.569	0.133	0.313**	0.238	0.301	2.49	3.64	4.33**	3.64
		AR	0.815	73 T4	2.481	2.50	3.64	1.044*	0.934	0.292'	0.287.	0.238	0.301	1.53	3.64	1.15	3.64
		-	0.925	73 T4	3.483*	2.64	3.91	1.109*	0.948	0.268.	0.299**	0.235	0.298	0.34	3.91	1.45	3.91
Italie	Mi	PA	2.771"	75 T2	5.190"	2.53	3.10	0.894	0.366	0.250*	0.407**	0.248	0.31 1	2.10	3.70	1.96	3.10
		AR	2.025"	79 T3	2.825*	2.53	3.70	0.852	0.522	0.200	0.269*	0.246	0.31 1	1.71	3.10	1.47	3.10
		-	2.665	01 T4	0.753	2.67	3.97	0.629	0.564	0.118	0.216	0.243	0.308	1.58	3.97	1.08	3.91
	M3	PA	2.068	75 T2	9.468**	2.53	3.70	0.642	0.772	0.192	0.423**	0.246	0.31 1	4.47' *	3.70	5.91**	3.70
		AR	0.906	74 T3	3.441'	2.53	3.10	1.254**	0.691	0.328**	0.298.	0.246	0.31 1	1.29	3.70	5.22**	3.70
		-	2.301	77 T1	4987.	2.67	3.97	1.074'	0.971*	0.224	0.211'	0.243	0.308	2.51	3.97	7.23**	3.97

Canada	M1A	PA	2.401	75 T4	4.368**	2.45	3.50	0.712	0.431	0.102	0.177	0.220	0.278	1.88	2.86	1.04	3.50
		AR	0.657	81 T3	1.913	2.45	3.50	0.682	0.716	0.153	0.171	0.220	0.278	1.76	2.86	0.60	3.50
		-	0.967	71 T3	2.010	2.59	3.79	0.809	0.534	0.135	0.101	0.218	0.276	1.58	3.01	1.07	3.79
	M2	PA	3.700**	81 T2	3.854**	2.45	3.50	0.789	1.198**	0.193	0.094	0.220	0.278	1.06	2.86	0.81	3.50
		AR	3.814**	81 T3	3.753**	2.45	3.50	0.830	1.320**	0.230'	0.217	0.220	0.278	0.89	2.86	1.19	3.50
		-	3.439*	72 T4	5.289"	2.59	3.79	0.915	1.216**	0.232'	0.154	0.218	0.276	2.04	3.01	4.29"	3.79

7. PA = anticipations aléatoires ; AR = anticipations autorégressives.
2. Pour tous les pays, les sous-périodes vont de la date du début au troisième trimestre de 1979 et du quatrième trimestre de 1979 au premier trimestre de 1985.
3. La première sous-période va de la date de début à la date où le rapport des vraisemblances logarithmiques de Quandt est minimum.
4. f = avant; b = arrière. Dans tous les cas, la valeur critique est de 0.948 au seuil de signification de 5 pour cent et de 1.143 au seuil de signification de 1 pour cent.
5. f = avant; b = arrière.
6. Coefficient d'homogénéité obtenu par la technique des régressions mobiles.
7. Résultat du test qui considère les coefficients comme des polynômes du temps.
Stabilité de la régression rejetée au seuil de signification de 5 pour cent.
- ** Stabilité de la régression rejetée au seuil de signification de 1 pour cent.

BIBLIOGRAPHIE

- Atkinson, P.E., A. Blundell-Wignall, J.-C. Chouraqui and G. Hacche, **Gestion du taux de change et conduite de la politique monétaire**, Études monétaires de l'OCDE, Paris, à paraître.
- Axilrod, S.H. (1982), « Monetary Policy, Money Supply and the Federal Reserve's Operating Procedures », **Federal Reserve Bulletin**, janvier.
- Bank for International Settlements, (1984), **Financial Innovation and Monetary Policy**, Basle.
- Blundell-Wignall, A., M. Rodoni and H. Ziegelschmidt (1984), « La demande de monnaie et la vitesse de circulation dans les grands pays de l'OCDE » **Document de travail de l'OCDE, n° 73**.
- Bouey, G.K., (1982), « Monetary Policy – Finding a Place to Stand », Per Jacobsson Lecture.
- Brown, R.S., J. Durbin, and J.M. Evans (1979), « Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time », **Journal of the Royal Statistical Society**, Vol. B37.
- Chouraqui, J.C. and R.W.R. Price, (1984), « Stratégie financière à moyen terme ; La coordination des politiques monétaire et budgétaire », **Revue économique de l'OCDE**, n° 2, printemps.
- Coleby, A.L., (1983), « (The Bank's Operational Procedures for Meeting Monetary Objectives) », **Bank of England Quarterly Bulletin**, juin.
- Fforde, J.S., (1983), « Setting Monetary Objectives », **Bank of England Quarterly Bulletin**, juin.
- Freedman, C., (1983), « Financial Innovation in Canada; Causes and Consequences », **American Economic Review**, mai.
- OCDE (1979a), **Objectifs monétaires et lutte contre l'inflation**, Études monétaires de l'OCDE, Paris.
- OCDE (1979b), « La demande de monnaie dans les principaux pays de l'OCDE », **Perspectives de l'OCDE, Études spéciales**, janvier.
- Masson, P. and A. Blundell-Wignall (1984), « (Fiscal Policy and the Exchange Rate in the Big Seven: Transmission of U.S. Fiscal Shock) », document présenté au International Seminar on Macroeconomics tenu à Pérouse du 24 au 26 juin. A paraître dans **European Economic Review**.
- Poole, W., (1970), « Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model », **Quarterly Journal of Economics**, mai.
- Quandt, R.E., (1966), « (Tests of the Hypothesis that a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes) », **Journal of the American Statistical Association**, juin.
- Suzuki, Y., (1983), « Interest Rate Control, Financial Innovation and the Effectiveness of Monetary Policy », **Bank of Japan, Monetary and Economic Studies**, juin.
- Tobin, J., (1983), « Monetary Policy in an Uncertain World », **Bank of Japan, Monetary and Economic Studies**, octobre.