

## La demande de monnaie en Suisse: Aspects divers

Ulrich Kohli\*

Depuis dix ans maintenant, la Banque nationale poursuit une politique monétaire visant à abaisser graduellement le taux d'inflation en Suisse. Au cours des deux dernières décennies, la recherche économique a démontré que l'inflation est avant tout la conséquence d'une création monétaire excessive. Le principe directeur de notre politique monétaire dès lors est que, tout en veillant à fournir suffisamment de liquidités à l'économie de manière à ne pas entraver son fonctionnement, la BNS doit s'efforcer à moyen et long terme de ne pas augmenter la masse monétaire au-delà de ce qui est compatible avec un taux d'inflation nul. De manière à ne pas infliger de choc trop rude à l'économie suisse, la BNS a opté pour une approche gradualiste. En particulier, elle a toujours insisté sur le fait que son action ne peut avoir d'effets tangibles que si elle se poursuit sur une période suffisamment longue. Ainsi, mis à part la période agitée de 1979-1980, la BNS se fixe chaque année un objectif de croissance monétaire. Le taux de croissance visé a baissé progressivement: de 6% qu'il était en 1975, il a été ramené à 3%, l'objectif de 1985. Nous nous rapprochons ainsi du taux de croissance monétaire compatible à long terme avec la stabilité des prix, taux que la BNS estime, dans la situation présente, être de l'ordre de 2 à 2,5%.

Lors de la fixation d'un objectif monétaire, qu'il soit annuel ou à long terme, une banque centrale doit évaluer les besoins en liquidités de l'économie. Pour ce faire, la BNS agit en deux étapes. D'une part, elle fait une prévision quant à la progression à court et à moyen terme des principales variables économiques susceptibles d'influencer le besoin en liquidités dans notre pays. Ensuite, elle évalue le besoin de liquidités qui correspond précisément à cette évolution. Lors de cette deuxième étape, le concept de la demande de monnaie est un apport précieux. La fonction de demande de monnaie est une rela-

tion quelque peu abstraite qui vise à expliquer le volume de monnaie que le public désire détenir au moyen d'un certain nombre de variables économiques, telles le produit national, le niveau des prix et les taux d'intérêt. Il arrive souvent que l'on donne une représentation mathématique à cette relation, dont les paramètres peuvent alors être évalués au moyen de techniques statistiques. La théorie économique nous enseigne qu'une hausse de revenu entraîne, *ceteris paribus*, un accroissement de la demande de monnaie, mais elle n'est guère à même de prévoir la relation quantitative entre ces deux variables. La demande de monnaie augmente-t-elle au même rythme que le revenu, ou tend-elle à croître plus rapidement, ou au contraire plus lentement, que cette variable? Une hausse des taux d'intérêt suscite, en principe, une baisse de la demande de monnaie (puisque le coût de détention de celle-ci s'en trouve augmenté), mais dans quelles proportions? Telles sont quelques-unes des questions auxquelles il faut tenter de porter une réponse si on veut évaluer les besoins effectifs en liquidités de l'économie dans le but d'éviter un approvisionnement excessif ou, au contraire, trop parcimonieux.

L'estimation de fonctions de demande de monnaie est par conséquent une tâche qui est toujours d'actualité dans le service d'études de toute banque centrale. Dernièrement, nous avons présenté des résultats récents à ce sujet<sup>1</sup>. Les fonctions de demande que nous avons estimées pour différents agrégats correspondaient de près à nos anticipations et aux résultats obtenus à l'étranger. Il en ressortait, par exemple, que, dans le cas de la base monétaire et à long terme, la demande de monnaie augmente à peu près au même rythme que le PNB réel. Ainsi, à long terme et à défaut de déplacement de la demande de monnaie, la croissance du revenu exerce la principale influence sur le besoin en liquidités; la BNS estime que le poten-

\* Service d'études de la Banque nationale suisse

<sup>1</sup> Voir Kohli (1984).

tiel de croissance de l'économie suisse est de 2 à 2,5% au plus, ce qui se traduit par un objectif monétaire à long terme du même ordre de grandeur. D'autre part, il apparaît qu'une hausse de un pour-cent des taux d'intérêt à court terme engendre une baisse de la demande de l'ordre de 7%. Nous avons établi également que l'effet d'une variation de revenu ou de taux d'intérêt était loin d'être immédiat; en fait, l'ajustement est plutôt lent et peut se poursuivre sur plusieurs années. Enfin, il s'avère que le passage aux changes flottants en 1973 a entraîné une baisse notable de la demande de monnaie.

Bien que ces résultats soient dans l'ensemble très satisfaisants, il reste un certain nombre d'aspects techniques qui ne furent pas abordés dans notre étude précédente. Nous pensons, par exemple, à la question de l'homogénéité par rapport aux prix (le niveau des prix a-t-il une influence quelconque sur la quantité réelle de monnaie que le public désire détenir?), au rôle des anticipations en matière de taux de change, à la possibilité d'un déplacement progressif de la demande de monnaie, à la forme mathématique de la fonction elle-même, etc. Bien que bon nombre de ces questions puissent paraître plutôt ésotériques au lecteur non averti, ces questions n'en sont pas moins importantes pour la conduite de la politique monétaire. En effet, on imagine aisément le danger qu'il y aurait à trop vouloir se fier à une formulation qui ne donnerait en fait qu'une représentation très déformée et inexacte de la réalité.

Dans un but de clareté, cette étude se borne à examiner la spécification de la monnaie de base, mais en fait nous avons vérifié que l'utilisation de l'agrégat  $M_1$  donne des résultats très semblables dans la plupart des cas. Sans vouloir trop entrer ici dans les détails, contentons-nous de préciser que nos conclusions antérieures se trouvent pour la partie essentielle confirmées par les résultats de cette étude, et la spécification que nous avons adoptée a bien résisté aux différents tests auxquels nous l'avons soumise.

En particulier, les résultats de cette étude confirment l'opinion de la BNS que, dans les conditions présentes, une croissance de la base monétaire de l'ordre de 2 à 2,5% est à même

d'assurer la stabilité des prix à moyen et long terme.

Le point de départ de cette étude, et de chaque question que nous aborderons, est la fonction de demande que nous avons estimée pour la base monétaire lors de notre étude précédente:

$$\log(M/P) = -0,497 + 0,362 \log(Y/P) - 0,025r \\ (-0,55) \quad (4,24) \quad (-4,99) \\ -0,070\Theta + 0,636 \log(M/P)_{-1} \quad (1) \\ (-2,77) \quad (4,77)$$

$$\bar{R}^2 = 0,9109 \quad h = -1,07 \quad SEE = 0,0382.$$

$Y$  est le produit national brut nominal,  $P$  est le déflateur du PNB,  $r$  est le taux d'intérêt sur les dépôts à trois mois auprès des grandes banques et  $\Theta$  est une variable de déplacement qui caractérise le régime de taux de change;  $\bar{R}^2$  est le coefficient de détermination corrigé pour le degré de liberté,  $h$  est la statistique de Durbin, et  $SEE$  est l'erreur type de l'estimation. Les statistiques  $t$  sont indiquées entre parenthèses. La fonction fut estimée avec des données annuelles pour la période 1959–1983 par la méthode des moindres carrés.

Les questions suivantes sont traitées ci-dessous:

1. Estimation non-linéaire des paramètres
2. Homogénéité par rapport aux prix et au revenu
3. Le rôle du revenu permanent
4. Ajustement réel et ajustement nominal
5. Choix d'une forme fonctionnelle
6. Mesure du taux d'intérêt, du revenu et du niveau des prix
7. Anticipations en matière de taux de change
8. Simultanéité de l'offre et de la demande
9. Déplacement de la demande de monnaie
10. Stabilité
11. Prévisions

Nos conclusions figurent dans la dernière partie de l'étude.

### 1. Estimation non-linéaire de la fonction de demande de monnaie

La fonction de demande (1) ci-dessus est basée

sur l'hypothèse d'un ajustement partiel de la demande effective. Nous supposons la fonction de demande désirée suivante:

$$\log(m^*) = \alpha + \beta \log(y) + \gamma r + \delta \Theta \quad (2)$$

où  $m^*$  est la demande de monnaie réelle désirée, et  $y$  est le revenu réel ( $y = Y/P$ ). Par hypothèse,  $\beta > 0$ ;  $\gamma < 0$ . Soit  $m$  la demande de monnaie réelle effective ( $m = M/P$ ). Nous postulons le processus d'ajustement suivant:

$$\log(m) = \lambda \log(m^*) + (1-\lambda) \log(m_{-1}) \quad (3)$$

$0 < \lambda \leq 1$ .

Substituant (2) dans (3), nous obtenons la fonction de demande effective:

$$\log(m) = \alpha\lambda + \beta\lambda \log(y) + \gamma\lambda r + \delta\lambda\Theta + (1-\lambda) \log(m_{-1}) \quad (4)$$

La fonction (4) est non-linéaire par rapport à ses paramètres, mais elle peut être linéarisée sans difficultés:

$$\log(m) = a + b \log(y) + cr + d\Theta + k \log(m_{-1}) \quad (5)$$

où  $b = \beta\lambda$ ,  $c = \gamma\lambda$  et  $k = 1 - \lambda$ .

(5) peut alors être estimée par la méthode des moindres carrés, ainsi que nous l'avons fait pour obtenir (1). Les paramètres structurels peuvent être obtenus au moyen d'un simple calcul. Pour  $\beta$ , par exemple, il nous suffit de diviser 0,362 [le coefficient de  $\log(y)$ ] par un moins 0,636 [le coefficient de  $\log(m_{-1})$ ]. Nous obtenons ainsi une valeur de 0,995. Cette manière de procéder n'est cependant pas très commode. De plus, on n'obtient qu'une estimation ponctuelle des coefficients. Le calcul des écarts types et des statistiques  $t$  est nettement moins aisé et fait intervenir les variances et covariances des coefficients en cause. Il paraît dès lors plus simple, si on s'intéresse aux coefficients structurels, d'estimer (4) directement à l'aide d'une méthode d'estimation non-linéaire. La méthode que nous avons retenue est la méthode du maximum de vraisemblance. Les valeurs estimées des paramètres structurels et leurs statistiques  $t$  sont indiquées dans le tableau 1.

On peut constater que les valeurs des paramètres figurant au tableau 1 ne diffèrent guère des

**Tableau 1: Estimation non-linéaire: paramètres structurels**

Paramètres	Valeurs ponctuelles	Erreurs types	Statistiques $t$
$\alpha$	-1,366	2,843	-0,48
$\beta$	0,996	0,261	3,82
$\gamma$	-0,070	0,027	-2,57
$\delta$	-0,194	0,116	-1,67
$\lambda$	0,364	0,133	2,72

LL = 48,92  
(LL: logarithme de la fonction de vraisemblance)

valeurs obtenues par le calcul indirect. (Pour  $\beta$ , par exemple, nous obtenons une valeur de 0,996.) Le tableau 1 n'en est pas moins utile puisqu'y figurent les écarts types et les statistiques  $t$  des paramètres (valeurs asymptotiques). Nous constatons que le signe de  $\beta$ ,  $\gamma$  et  $\lambda$  est déterminé de façon très significative.

## 2. Homogénéité par rapport au revenu et aux prix

Deux questions qui se posent souvent dans le contexte de la demande de monnaie concernent l'homogénéité de celle-ci, homogénéité de degré un par rapport au revenu, et homogénéité de degré zéro par rapport aux prix.

La demande de monnaie est souvent supposée être homogène de degré un (élasticité unitaire) par rapport au revenu dans des études théoriques, ceci généralement à des fins de simplification.<sup>2</sup> Certains modèles théoriques suggèrent cependant des élasticités inférieures à un (de l'ordre de 0,5), alors que d'autres prévoient au contraire une élasticité nettement supérieure à l'unité.<sup>3</sup>

La question peut être examinée empiriquement au moyen d'un test statistique. La méthode que nous utilisons est le test de vraisemblance.<sup>4</sup> Le

<sup>2</sup> Voir Cagan (1956) par exemple.

<sup>3</sup> Voir Baumol (1952) et Friedman (1959) respectivement.

<sup>4</sup> Le double de la baisse du logarithme de la fonction de vraisemblance a une distribution chi-carrée avec pour degré de liberté le nombre de contraintes imposées. On pourrait également procéder à un test de Fisher sur la base de l'équation (1).

**Tableau 2: Homogénéité par rapport au revenu et aux prix: tests de vraisemblance**

	Hypothèse	df	Statistique	$\chi^2_{0,90}$	$\chi^2_{0,95}$
1.	$\beta = 1$	1	0,0004	2,71	3,84
2.	$\varphi = 0$	1	0,07	2,71	3,84

(df: degré de liberté)

résultat du test figure au tableau 2. Ainsi qu'on pouvait s'y attendre au vu de l'estimation ponctuelle de  $\beta$ , l'hypothèse d'une élasticité unitaire par rapport au revenu ne peut pas être rejetée à un niveau de confiance de 95%.

La demande de monnaie réelle est presque toujours supposée être homogène de degré zéro par rapport aux prix.<sup>5</sup> Cela revient à dire que les agents économiques déterminent leurs encaisses réelles indépendamment du niveau des prix. Tout autre comportement révélerait l'existence d'une illusion monétaire. Cette hypothèse n'est pourtant que rarement testée.<sup>6</sup> Nous pouvons examiner cette question en introduisant le logarithme du niveau des prix comme variable supplémentaire dans la fonction de demande désirée (2). Ainsi:

$$\log(m^*) = \alpha + \beta \log(y) + \gamma r + \varphi \log(P) + \delta \Theta. \quad (6)$$

La demande de monnaie effective, quant à elle, devient:

$$\log(m) = \alpha\lambda + \beta\lambda \log(y) + \gamma\lambda r + \varphi\lambda \log(P) + \delta\lambda\Theta + (1-\lambda) \log(m_{-1}). \quad (7)$$

Bien entendu, (7) est équivalent à (4) lorsque  $\varphi = 0$ . Le résultat du test correspondant figure en deuxième ligne du tableau 2. Ainsi qu'on peut le constater, l'hypothèse d'absence d'illusion monétaire ne peut pas être rejetée au niveau de confiance de 95%.

### 3. Le rôle du revenu permanent

Il est bien connu qu'une fonction de demande de monnaie telle que (4) porte une certaine ressemblance avec une fonction de demande basée sur la théorie du revenu permanent.<sup>7</sup> Dès lors se pose la question de savoir si, plutôt que de fonder notre analyse sur l'hypothèse d'un ajuste-

ment partiel caractérisé par (3), il n'aurait pas été préférable de choisir la théorie du revenu permanent comme point de départ.

Supposons que la demande de monnaie effective soit une fonction du revenu permanent ( $y_p$ ), du taux d'intérêt et de la variable de déplacement ( $\Theta$ ):

$$\log(m) = \alpha + \beta \log(y_p) + \gamma r + \delta \Theta. \quad (8)$$

Le revenu permanent est généralement mesuré de la façon suivante:<sup>8</sup>

$$\log(y_p) = \mu \sum_{i=0}^{\infty} (1-\mu)^i \log(y_{-i}) \quad 0 < \mu \leq 1. \quad (9)$$

où  $y$ , comme précédemment, est le revenu réel mesuré. Faisant usage de (9) dans (8), la demande de monnaie effective peut être exprimée comme une fonction de variables observables exclusivement:<sup>9</sup>

$$\log(m) = \alpha\mu + \beta\mu \log(y) + \gamma r - \gamma(1-\mu)r_{-1} + \delta\Theta - \delta(1-\mu)\Theta_{-1} + (1-\mu) \log(m_{-1}). \quad (10)$$

On voit immédiatement que (10) est identique à (4), si ce n'est pour la présence dans (10) de valeurs retardées de  $r$  et  $\Theta$ . On constate également que les paramètres de (10) sont sur-identifiés; cela ne présente cependant guère de difficultés si l'équation est estimée par une méthode non-linéaire. Nous rapportons dans le tableau 3 les valeurs des paramètres de l'équation (10) estimées par la méthode du maximum de vraisemblance. Tous les paramètres ont le signe anticipé. La valeur de  $\mu$  est relativement faible impliquant ainsi un ajustement assez lent des anticipations en matière de revenu. L'élasticité par rapport au revenu est nettement inférieure à la valeur obtenue sur la base du modèle d'ajustement partiel, et l'on constate que l'effet du taux d'intérêt sur la demande de monnaie est sensiblement plus faible (quoique demeurant significatif) que dans le cas de l'équation (4). La remar-

<sup>5</sup> Cela revient à dire que la demande de monnaie nominale est linéairement homogène par rapport au niveau des prix.

<sup>6</sup> Voir Meltzer (1965) et Goldfeld (1973) cependant.

<sup>7</sup> Voir Friedman (1959).

<sup>8</sup> Notons que nous utilisons une approximation en logarithmes.

<sup>9</sup> Voir Feige (1967) et Kohli (1981).

**Tableau 3: Hypothèse du revenu permanent: valeur des paramètres**

Paramètres	Valeurs ponctuelles	Erreurs types	Statistiques t
$\alpha$	2,120	1,935	1,10
$\beta$	0,672	0,172	3,91
$\gamma$	-0,018	0,006	-2,79
$\delta$	-0,093	0,057	-1,62
$\mu$	0,341	0,165	2,07

LL = 43,88

que la plus importante, cependant, concerne la valeur de la fonction de vraisemblance. On constate en effet que son logarithme (LL) est moins élevé que dans le cas de la fonction (4), et ce bien que le nombre de paramètres soit le même dans les deux cas. Il semble donc que la théorie de l'ajustement partiel soit mieux à même d'expliquer la détermination des encaisses réelles que la théorie du revenu permanent dans le cas de la Suisse en ce qui concerne la base monétaire, encore que l'emploi de données trimestrielles (Kohli, 1985b) semble plutôt donner raison à la formulation (10).

#### 4. Ajustement réel et ajustement nominal

En cas d'absence d'illusion monétaire, les agents économiques déterminent leurs encaisses réelles désirées en fonction de variables réelles exclusivement. Cette démarche est représentée par la fonction (2) ci-dessus. Une question qui se pose cependant concerne le processus d'ajustement: l'ajustement se fait-il en termes réels ou en termes nominaux? Jusqu'à présent, nous avons supposé un ajustement en termes réels [le processus est décrit par (3)], mais l'ajustement en termes nominaux mérite d'être envisagé.

Nous pouvons stipuler un ajustement nominal de la manière suivante:

$$\log(M) = \kappa \log(M^*) + (1-\kappa) \log(M_{-1})$$

$$0 < \kappa \leq 1. \quad (11)$$

M est la masse monétaire nominale effective, et  $M^*$  est la demande de monnaie nominale désirée. Le processus d'ajustement décrit par (11)

peut être réécrit en termes réels de la manière suivante:

$$\log(m) = \kappa \log(m^*) + (1-\kappa) \log(m_{-1}) - (1-\kappa) \log(P/P_{-1}). \quad (12)$$

La différence entre l'hypothèse de l'ajustement en termes nominaux et en termes réels [c'est-à-dire la différence entre (12) et (3)] apparaît immédiatement sous la forme d'un terme supplémentaire dans (12) qui reflète l'effet du changement du niveau des prix sur les encaisses réelles effectives.

Après avoir substitué (2) dans (12), nous obtenons la demande de monnaie suivante:

$$\log(m) = \alpha\kappa + \beta\kappa \log(y) + \gamma\kappa r + \delta\kappa\Theta + (1-\kappa) \log(m_{-1}) - (1-\kappa) \log(P/P_{-1}). \quad (13)$$

Cette fonction est estimée, une fois encore, par la méthode du maximum de vraisemblance (afin d'obtenir directement les valeurs des paramètres structurels). Nos résultats figurent au tableau 4. On constate que tous les paramètres ont le signe prévu. Les ordres de grandeur sont semblables à ceux qui figurent au tableau 1 (ajustement réel), bien que l'élasticité du revenu soit légèrement supérieure. Il convient de noter, cependant, que la valeur du logarithme de la fonction de vraisemblance est quelque peu plus faible dans le cas de la fonction (13). On peut donc en conclure que, bien que (11) soit plausible du point de vue statistique, l'ajustement décrit par (3) est plus vraisemblable. A cela, il faut ajouter le fait que le processus d'ajustement nominal ne peut guère être justifié du point de vue économique en période de contrôle monétaire (Laidler, 1982).

**Tableau 4: Ajustement nominal: valeur des paramètres**

Paramètres	Valeurs ponctuelles	Erreurs types	Statistiques t
$\alpha$	-2,582	3,447	-0,75
$\beta$	1,110	0,318	3,49
$\gamma$	-0,064	0,024	-2,61
$\delta$	-0,231	0,136	-1,70
$\kappa$	0,372	0,137	2,71

LL = 48,38

## 5. Choix d'une forme fonctionnelle

La forme fonctionnelle que nous avons retenue, à savoir la fonction semi-logarithmique, le fut exclusivement pour des raisons de simplicité. Certes, la forme semi-logarithmique a été maintes fois éprouvée lors de travaux empiriques et elle présente des avantages certains en ce qui concerne l'interprétation de ses coefficients, mais notre choix n'en est pas moins arbitraire. Même si l'on ne veut pas s'aventurer en direction de formes plus compliquées, on aurait pu légitimement choisir une forme linéaire simple, ou une forme linéaire en logarithmes.<sup>10</sup> L'adoption d'une forme linéaire équivaldrait à remplacer les logarithmes de la masse monétaire et du revenu réel par leurs valeurs absolues. La forme linéaire logarithmique reviendrait à utiliser le logarithme du taux d'intérêt plutôt que le taux lui-même.

Les formes semi-logarithmiques et logarithmiques peuvent facilement être comparées. Estimant la forme logarithmique par la méthode des moindres carrés, nous obtenons:

$$\log(m) = -0,415 + 0,399 \log(y) - 0,083 \log(r) - 0,085\Theta + 0,585 \log(m_{-1}) \quad (14)$$

$(-0,54) \quad (5,42) \quad (-6,51)$   
 $(-3,88) \quad (5,12)$

$$\bar{R}^2 = 0,9359 \quad h = -1,36 \quad SEE = 0,0324.$$

Si nous comparons (14) et (1), nous voyons que les résultats sont très semblables. (14) implique une élasticité de revenu à long terme proche de un et l'élasticité à long terme par rapport au taux d'intérêt est de  $-0,205$ . On constate que le pouvoir explicatif de la forme logarithmique est légèrement supérieur à celui de la forme semi-logarithmique. En effet, le R-carré ajusté est quelque peu supérieur dans le premier cas; de même, l'erreur type de l'estimation (SEE) est plus petite dans le cas de la forme logarithmique.

La comparaison des formes linéaire et semi-logarithmique est moins aisée puisque la variable dépendante n'est pas la même dans les deux cas. Heureusement, il existe une méthode qui rend la comparaison possible, et qui permet même de tester la validité des deux spécifica-

**Tableau 5: Estimation Box-Cox: valeur des paramètres<sup>1</sup>**

Paramètres	Forme générale	Forme semi-logarithmique	Forme linéaire
a	-0,834 (-3,13)	-0,479 (-0,55)	1251,4 (0,93)
b	0,761 (4,05)	0,363 (4,24)	0,078 (4,51)
c	-0,0002 (-4,69)	-0,025 (-4,99)	-447,16 (-5,37)
d	-0,001 (-2,50)	-0,070 (-2,77)	-1351,6 (-3,18)
k	0,656 (4,84)	0,636 (4,77)	0,607 (4,59)
$\eta$	-0,500	0	1
LL	-191,81	-191,97	-193,38

<sup>1</sup> Statistiques t entre parenthèses

tions. La forme linéaire et la forme semi-logarithmique peuvent en effet être considérées toutes deux comme des cas particuliers d'une fonction plus générale, la forme Box-Cox.<sup>11</sup> Cette dernière est basée sur la transformation suivante:

$$h(x, \eta) = (x^\eta - 1)/\eta \quad (15)$$

où  $x$  est une variable positive. Or, il se trouve que:

$$h(x, 0) = \log(x) \quad (16)$$

$$h(x, 1) = x - 1. \quad (17)$$

Soit la fonction de demande de monnaie suivante:

$$h(m, \eta) = a + bh(y, \eta) + cr + d\Theta + kh(m_{-1}, \eta). \quad (18)$$

On voit immédiatement que (18) contient comme cas particuliers la forme linéaire (lorsque  $\eta = 1$ ) et la forme semi-logarithmique (lorsque  $\eta = 0$ ).

Nous avons estimé la fonction (18) par la méthode du maximum de vraisemblance, tout d'a-

<sup>10</sup> La forme log-linéaire n'avait pas été utilisée par Kohli (1984) car certaines équations contenaient une variable indépendante (le taux d'inflation) qui n'était pas toujours strictement positive. Il est évident également que la variable de déplacement ( $\Theta$ ) ne peut pas être transformée.

<sup>11</sup> Voir White (1972) par exemple.

bord sans imposer de contrainte en ce qui concerne  $\eta$ , et ensuite tour à tour en fixant  $\eta$  à zéro et à un. Les résultats de ces estimations figurent au tableau 5. Les valeurs des coefficients apparaissant dans la colonne du milieu sont bien sûr identiques à celles de (1) puisqu'il s'agit là de la forme semi-logarithmique. Notre intérêt cependant se porte sur les valeurs du logarithme de la fonction de vraisemblance (LL). On voit que cette valeur est nettement plus élevée pour la forme semi-logarithmique que pour la forme linéaire.<sup>12</sup> D'autre part, il apparaît que par rapport à la forme générale, la forme semi-logarithmique ne peut pas être rejetée, alors que la forme linéaire doit l'être à un niveau de confiance de 90%, bien qu'elle ne puisse pas l'être avec une probabilité de 95%.<sup>13</sup>

## 6. Mesure du taux d'intérêt, du revenu et du niveau des prix

Comme il est indiqué plus haut, le taux d'intérêt

contenu dans (1) est mesuré par le taux de rendement des dépôts à trois mois auprès des grandes banques, alors que la variable d'activité correspond au PNB réel. Le déflateur du PNB lui-même est utilisé dans le calcul de  $m$ . Le choix de ces mesures est quelque peu arbitraire et on aurait pu en sélectionner d'autres. C'est pourquoi nous avons procédé à la réestimation de (1) en utilisant les mesures suivantes:

taux d'intérêt:

$r$  = taux de rendement des dépôts à trois mois auprès des grandes banques

$r_{EU}$  = taux de rendement des dépôts euro-francs à trois mois

niveau d'activité:

$y$  = PNB réel

$y_Z$  = PIB réel

$y_D$  = demande finale réelle (PIB plus les importations)

$y_C$  = consommation réelle.

**Tableau 6: Valeur des paramètres pour différentes mesures du taux d'intérêt et du niveau d'activité<sup>1</sup>**

Var. dép.	const.	log (y)	log (y <sub>Z</sub> )	log (y <sub>D</sub> )	log (y <sub>C</sub> )	log (y <sub>N</sub> )	r	r <sub>EU</sub>	Θ	Var. dép. retard.	$\bar{R}^2$	h	SEE
log (m)	-0,497 (-0,55)	0,362 (4,24)					-0,025 (-4,99)		-0,070 (-2,77)	0,636 (4,77)	0,9109	-1,07	0,0382
log (m)	-0,482 (-0,49)	0,366 (3,90)						-0,017 (-4,31)	-0,073 (-2,65)	0,630 (4,36)	0,8963	-0,04	0,0412
log (m <sub>Z</sub> )	-0,602 (-0,65)		0,364 (4,09)				-0,025 (-4,85)		-0,068 (-2,71)	0,646 (4,76)	0,9057	-0,61	0,0386
log (m <sub>Z</sub> )	-0,590 (-0,59)		0,369 (3,79)					-0,017 (-4,20)	-0,071 (-2,61)	0,637 (4,35)	0,8910	-0,03	0,0415
log (m <sub>D</sub> )	-0,316 (-0,41)			0,419 (4,93)			-0,030 (-5,87)		-0,070 (-2,59)	0,542 (4,09)	0,9443	-0,71	0,0384
log (m <sub>D</sub> )	-0,350 (-0,41)			0,411 (4,44)				-0,020 (-5,11)	-0,074 (-2,49)	0,554 (3,85)	0,9343	0,10	0,0417
log (m <sub>C</sub> )	-0,800 (-1,05)				0,444 (4,78)		-0,026 (-5,28)		-0,102 (-3,93)	0,597 (4,80)	0,9329	-0,66	0,0383
log (m <sub>C</sub> )	-0,901 (-1,10)				0,436 (4,41)			-0,017 (-4,72)	-0,106 (-3,82)	0,616 (4,66)	0,9239	-0,21	0,0408
log (m <sub>N</sub> )	-0,528 (-0,47)					0,383 (4,01)	-0,026 (-4,92)		-0,064 (-2,48)	0,614 (4,80)	0,7743	-0,44	0,0396
log (m <sub>N</sub> )	-0,369 (-0,30)					0,381 (3,64)		-0,017 (-4,23)	-0,065 (-2,31)	0,594 (4,27)	0,7367	0,27	0,0428

<sup>1</sup> Statistiques t entre parenthèses

Le choix de la variable d'activité dicte le choix du déflateur dans le calcul des encaisses réelles. Nous avons ainsi quatre mesures de la masse monétaire réelle, à savoir  $m$ ,  $m_Z$ ,  $m_D$  et  $m_C$ . Nous avons donc 8 combinaisons possibles si nous voulons sélectionner à la fois le taux d'intérêt et le niveau d'activité [y compris la formulation qui correspond à l'équation (1)]. Nous avons réestimé (1) pour chacune de ces combinaisons. Nos résultats figurent au tableau 6 [la première ligne correspond à l'équation (1)].

Pour terminer, nous avons également procédé à l'estimation de (1) en utilisant pour  $m$  et  $y$  les encaisses réelles et le revenu (PNB réel) par habitant. (Les variables correspondantes sont dénotées  $m_N$  et  $y_N$ ). Les résultats de cette estimation, pour les deux mesures du taux d'intérêt, apparaissent dans les deux dernières lignes du tableau 6.

On constate que les résultats ne sont que peu sensibles au choix des mesures de taux d'intérêt et du niveau d'activité. On peut tout de même faire un certain nombre d'observations. D'une part, il semble que les variations de la demande de monnaie soient mieux expliquées par les changements de  $r$  que par ceux de  $r_{EU}$ . En effet, lorsque la première mesure du taux d'intérêt est remplacée par la seconde, il s'en suit une hausse de l'erreur type de l'estimation assez sensible et ce indépendamment de la mesure du niveau d'activité retenue. On pourrait également être tenté de conclure, sur la base des coefficients de détermination, que l'utilisation de la demande finale ou de la consommation comme variable d'activité est préférable à l'usage du PNB. En fait, c'est le contraire qui est vrai en ce qui concerne le pouvoir explicatif des différentes équations. Les R-carrés ne peuvent en effet pas être comparés lorsque les variables dépendantes ne sont pas les mêmes, et un examen des erreurs types d'estimation attribue un léger avantage au PNB. On constate également qu'il n'y a aucun avantage à exprimer les encaisses réelles et le revenu par tête d'habitant.

## 7. Variations anticipées du taux de change

La fonction (1) ci-dessus ne contient aucune

variable prenant en compte l'effet des anticipations en matière de taux de change.<sup>14</sup> Pourtant, s'il existe des avoirs en monnaies étrangères qui sont de proches substituts pour la monnaie nationale, il convient d'incorporer le rendement anticipé des avoirs étrangers dans la fonction de demande de monnaie. Le taux de dépréciation anticipé de la monnaie nationale serait alors une composante importante du rendement anticipé total des avoirs libellés en monnaies étrangères. On pourrait penser que, dans la mesure où les avoirs en monnaies étrangères sont des substituts parfaits pour les avoirs en monnaie nationale, les taux de rendement anticipés domestiques et étrangers devraient être identiques, et par conséquent, il n'y aurait pas lieu de tenir compte des anticipations en matière de change. Ainsi que Roth (1981) l'a fait remarquer, cependant, avoirs domestiques et étrangers ne sauraient être des substituts parfaits les uns pour les autres si on inclut de part et d'autre les billets de banque et les comptes à vue dont le rendement nominal est institutionnellement fixé à zéro. Il est bien connu que la demande de billets de banque suisses, une composante importante de la demande de la base monétaire, émane en partie de résidents étrangers qui détiennent certainement également de la monnaie étrangère. De même, il n'est pas rare pour des résidents suisses de détenir des avoirs non rémunérés placés à l'étranger. Il semble donc indiqué de tenter d'incorporer les anticipations quant au taux de change dans notre fonction de demande de monnaie.

La mesure des variations anticipées du taux de change est une tâche mal aisée puisque ces anticipations ne peuvent généralement pas être observées. Nous avons expérimenté avec trois mesures distinctes. La première ( $\xi_1$ ) est la différence entre les taux d'intérêt à court terme suisse et américain:

$$\xi_1 = r - r_{US} \quad (19)$$

<sup>12</sup> A titre de comparaison, nous avons  $LL = -187,86$  pour la forme log-linéaire.

<sup>13</sup> Les statistiques du test sont 0,32 et 3,14 pour une valeur critique de  $\chi^2$  de 2,71 au niveau de confiance de 90% (3,84 au niveau de 95%).

<sup>14</sup> On pourrait penser cependant que notre variable de déplacement ( $\Theta$ ) capture dans une certaine mesure l'effet d'une incertitude plus élevée en matière de changes.

Tableau 7: Variation anticipée du taux de change

Var. dép.	const.	log (y)	r	$\xi_1$	$\xi_2$	$\xi_3$	$\Theta$	log (m <sub>-1</sub> )	$\bar{R}^2$	h	SEE
log (m)	1,486 (1,30)	0,301 (3,09)	-0,023 (-3,90)	-0,0005 (-0,09)				0,499 (2,89)	0,8767	2,33	0,0450
log (m)	0,222 (0,22)	0,368 (4,39)	-0,026 (-5,15)	-0,007 (-1,35)			-0,085 (-3,14)	0,552 (3,82)	0,9145	-0,64	0,0374
log (m)	-0,579 (-0,33)	0,357 (3,43)	-0,027 (-4,14)		-0,080 (-1,23)			0,606 (3,71)	0,8853	0,75	0,0434
log (m)	2,265 (1,32)	0,293 (3,29)	-0,019 (-3,13)		0,188 (1,86)		-0,140 (-3,15)	0,531 (3,85)	0,9206	-0,49	0,0361
log (m)	1,577 (2,05)	0,296 (3,04)	-0,021 (-2,80)			-0,077 (-0,49)		0,494 (3,33)	0,8782	1,45	0,0447
log (m)	-0,349 (-0,36)	0,358 (4,07)	-0,024 (-3,59)			-0,060 (-0,44)	-0,070 (-2,69)	0,626 (4,52)	0,9072	-0,70	0,0390

où  $r_{US}$  est le taux à trois mois sur le marché de l'euro-dollar. Cette mesure est basée sur l'hypothèse que les placements à court terme en dollars US sont des substituts parfaits pour les placements à court terme en francs suisses. Les taux de rendement anticipés doivent alors être les mêmes, et la différence entre les taux d'intérêt nominaux peut être interprétée comme la variation anticipée du taux de change.<sup>15</sup> Si les taux d'intérêt sont plus élevés aux Etats-Unis qu'en Suisse,  $\xi_1$  sera négatif, ce qui implique une appréciation anticipée du franc suisse. La demande de monnaie en Suisse devrait s'en trouver augmentée.

La deuxième mesure que nous utilisons ( $\xi_2$ ) est basée sur l'hypothèse de la parité des pouvoirs d'achat. Selon cette hypothèse, le niveau des prix suisse devrait être proportionnel au niveau des prix étranger. Cette théorie ne saurait être vérifiée en tout temps, mais indique plutôt la tendance à long terme. Des déviations sont possibles à court terme, mais on peut supposer qu'elles seront résorbées avec le passage du temps. Les variations anticipées du taux de change pourraient ainsi être proportionnelles à l'écart entre le taux présent et le taux à long terme, c'est-à-dire celui qui équilibre les pouvoirs d'achat.<sup>16</sup>

$$\xi_2 = \sigma [\log (E^*) - \log (E)] \quad (20)$$

où

$$\log (E^*) = \log (P) - \log (P_{US}) + \log (K) \quad (21)$$

(K étant un facteur de proportionnalité), si bien que

$$\xi_2 = \sigma \log [KP/(P_{US}E)]. \quad (22)$$

E est le taux de change (prix du dollar US en francs suisses),  $E^*$  est le taux de change à long terme, et  $P_{US}$  est un indice des prix américain. Comme pour  $\xi_1$ , une valeur positive de  $\xi_2$  implique une dépréciation anticipée du franc suisse et donc une diminution de la demande de monnaie.

Nous avons réestimé (1) avec  $\xi_1$  ou  $\xi_2$  comme variable supplémentaire.<sup>17</sup> Comme il se pourrait que notre variable de déplacement ( $\Theta$ ) capture l'effet des anticipations en matière de change (plutôt que le rôle du régime de politique monétaire en place), nous avons estimé la fonction aussi bien avec que sans cette variable. Les valeurs estimées des paramètres figurent au tableau 7. La méthode d'estimation est à nouveau celle des moindres carrés ordinaires.

On constate que ni  $\xi_1$  ni  $\xi_2$  ne contribuent de façon significative à accroître le pouvoir explicatif de notre équation. Le coefficient de  $\xi_2$  est même positif lorsque  $\Theta$  est inclus dans l'équation. La performance de  $\xi_1$  est quelque peu supérieure à celle de  $\xi_2$ , mais il semble bien qu'aucune des

<sup>15</sup> Roth (1981) utilise une formulation semblable.

<sup>16</sup> La même approche est utilisée par Jonson, Moses et Wymer (1977).

<sup>17</sup>  $\sigma$  et K ne peuvent pas être identifiés.

deux mesures retenues ne remplisse le rôle escompté. On note également la dégradation de la statistique de Durbin lorsque  $\xi_1$  est inclu dans l'équation en l'absence de  $\Theta$ . On peut dès lors se demander si une mesure plus simple (certains diraient plus naïve) ne serait pas préférable. Nous avons réestimé notre fonction de demande en y ajoutant le taux de variation du taux de change ( $\xi_3$ ). Le taux de variation effectif pourrait servir d'approximation pour le taux de variation anticipé en cas d'anticipations rigides par exemple. Les valeurs des paramètres figurent aux lignes 5 et 6 du tableau 7. On voit que le coefficient de  $\xi_3$  est négatif, que  $\Theta$  soit omis ou non, mais pas de façon significative.

En conclusion, nous trouvons que toutes les mesures des variations de change anticipées que nous avons examinées donnent des résultats généralement compatibles avec la théorie économique mais qui n'accroissent pas véritablement notre compréhension de la demande de monnaie. Il se peut qu'aucune de ces mesures ne réussisse à refléter convenablement les anticipations en matière de change, ou que, tout simplement, l'effet de ces anticipations soit trop faible au niveau de la base monétaire pour être décelé statistiquement.

## 8. Simultanéité de l'offre et de la demande

Comme lors de l'estimation de toute fonction d'offre ou de demande, une question qui survient

dans le contexte de la demande de monnaie concerne l'importance des biais économétriques dus à la simultanéité de l'offre et de la demande. Cette question prend une signification particulière dans le cas de la Suisse puisque, depuis 1975, la politique monétaire de la BNS vise à contrôler la croissance de la masse monétaire. Le taux d'intérêt devient alors une variable endogène; le traiter comme exogène risque de conduire à un biais d'équations simultanées.

Dans le but d'évaluer l'ampleur de ce problème, deux démarches peuvent être envisagées. La première est tout simplement de réestimer notre fonction de demande au moyen d'une méthode pour équations simultanées; on pense par exemple à la méthode des doubles moindres carrés (2SLS). La seconde possibilité est de réestimer l'équation en permutant la masse monétaire et le taux d'intérêt dans leurs rôles de variable dépendantes et indépendantes, c'est-à-dire d'estimer une fonction de demande inverse de monnaie.

Les deux approches sont en fait étroitement liées. Supposons que le revenu réel et la masse monétaire réelle soient exogènes. On peut démontrer que, dans ce cas, l'estimation d'une fonction de demande de monnaie inverse (avec  $r$  pour variable dépendante) et l'estimation de la fonction (1) par la méthode 2SLS (en incluant la masse monétaire réelle comme instrument) donnent des résultats identiques (Kohli, 1985a). Le lecteur peut vérifier que tel est bien le cas en se

**Tableau 8: Simultanéité de l'offre et de la demande**

Var. dép.	méthode d'estimation	const.	log (m)	log (y)	r	$\Theta$	log ( $m_{-1}$ )	$\bar{R}^2$	h	SEE
r	OLS	-25,703 (-0,99)	-21,823 (-4,99)	10,973 (4,52)		-1,904 (-2,48)	11,981 (2,37)	0,5794	1,97*	1,1205
log (m)	2SLS <sup>1</sup>	-1,178 (-0,96)		0,503 (4,11)	-0,046 (-4,99)	-0,087 (-2,53)	0,549 (3,03)	0,8393	0,16	0,0513
log (m)	2SLS <sup>2</sup>	-0,900 (-0,87)		0,445 (4,43)	-0,037 (-5,35)	-0,080 (-2,78)	0,585 (3,84)	0,8858	-0,56	0,0433
log (m)	2SLS <sup>3</sup>	-0,612 (-0,67)		0,386 (4,42)	-0,029 (-5,26)	-0,073 (-2,85)	0,621 (4,59)	0,9089	-0,75	0,0387

\* statistique Durbin-Watson

<sup>1</sup> instruments: const., log (m), log (y),  $\Theta$ , log ( $m_{-1}$ )

<sup>2</sup> instruments: const., log (m), log (y),  $\Theta$ , log ( $m_{-1}$ ), t, population

<sup>3</sup> instruments: const., log (m), log (y),  $\Theta$ , log ( $m_{-1}$ ), t, population, log ( $P_{US}$ ),  $r_{US}$

référant aux deux premières lignes du tableau 8. On constate que selon les deux estimations la semi-élasticité à court terme de la demande de monnaie par rapport au taux d'intérêt est d'environ  $-0,046$ ,<sup>18</sup> soit quelque peu plus élevée en valeur absolue que la valeur obtenue par la méthode des moindres carrés ordinaires.

L'estimation par la méthode 2SLS a toujours un aspect un peu arbitraire en ce qui concerne le choix des variables instrumentales. Mis à part le terme constant, nous avons utilisé comme instruments la base réelle, le revenu réel, la variable de déplacement et la base monétaire réelle retardée. Cette liste pourrait être allongée à souhait. A titre expérimental, nous avons réestimé notre équation avec la population suisse et une tendance temporelle, puis le logarithme du niveau des prix américain ( $P_{US}$ ) et le taux d'intérêt américain à trois mois sur le marché de l'euro-dollar comme instruments additionnels (tableau 8, lignes 3 et 4). On constate que le choix des variables instrumentales et la simultanéité de l'offre et de la demande n'ont, somme toute, qu'un effet relativement peu important sur les résultats d'estimation. Ainsi les coefficients apparaissant à la ligne 4 du tableau 8 ne diffèrent que peu de ceux de l'équation (1) ci-dessus. Ce n'est que lorsque la liste des instruments est plus restreinte (ligne 2) qu'on constate quelques divergences, particulièrement en ce qui concerne les semi-élasticités par rapport au taux d'intérêt et la vitesse d'ajustement, mais même là les différences sont relativement faibles.

## 9. Déplacement de la demande de monnaie

L'équation (1) ci-dessus renferme une variable de déplacement ( $\Theta$ ) destinée à refléter l'effet du changement de régime de politique monétaire intervenu en 1973. On constate que le coefficient de cette variable est effectivement significatif, d'où la conclusion que l'introduction des taux de change flexibles a entraîné une baisse de la demande de monnaie en Suisse. L'hypothèse d'un déplacement de la demande de monnaie peut en principe également être examinée à l'aide d'un test de Chow (1960). Nous avons procédé à l'estimation de la fonction (1), en omettant  $\Theta$ , pour les périodes 1959-1972 et

1959-1983. Le test de Chow donne une statistique de 2,57 pour les valeurs critiques de  $F_{0,90}(11,10) = 2,31$  et  $F_{0,95}(11,10) = 2,96$ . Ces résultats semblent confirmer l'hypothèse d'un déplacement de la demande de monnaie, quoique d'une manière légèrement moins tranchée que dans le cas du test de Student. Il faut mentionner cependant que le test de Chow doit être interprété avec une certaine prudence en raison de la présence dans (1) de la variable dépendante retardée. On constate également à la lecture du tableau 1 que  $\delta$  est négatif de façon significative à un niveau de confiance de 90%, mais pas à un niveau de confiance de 95%. Il faut se souvenir toutefois qu'avec la procédure d'estimation non-linéaire les statistiques  $t$  n'ont qu'une validité asymptotique. En fait, un test du quotient de vraisemblance ne laisse guère subsister de doute quant à l'importance de  $\Theta$  dans la fonction (4).<sup>19</sup> On note également une nette dégradation de la statistique de Durbin lorsque  $\Theta$  est exclu de l'équation.<sup>20</sup>

La variable de déplacement telle que nous l'avons utilisée (cf. équation (1) ci-dessus) agit sur le terme constant de l'équation. Le signe négatif du coefficient de  $\Theta$  suggère que notre fonction de demande s'est déplacée vers le bas sans que toutefois sa pente ne s'en trouve affectée. On peut se demander s'il ne serait pas plutôt préférable de laisser la variable de déplacement agir sur un ou plusieurs coefficients de pente. Sans vouloir compliquer l'analyse à l'excès, un certain nombre de cas méritent d'être étudiés. En effet, on pourrait penser que le changement structurel dont il est question a eu pour effet d'affecter l'élasticité par rapport au revenu, la semi-élasticité par rapport au taux d'intérêt, ou encore la vitesse d'ajustement. Ces hypothèses peuvent facilement être examinées au moyen de quelques régressions. En ce qui concerne la possibi-

<sup>18</sup> On voit en effet, qu'aux erreurs d'arrondissement près,  $-0,046$  est l'inverse de  $-21,823$ , le coefficient de la masse monétaire réelle dans l'équation du taux d'intérêt à court terme.

<sup>19</sup> Le test donne une statistique de 8,12. Cette valeur est significative même à un niveau de confiance de 99,5%. Un changement structurel en 1973 a également été décelé par Vital (1978).

<sup>20</sup> La valeur de  $h$  est alors de 1,65.

**Tableau 9: Déplacement de la demande de monnaie**

Paramètres	$\beta' \neq 0$	$\gamma' \neq 0$	$\lambda' \neq 0$
$\alpha$	-1,374 (-0,48)	0,422 (0,17)	2,039 (2,83)
$\beta$	0,997 (3,82)	0,828 (3,81)	0,684 (10,38)
$\beta'$	-0,017 (-1,67)		
$\gamma$	-0,070 (-2,57)	-0,039 (1,96)	-0,053 (-4,75)
$\gamma'$		-0,039 (-1,26)	
$\lambda$	0,363 (2,72)	0,339 (2,24)	0,998 (3,41)
$\lambda'$			-0,616 (-2,08)
LL =	48,93	47,38	47,61

lité d'un changement de l'élasticité par rapport au revenu, par exemple, on peut estimer l'équation suivante:

$$\log(m_t) = \alpha\lambda + (\beta + \beta'\Theta)\lambda \log(y) + \gamma\lambda t + (1-\lambda) \log(m_{t-1}). \quad (23)$$

On voit que l'élasticité à long terme par rapport au revenu sera égale à  $\beta$  pour les années antérieures à 1973 (lorsque  $\Theta = 0$ ); cette même élasticité sera égale à  $\beta + \beta'$  en 1973 et pendant les années qui suivent (lorsque  $\Theta = 1$ ). On peut procéder exactement de la même manière pour permettre à la semi-élasticité par rapport au taux d'intérêt ou à la vitesse d'ajustement de différer entre les deux intervalles. Nous avons procédé à l'estimation de la fonction de demande en permettant à un paramètre à la fois de varier; les résultats sont contenus dans le tableau 9. Les résultats paraissent plausibles. A chaque fois, un déplacement significatif a bel et bien eu lieu. A

en juger par le logarithme de la fonction de vraisemblance, l'hypothèse la plus plausible, outre la formulation correspondant à la fonction (4) ci-dessus, est une très légère baisse de l'élasticité de revenu intervenant dès 1973. L'hypothèse d'une hausse de l'élasticité par rapport au taux d'intérêt, ou d'une baisse de la vitesse d'ajustement est moins vraisemblable. Nous avons vérifié également qu'il n'y a pas lieu de laisser agir  $\Theta$  sur plusieurs coefficients à la fois.

Une autre hypothèse qui peut être envisagée est celle d'un déplacement progressif de la demande de monnaie qui pourrait résulter d'innovations financières ou de progrès technique dans le système des paiements. Cette hypothèse peut aisément être examinée en introduisant une tendance temporelle ( $t$ ) dans l'équation (1). Ainsi qu'on le voit à la lecture du tableau 10, la variable  $t$  ne contribue en aucune façon à expliquer les variations observées de  $m$ . Ce n'est que lorsqu'on omet la variable  $\Theta$  qu'on peut déceler l'effet du passage du temps, mais au vu de la valeur du coefficient de détermination, il est clair que l'hypothèse d'un déplacement unique en 1973 est plus plausible que celle d'un déplacement continu. En d'autres termes, les innovations financières et le progrès technique dans le système des paiements ne semblent pas avoir eu d'effet perceptible sur la vitesse de circulation de la base monétaire.

Les variations de celle-ci peuvent être expliquées de manière satisfaisante par les variations de revenu et de taux d'intérêt, par le changement de régime monétaire intervenu en 1973, et par la dynamique du processus d'ajustement. Cela ne signifie pas bien-sûr qu'un tel déplacement ne saurait se produire à l'avenir. En fait, il est très probable qu'un nouveau déplacement prenne place dès l'introduction en 1986 du système électronique des paiements interbancaires

**Tableau 10: Tendance à long terme**

Var. dép.	const.	$\log(y)$	$r$	$\Theta$	$t$	$\log(m_{t-1})$	$\bar{R}^2$	$h$	SEE
$\log(m)$	-0,496 (-0,35)	0,362 (2,39)	-0,025 (-4,80)	-0,070 (-1,94)	0,000004 (0,001)	0,636 (4,53)	0,9062	-0,64	0,0392
$\log(m)$	-0,928 (-0,63)	0,498 (3,47)	-0,025 (-4,49)		-0,006 (-1,77)	0,527 (3,84)	0,8933	0,72	0,0418

(SIC), mais là aussi, mis à part une période d'ajustement initiale, il s'agira plutôt d'un déplacement unique que d'un déplacement progressif.

## 10. Stabilité

Une question qui se pose dans le cadre de l'estimation de toute relation de comportement concerne sa stabilité. Cette question est particulièrement importante pour la demande de monnaie puisque la politique monétaire présuppose une relation stable entre le revenu réel, le taux d'intérêt et la quantité de monnaie que le public désire détenir. Notre échantillon couvre près d'un quart de siècle et il est fort possible qu'un changement structurel soit intervenu pendant ce laps de temps.

En particulier, nous désirons savoir si depuis le changement structurel intervenu il y a une décennie, la demande de monnaie s'est avérée relativement stable. Cette question est importante si l'équation est utilisée à des fins de prévision, même si ce n'est que pour des horizons rapprochés. Il importe qu'un nouveau changement structurel soit décelé aussi tôt que possible.

Pour ce faire, nous avons procédé à une série de tests de Chow pour les années successives de 1974 à 1983. Les résultats des tests figurent au tableau 11. On constate que notre fonction de demande est relativement stable. La seule ombre au tableau est l'année 1982 pour laquelle

**Tableau 11: Stabilité:  
Tests pour années successives**

Année	Statistique du test	F (1, i) 0,90	F (1, i) 0,95
1974	2,56	3,28	4,96
1975	0,39	3,23	4,84
1976	2,25	3,18	4,75
1977	0,004	3,14	4,67
1978	1,78	3,10	4,60
1979	1,57	3,07	4,54
1980	0,23	3,05	4,49
1981	1,98	3,03	4,45
1982	3,16	3,01	4,41
1983	1,48	2,99	4,38

i: degré de liberté de l'estimation

l'hypothèse d'absence de changement structurel est rejetée à un niveau de confiance de 90% (mais elle ne peut pas l'être à un niveau de 95%).<sup>20</sup> A part cela, on ne peut détecter aucun indice significatif d'un déplacement de la demande de monnaie au cours de la dernière décennie.

## 11. Prévisions

Examinons enfin la capacité prévisionnelle de notre équation. Pouvoir explicatif et pouvoir prévisionnel ne vont pas nécessairement de pair. Une équation peut bien expliquer les variations de la variable dépendante intervenues au cours de la période d'estimation, mais être incapable d'expliquer des variations ultérieures. Le véritable test du pouvoir prédictif d'une équation est la prévision.

Nous utilisons la spécification correspondant à l'équation (1) pour prévoir une et deux années à l'avance la demande de monnaie, et ce de 1975 à 1983. En ce qui concerne l'horizon de deux ans, nous avons procédé à des prévisions statiques aussi bien que dynamiques. (Pour ces dernières, on utilise la prévision à un an comme valeur de la masse monétaire réelle retardée). Nos erreurs de prévision sont présentées au tableau 12. Une erreur négative signifie que la masse monétaire réelle prévue dépasse la valeur effective. On voit que les erreurs sont loin d'être négligeables pour certaines années. Cependant, sur une période de plusieurs années, elles ont tendance à se compenser si bien que l'erreur moyenne (ME) est très proche de zéro. Une mesure de la qualité de nos prévisions est fournie par la racine de l'erreur carrée moyenne (RMSE). Celle-ci est de 5,5% pour les prévisions à un an; en ce qui concerne les prévisions à deux ans, RMSE est de 6,6% (prévisions statiques) et de 7,6% (prévisions dynamiques).

A titre de comparaison, nous avons calculé la racine de l'erreur carrée moyenne des prévisions à un an faites sur la base de modèles naïfs de marche au hasard. Quatre modèles ont été estimés jusqu'à l'année précédant l'année de prévision. Les valeurs de RMSE figurent au tableau 13. La première ligne correspond à une marche

**Tableau 12: Erreurs de prévision, 1975–1983**

Année	1 an	2 ans (statique)	2 ans (dynamique)
1975	0,0323	-0,0123	-0,0301
1976	0,0864	0,1154	0,1190
1977	-0,0026	0,0436	0,0604
1978	-0,0570	-0,0580	-0,0590
1979	-0,0523	-0,0660	-0,0875
1980	-0,0227	-0,0362	-0,0538
1981	-0,0662	-0,0762	-0,0855
1982	0,0709	0,0618	0,0318
1983	0,0545	0,0727	0,1063
ME	0,0048	0,0050	0,0011
RMSE	0,0552	0,0661	0,0756

ME: erreur moyenne

RMSE: racine de l'erreur carrée moyenne

**Tableau 13: Erreurs de prévision – Marche au hasard**

(prévisions à un an, 1975–1983)

Modèle	Erreur moyenne	RMSE
1. $E(m) = m_{-1}$	0,0042	0,0607
2. $E(m) = \alpha + \beta m_{-1}$	0,0067	0,0626
3. $E(m) = \alpha + \beta m_{-1} + \gamma \Theta$	-0,0182	0,0756
4. $E(m) = \alpha + \beta m_{-1} + \gamma \Theta + \rho u_{-1}$	-0,0316	0,0852

au hasard pure. La deuxième ligne tient compte d'un accroissement annuel constant; de plus, le coefficient du terme retardé n'est pas nécessairement égal à un. Nous introduisons la variable de déplacement à la ligne 3, et finalement nous tenons compte de l'autocorrélation possible des erreurs. On constate que pour chacun des modèles, la racine de l'erreur carrée moyenne est supérieure à celle obtenue à l'aide de l'équation (1) (prévision à un an). Notre modèle, basé sur la théorie économique, nous permet donc d'obtenir des prévisions sensiblement meilleures que des méthodes plus primitives.

## 12. Conclusions

Nos résultats démontrent la robustesse de la fonction de demande de monnaie (1). La spécification que nous avons retenue a bien résisté aux différents tests auxquelles nous l'avons soumise. Certes, d'autres spécifications sont possi-

bles et donnent parfois des résultats tout aussi satisfaisants (on pense par exemple à la forme fonctionnelle log-linéaire), mais il s'agit là de différences presque imperceptibles.

Nous avons établi que notre fonction de demande est conforme à la théorie économique d'une façon générale; ainsi, par exemple, notre équation est compatible avec l'hypothèse d'absence d'illusion monétaire. Nos résultats concernant l'effet des anticipations en matière de change sur la demande de monnaie sont toutefois décevants. Nous avons été incapables de déceler un effet significatif sur la demande de la base monétaire. Nous avons établi l'existence d'un changement structurel intervenu vraisemblablement en 1973 avec le passage aux changes flexibles et le nouvel intérêt porté à la croissance des agrégats monétaires. Ce changement peut être interprété comme ayant eu pour effet une diminution de la demande de monnaie de base. La simultanéité entre l'offre et la demande de monnaie ne semble pas être un problème très sérieux dans le cas de la Suisse. Il semble toutefois que l'emploi de la méthode des moindres carrés ordinaire pour estimer la fonction de demande de monnaie puisse conduire à de légers biais en ce qui concerne l'élasticité par rapport au taux d'intérêt et la vitesse d'ajustement. Notre fonction de demande de monnaie peut servir utilement à des fins de prévision. L'erreur de prévision typique est de l'ordre de 5% pour une année particulière, ce qui paraît acceptable lorsqu'on se souvient que la masse monétaire réelle a fluctué très fortement pendant ces dernières années. Enfin, tous nos résultats sont conformes à l'hypothèse d'une élasticité de revenu proche de un.

## Références

- Baumol, W. J. (1952), «The Transaction Demand for Cash. An Inventory Theoretic Approach», *Quarterly Journal of Economics*, 545–556.
- Cagan, P. (1956), «The Monetary Dynamics of Hyperinflation», in M. Friedman (ed.) *Studies in the Quantity Theory of Money* (Chicago: University of Chicago Press).
- Chow, G. C. (1960), «Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions», *Econometrica* 28, 591–605.
- Feige, E. (1967), «Expectations and Adjustments in the Monetary Sector», *American Economic Review, Papers and Proceedings* 57, 462–473.

- Friedman, M. (1959), «The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results», *Journal of Political Economy* 67, 327–351.
- Goldfeld, S. M. (1973), «The Demand for Money Revisited», *Brookings Papers on Economic Activity*, 577–638.
- Jonson, P. D., E. R. Moses et C. R. Wymer (1977), «The RBA76 Model of the Australian Economy», in W. Norton (ed.) *Conference in Applied Economic Research* (Sydney: Reserve Bank of Australia).
- Kohli, U. (1981), «Permanent Income in the Consumption and the Demand for Money Functions», *Journal of Monetary Economics* 7, 227–238.
- (1984), «La demande de monnaie en Suisse réexaminée», *Monnaie et conjoncture* IV, 64–70.
- (1985a), «Two-Stage Least Squares when the Left-Hand Variable is Exogenous», Banque nationale suisse, miméo.
- (1985b), «Exogenous Money, Monetary (Dis)equilibrium and Expectational Lags», séminaire de théorie et politique monétaire, Constance, 5–7 juin.
- Laidler, D. (1982), *Monetarist Perspectives* (Philip Allan: Oxford).
- Meltzer, A. H. (1965), «The Demand for Money: Evidence from the Time Series», *Journal of Political Economy* 65, 610–623.
- Roth, J.-P. (1981), «Exchange Rate Expectations and the Demand for Money: The Swiss Case», Banque nationale suisse, miméo.
- Vital, C. (1978), *Geldnachfragegleichungen für die Schweiz* (Zürich: Verlag Industrielle Organisation).
- White, K. J. (1972), «Estimation of the Liquidity Trap with a Generalized Functional Form», *Econometrica* 40, 193–199.