Agrégats monétaires suisses: M1 exogène ou endogène?

Michel Peytrignet et Andreas M. Fischer*

1. Introduction

Depuis le début des années quatre-vingt, la masse monétaire M1 – la somme du numéraire, des comptes de chèques postaux et des dépôts à vue – ne se comporte en apparence plus exactement comme elle le faisait auparavant. Dans la littérature empirique récente [Kohli (1984, 1985), Kohli et Rich (1986), Belongia (1988)], ce changement est souvent attribué à une modification du régime de politique monétaire ou à des chocs structurels. Il en résulterait des déplacements de la fonction de demande de monnaie. Comme les variables traditionnelles semblent alors incapables d'expliquer ces mouvements, on fait appel à des variables muettes – dummy variables – pour essayer de sauver des équations dont la capacité de prédiction s'effondre. Si cette technique semble parfois donner des résultats acceptables, elle n'est toutefois pas satisfaisante du point de vue théorique et statistique, et cela d'autant plus que les équations de demande qui présentent de telles ruptures peuvent simplement refléter une mauvaise spécification de ces dernières. Dans cet article, notre intention est de présenter une reformulation de la fonction de demande pour l'agrégat monétaire suisse M1 en utilisant un modèle à correction d'erreurs. Nous suivons en cela la méthode proposée par Hendry (1987). Le modèle à correction d'erreurs qui passe certains des tests de stabilité de ses paramètres permet d'apporter un élément de réponse au débat concernant l'instabilité intrinsèque de la fonction de demande de M1.

L'analyse de stabilité et d'invariance structurelle des coefficients rend perceptible un nouveau problème, celui de l'exogénéité. Heri (1988), Kohli (1987) et Rötheli (1988) maintiennent qu'une rupture structurelle dans la fonction de demande de monnaie provient d'un changement dans le statut d'exogénéité de la monnaie. Ces auteurs affirment que la monnaie est devenue exogène depuis le passage du régime des changes fixes à celui des changes flexibles et à la mise en oeuvre de la politique quantitative de contrôle d'un agrégat monétaire par la Banque nationale suisse. Bien que l'exogénéité statistique soit souvent associée à l'exogénéité théorique d'une variable – définie, lorsqu'il s'agit de politique économique, comme une variable sous contrôle d'une autorité – elle n'est ni une condition nécessaire ni une condition suffisante pour l'exogénéité théorique [Engle et al. (1983)]. L'objectif principal de cet article est de tester empiriquement l'exogénéité de M1 et de montrer qu'une politique monétaire quantitative de contrôle d'un agrégat n'implique pas que la monnaie soit nécessairement exogène statistiquement. Ainsi, la réalité monétaire suisse, en changes flexibles, peut toujours être décrite par l'estimation d'une équation qui retient la monnaie comme variable dépendante, donc par l'estimation d'une fonction de demande de monnaie traditionnelle.

Dans la section qui suit, les concepts économétriques utilisés dans le reste de l'article sont définis et commentés. Dans la section 3, les propriétés statistiques des séries sont étudiées en détails. La section 4 présente plusieurs estimations de la fonction de demande de M1 avec différents modèles à correction d'erreurs. Le choix entre ces différentes fonctions est fait en utilisant la méthodologie récente des «encompassing» tests. Le principal résultat de cette section est que le modèle de demande de monnaie, qui retient la masse monétaire M1 réelle ou nominale comme variable dépendante, ne souffre ni d'autocorrélation ni d'hétéroscédasticité de ses erreurs. Les variables indépendantes de cette équation, le taux d'intérêt à trois mois suisse sur l'euro-franc et le taux de variation du produit intérieur brut réel, sont non seulement exogènes mais super-exogènes par rapport à M1. Les coefficients du taux d'intérêt et du

* Division économique de la Banque nationale suisse

terme de correction d'erreurs sont relativement stables. Par contre, le coefficient du produit intérieur brut réel est instable et présente une tendance ascendante régulière, sans montrer toutefois d'accroc qui révèlerait un choc structurel particulier. La section 5 présente les estimations des fonctions inverses de la demande de monnaie, fonctions qui retiennent comme variable dépendante le taux d'intérêt ou le taux d'inflation. Ces équations montrent toutes une hétéroscédasticité de leurs erreurs et une instabilité de leurs paramètres, à l'exception de celui du produit intérieur brut réel. De plus, la masse monétaire M1 *en termes réels* est statistiquement endogène par rapport au taux d'intérêt. Par contre, l'exogénéité de M1 *nominal* par rapport au taux d'intérêt ou par rapport au taux d'inflation ne peut pas être rejetée empiriquement. Comme le statut d'endogénéité/exogénéité statistique d'une variable est théoriquement mutuellement exclusif, cela révèle une contradiction. Un résumé détaillé des résultats achève l'article.

2. Considérations économétriques

2.1. Exogénéité statistique et inversion

Lorsqu'on effectue la régression $y = \alpha + \beta x + \varepsilon$ par la méthode des moindres carrés, seule la variable dépendante y est considérée comme aléatoire, la variable indépendante x étant supposée non aléatoire. Or, les séries temporelles à disposition de l'économètre représentent une réalisation particulière du processus stochastique qui génère les *deux* variables y et x. L'analyse statistique d'exogénéité a donc pour but de fixer les conditions qui, lorsqu'elles sont remplies, permettent de considérer la variable y comme aléatoire et la variable x *comme si* elle était déterministe.

De plus, une fois le statut d'endogénéité ou d'exogénéité des variables considérées établi par une analyse statistique, les propriétés de stabilité ou de non stabilité dans le temps des coefficients d'une régression entraînent des conséquences importantes quant à l'utilisation des résultats estimés et quant aux possibilités d'inverser ou non cette régression, c'est-à-dire d'intervertir la variable dépendante avec l'une ou l'autre des variables indépendantes.

Ces deux concepts – exogénéité et inversion – sont définis et leurs conséquences analysées, de manière plus précise, dans les deux sous-sections qui suivent.

a) Exogénéité faible

En appelant M la masse monétaire M1 et r le taux d'intérêt qui mesure au mieux le coût d'opportunité de la détention d'encaisses, notre problème revient à caractériser les paramètres λ de la densité de probabilité jointe D conditionnelle à Ψ:

$$D(M,r \mid \Psi; \lambda)$$

où Ψ représente l'ensemble des variables qui exercent une influence contemporaine ou retardée sur le marché monétaire. Cela peut être, par exemple, le niveau des prix, le volume des transactions, la richesse réelle de l'économie, les rendements d'autres actifs financiers pas parfaitement substituables, les anticipations inflationnistes des agents, la monnaie centrale, etc. Dans cet exemple théorique, les variables contenues dans Ψ sont considérées, *pour la commodité de l'exposition,* comme prédéterminées ou exogènes *a priori*.[1]

[1] Une analyse symétrique s'applique à toutes les variables contenues dans Ψ. Pour analyser le statut d'exogénéité du niveau des prix p conjointement à M par exemple, il suffit de substituer p à r dans les équations qui suivent et d'inclure r dans Ψ.

La densité jointe D peut être marginalisée de deux façons différentes:

$$\text{I} \qquad D(M,r \mid \Psi; \lambda_t) = D_{M\mid r}(M \mid r,\Psi; \lambda_{1t})\, D_r(r \mid \Psi^*; \lambda_{2t})$$

$$\text{II} \qquad D(M,r \mid \Psi; \lambda_t) = D_{r\mid M}(r \mid M,\Psi; \mu_{1t})\, D_M(M \mid \Psi^*; \mu_{2t})$$

Un modèle des densités conditionnelles $D_{M\mid r}$ et $D_{r\mid M}$ est représenté respectivement par les régressions de M sur r et Ψ et de r sur M et Ψ. Les densités marginales D_r et D_M décrivent les processus stochastiques respectifs de r et de M étant donné Ψ^*, Ψ^* symbolisant le sous-ensemble des variables retardées contenu dans Ψ.

La marginalisation I considère comme faiblement exogène (en anglais «weakly exogenous») r, tandis que la marginalisation II considère M comme faiblement exogène. *Par définition* [cf. Engle et al. (1983) p. 278], une variable indépendante (régresseur) est dite faiblement exogène par rapport à l'ensemble des paramètres de la densité conditionnelle si l'estimation des paramètres de cette dernière, étant donné le régresseur, utilise toute l'information à disposition. En d'autres termes, un régresseur est faiblement exogène lorsque la spécification précise de sa densité marginale n'est pas nécessaire, car les paramètres de cette densité ne représentent que de l'information sans valeur («nuisance parameters») pour estimer ceux de la densité conditionnelle. *Dans notre exemple,* l'exogénéité faible de r dans I (de M dans II) est donc une propriété suffisante pour permettre une estimation statistique satisfaisante de λ_{1t} (μ_{1t}) dans la régression $D_{M\mid r}$ ($D_{r\mid M}$).[2] En pratique cependant, l'exogénéité faible de toutes les variables contenues dans Ψ doit être testée.

Différents tests d'exogénéité existent pour cerner une éventuelle influence des paramètres de la densité marginale sur ceux de la densité conditionnelle. La plupart utilisent directement ou indirectement la méthode des variables instrumentales. *Par exemple,* on peut tester la présence dans la densité conditionnelle des résidus d'estimation de la densité marginale. Si ces résidus ne sont pas significatifs, alors on en déduira que l'on ne peut pas rejeter l'exogénéité faible de r par rapport à M dans le cas I ci-dessus ou de M par rapport à r dans le cas II. A ce stade, il est légitime de se poser la question de la *puissance* du test effectué, définie comme la moindre probabilité de ne pas rejeter l'exogénéité faible, alors que cette hypothèse est fausse. Une manière de faire est de tester à nouveau la présence des résidus d'estimation de la densité marginale dans l'estimation de la densité conditionnelle, mais en omettant sciemment le régresseur concerné. Lorsque ces résidus sont significatifs, on peut légitimement considérer que le test d'exogénéité faible a une certaine puissance. Par contre, si ces résidus ne sont pas significativement différents de zéro malgré l'absence du régresseur incriminé, alors la probabilité d'accepter à tort comme vraie l'exogénéité faible de ce régresseur est grande, donc le test a peu de puissance.

b) Inversion

On peut montrer [cf. Hendry et Ericsson (1990), p. 24] que les paramètres de la densité conditionnelle $D_{M\mid r}$ sont fonction des paramètres de la densité conditionnelle $D_{r\mid M}$ et de ceux de la densité marginale

[2] L'exogénéité faible des régresseurs est toutefois insuffisante pour effectuer des prévisions et des simulations de politique économique avec le modèle estimé. L'*exogénéité forte* est requise pour les prévisions et la *super-exogénéité* pour les simulations de politique économique. Un régresseur est dit fortement exogène par rapport aux paramètres de la densité conditionnelle lorsqu'il est faiblement exogène et qu'il n'est pas causé au sens de Granger par la variable endogène. Le régresseur est dit super-exogène lorsqu'il est faiblement exogène et que les paramètres de la densité conditionnelle ne sont pas influencés par des chocs affectant sa densité marginale [cf. Engle et al. (1983) p. 278]. Il est à noter que le statut d'endogénéité / d'exogénéité statistique d'une variable est théoriquement mutuellement exclusif. Ainsi, satisfaire l'hypothèse d'exogénéité entraîne la négation de l'endogénéité et inversément.

D_M. De manière analogue, les paramètres de la densité conditionnelle $D_{r|M}$ sont fonction des paramètres de la densité conditionnelle $D_{M|r}$ et de ceux de la densité marginale D_r. Formellement,

$$\lambda_{1t} = f(\mu_{1t}, \mu_{2t}) \qquad \text{et} \qquad \mu_{1t} = g(\lambda_{1t}, \lambda_{2t})$$

On peut montrer également que si la régression $D_{M|r}$ est stable en ce sens que la valeur des paramètres est constante dans le temps – $\lambda_{1t} = \lambda_1$ – les paramètres de la régression inverse $D_{r|M}$ ne le sont pas lorsque ceux de la densité marginale D_r varient dans le temps. Formellement, μ_1 reste indirectement une fonction du temps t, bien que λ_1 soit constant, car λ_{2t} demeure dans la fonction g [cf. Engle et Hendry (1990), p. 14 ou Hendry et Ericcson (1990), p. 24]:

$$\mu_{1t} = g(\lambda_1, \lambda_{2t})$$

Ainsi, comme le montre l'analyse qui précède, à moins que les densités marginales de r ou de M soient toutes deux parfaitement stables dans le temps, c'est-à-dire que $\lambda_{2t} = \lambda_2$ et $\mu_{2t} = \mu_2$, *les deux régressions $D_{M|r}$ et $D_{r|M}$ ne peuvent pas être stables simultanément.* Cela est fort probable lorsqu'on est confronté à des séries temporelles de longueur suffisante pour inclure des changements de régimes de politique économique (changement de mise en oeuvre de politique monétaire ou passage des changes fixes aux changes flexibles, par exemple),

En résumé, si on estime $D_{M|r}$ avec r passant les tests d'exogénéité faible par rapport à λ_{1t} et si, en plus, $D_{M|r}$ est une relation stable empiriquement ($\lambda_{1t} = \lambda_1$), on peut alors en déduire qu'estimer un modèle à équation *unique* avec la monnaie comme variable dépendante est une caractérisation adéquate du marché monétaire. De plus, l'analyse qui précède nous permet aussi d'affirmer qu'*il n'est dès lors pas possible d'inverser cette équation pour en tirer une relation dont la causalité irait de M vers r,* car cette équation est très probablement instable.[3] Symétriquement, si c'est la régression $D_{r|M}$ qui est stable empiriquement avec M passant les tests d'exogénéité, alors on peut en déduire qu'estimer un modèle à équation *unique* avec le taux d'intérêt comme variable dépendante est une caractérisation adéquate du marché monétaire et qu'il est également impossible d'inverser $D_{r|M}$ pour en tirer une relation dont la causalité irait de r sur M. Bien entendu, en pratique, toutes les variables contenues dans Ψ doivent faire l'objet des mêmes tests.

Par contre, dès que deux ou plusieurs variables sont trouvées statistiquement endogènes – r *et* M dans notre exemple – les paramètres λ de la densité jointe D doivent être estimés ensemble, c'est-à-dire qu'un *modèle simultané* doit être formulé et estimé.

2.2. Niveau ou taux de croissance des variables?

La théorie économétrique traditionnelle a été développée pour estimer des modèles de séries temporelles dont les variables sont toutes stationnaires dans le sens faible de ce terme, c'est-à-dire qu'elles ont toutes, au moins, leurs deux premiers moments constants et finis. Si une ou plusieurs variables violent ces conditions, elles ne sont plus stationnaires et les tests économétriques habituels ne sont plus applicables tels quels sur les séries non transformées préalablement. Cela est particulièrement vrai lorsqu'une ou plusieurs variables ne sont pas stationnaires pour cause de variance infinie asymptotique-

[3] En outre, considérer la monnaie comme une variable indépendante dans la régression inverse $D_{r|M}$ peut violer le statut d'endogénéité de cette variable établi dans la relation $D_{M|r}$.

ment. De telles variables sont dites posséder une ou plusieurs *racines unitaires* («unit root»)[4]. Différentier une ou plusieurs fois par rapport au temps de telles séries permet en général d'obtenir une nouvelle variable qui elle satisfait les conditions de stationnarité faible. Dans ce cas, la littérature économétrique récente parle [cf. Granger (1986)] de *variables intégrées.* En d'autres termes, si différentier une variable i fois revient à créer une variable stationnaire, on dit que cette variable est intégrée d'ordre i et est notée I(i). La variable stationnaire obtenue après différentiation est appelée variable intégrée d'ordre zéro et est notée I(0).

De par la faible puissance des tests existants – tests simple et élargi de Dickey et Fuller [Dickey et Fuller (1979), Fuller (1976)] – et même des récentes *stratégies de tests* [Dolado et Jenkinson (1987), Perron (1988)] pour repérer correctement la présence d'une racine unitaire dans une série temporelle, il est souvent admis, à la suite des travaux de Nelson et Plosser (1982), que la plupart des séries économiques en possèdent au moins une, c'est-à-dire qu'elles ne sont pas stationnaires en niveau.

Les tests que nous avons effectués sur M1 ainsi que sur les taux d'intérêt suisses, le produit intérieur brut réel et l'indice suisse des prix à la consommation n'ont pas permis, comme on pouvait s'y attendre, de rejeter l'hypothèse que ces variables sont au moins I(1), à l'exception, peut-être, du taux d'intérêt des dépôts à trois mois en francs suisses sur l'euro-marché. Dans ces conditions, comme les modèles à estimer ne doivent contenir que des variables I(0) pour pouvoir appliquer correctement les tests économétriques usuels, ceux que nous avons estimés utilisent les différences premières des variables susmentionnées. Pour améliorer les estimations des paramètres, nous avons également tenu compte du fait que certaines combinaisons linéaires de variables I(1) ont parfois la propriété d'avoir des résidus stationnaires. Les variables qui satisfont cette condition sont dites *cointégrées.* Inclure une combinaison linéaire stationnaire de variables non stationnaires en niveau dans un modèle statistique qui ne contient que des variables en différences revient à estimer un modèle dit *à correction d'erreurs* (ECM). Cette forme fonctionnelle particulière permet de modéliser la dynamique de court terme qui caractérise une série statistique tout en tenant compte d'une éventuelle relation de long terme fournie en général par la théorie économique. Les modèles à correction d'erreurs sont fréquemment utilisés de nos jours, car ils semblent relativement performants du point de vue de l'estimation des paramètres. En effet, nombre de travaux récents ont montré que de tels modèles permettent d'apporter une solution cohérente aux problèmes économétriques d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des erreurs dont souffrent souvent les modèles estimés en niveau lorsque les données utilisées sont susceptibles de contenir une ou plusieurs racines unitaires.

Dans la suite de ce papier, plusieurs modèles à correction d'erreurs sont estimés pour l'agrégat monétaire M1. Une attention particulière a été portée d'une part sur la direction de la régression – et donc sur l'exogénéité statistique des régresseurs – et d'autre part sur la stabilité dans le temps des paramètres estimés. Auparavant, une description des séries utilisées ainsi qu'une analyse de leurs propriétés statistiques sont présentées dans la section suivante.

[4] L'expression *racine unitaire* provient du fait qu'un moyen de détecter une variance infinie asymptotiquement d'un processus aléatoire consiste à estimer un modèle autorégressif de la série, c'est-à-dire un modèle dont les seuls régresseurs sont la variable dépendante retardée d'une ou de plusieurs périodes, et à tester si la somme des coefficients des régresseurs est égale à un. Lorsque cette hypothèse est acceptée, non seulement la variance du processus est infinie asymptotiquement, mais sa moyenne elle-même n'est plus définie [cf. Dickey et al. (1991)].

3. Données utilisées

3.1. Description des séries

La masse monétaire M1, ainsi que ses composantes, sont des séries statistiques mensuelles de fin de période, calculées selon la définition de 1975 de cet agrégat, qui exclut notamment le Liechtenstein.[5] La série mensuelle est convertie en série trimestrielle en effectuant une moyenne des trois observations de fin de mois. Elle est ensuite transformée en logarithme naturel. La masse monétaire réelle correspondante est obtenue en déflatant la masse monétaire nominale avec l'indice suisse des prix à la consommation. Cet indice a été retenu de préférence au déflateur implicite du produit national pour tenir compte des prix des biens importés.

La variable d'échelle employée comme «proxy» du volume des transactions dans l'économie est le produit intérieur brut réel aux prix de 1970, disponible officiellement en Suisse sur une base trimestrielle depuis 1967. Cette variable est également transformée en logarithme.

Le taux d'intérêt court est le taux des dépôts à trois mois sur le marché des euro-francs, le taux trimestriel étant une moyenne des taux mensuels de fin de mois. Le taux d'intérêt long trimestriel est une moyenne des taux de rendement mensuel des obligations de la Confédération. Sauf précisions contraires, les taux d'intérêt sont transformés en logarithme.

Une définition précise de chacune des variables ainsi que la notation utilisée dans la suite de cet article sont données dans l'annexe I.

3.2. Propriétés statistiques des séries

Comme on l'a mentionné dans le paragraphe 2.2, il est essentiel de savoir si, statistiquement, les séries utilisées possèdent une ou plusieurs racines unitaires. Nous avons testé cette propriété en appliquant la stratégie de test proposée par Dolado et Jenkinson (1987) et celle de Perron (1988). Ces stratégies sont résumées dans Peytrignet et Fischer (1991). Nous présentons également pour chaque série les tests simple et élargi de Dickey et Fuller – abrégés respectivement par les symboles «DF» et «ADF» –, le test élargi permettant de corriger une éventuelle autocorrélation des erreurs par l'introduction des valeurs retardées de la variable dépendante. ADF(4) signifie que les variables dépendantes retardées de un à quatre trimestres sont incluses dans le test.

Appliqués à nos données, ces différents tests de racines unitaires ont produit les résultats réunis dans la table 1.

Ces résultats montrent à l'évidence que l'hypothèse de non-stationnarité pour cause de racine unitaire est acceptée sans ambiguïté en ce qui concerne la série de M1 nominal en niveau. Cependant, la décision semble plus difficile avec M1 en termes réels. Les deux stratégies de Dolado et Jenkinson et de Perron, ainsi que les tests DF et ADF(2), acceptent l'hypothèse de non-stationnarité pour cause de racine unitaire. Par contre, le test ADF(4) considère cette série comme stationnaire au seuil critique de 1%. Il semble donc difficile de décider avec confiance si M1 en termes réels possède ou non une racine unitaire sur l'échantillon retenu. Cependant, le test ADF(4) prend la valeur – 2.89* lorsqu'on étend la taille de l'échantillon aux données allant du deuxième trimestre de 1960 à la fin de 1989. Ce test rejette toujours la non-stationnarité de la série, mais cette fois à la limite de signification de 5%. Toutefois, une

[5] Pour plus de précisions, cf. le Bulletin mensuel de la Banque nationale suisse, 8/1975, et le bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, 1/1985.

autocorrélation du sixième ordre [AR(6,111) = 14.95**], présente encore dans les résidus de la régression du test de racine unitaire, peut invalider cette conclusion. L'autocorrélation du sixième ordre disparaît lorsqu'on effectue un test ADF(11) dont la valeur, sur l'échantillon 1963:1–1989:4, s'élève à – 2.12, non significative au seuil de 5%. Le test ADF(11) accepte la présence d'une racine unitaire dans M1 réel et rejoint ainsi les conclusions des stratégies de Dolado et Jenkinson et de Perron. Considérer cette série comme I(1) semble donc une hypothèse acceptable, d'autant que sa différence première est sans conteste I(0).

Table 1: Tests de racines unitaires
Pour les tests Dol. & Jen., Per. et DF, l'échantillon est 1967:4–1989:4.
Pour les tests ADF(4) et ADF(2), l'échantillon est 1968:4–1989:4.

	Dol. & Jen.	Per.	ADF(4)			ADF(2)			DF		
	A: accepte R: rejette une racine unitaire		Val.	AR 6,73	AR 1,78	Val.	AR 6,75	AR 1,80	Val.	AR 6,81	AR 1,86
m1	A	A	– 1.70	_5.54_ **	_23.75_ **	– 1.67	_9.35_ **	_3.49_	– 1.80	_11.10_ **	_1.03_
Δm1	R	R	– 4.51 **	2.60 *	0.08	– 5.83 **	10.03 **	23.70 **	– 10.2 **	11.10 **	1.73
(m1–p)	A	A	– 4.30 **	3.99 **	12.98 **	– 2.82	_9.40_ **	_0.52_	– 2.56	_11.36_ **	_0.00_
Δ(m1–p)	R	R	– 4.38 **	2.83 *	0.00	– 5.24 **	9.52 **	21.71 **	– 9.66 **	11.09 **	2.32
pibr	A	A	– 1.04	_0.37_	_0.09_	– 0.95	_11.10_ **	_2.99_	– 1.48	_15.42_ **	_15.10_ **
Δpibr	R	R	– 3.11 *	0.47	0.92	– 8.73 **	6.73 **	33.61 **	– 14.1 **	10.75 **	0.52
r^C	R	R	– 3.33 *	0.41	0.01	– 2.76	_1.00_	_4.09_ *	– 3.06 *	1.05	0.37
Δr^C	R	R	– 4.55 **	1.02	0.18	– 4.97 **	0.60	0.66	– 9.84 **	0.84	0.01
r^L	A	A	– 3.40 *	0.60	0.20	– 2.73	_0.77_	_1.70_	– 1.38	_6.70_ **	_33.51_ **
Δr^L	R	R	– 3.41 *	1.03	0.25	– 3.63 **	0.57	0.30	– 5.46 **	0.51	0.12
cpi	R	A	– 1.78	_0.48_	_1.59_	– 2.10	_3.68_ **	_1.20_	– 2.37	_8.67_ **	_24.69_ **
inf	R	R	– 2.20	_0.58_	_0.29_	– 2.63	_1.47_	_4.89_ *	– 5.31 **	4.52 **	0.00
Δinf	R	R	– 4.81 **	0.37	0.20	– 9.99 **	0.46	0.60	– 11.9 **	7.04 **	27.38 **

N.B.:
1. ** représente un seuil de signification de 1%, * un seuil de 5%. Les valeurs critiques pour les tests DF et ADF (colonnes indiquées Val.) sont prises dans la table 8.5.2 page 373 de Fuller (1976). Pour 100 observations et un seuil de signification de 5% (1%), la valeur critique est – 2.89 (– 3.51).
2. Les statistiques notées AR symbolisent les valeurs du test du multiplicateur de Lagrange («LM test») présenté dans Godfrey (1978). C'est le test adéquat pour déceler une éventuelle autocorrélation des erreurs en présence de la variable dépendante retardée dans la régression. L'hypothèse testée est la *non autocorrélation* des erreurs. Ce test est distribué comme une χ^2. Il est exprimé ici dans sa forme de F, les degrés de liberté figurant en dessous des lettres AR. AR(6,.) représente un test joint de non autocorrélation d'ordre 1 à 6, tandis que AR(1,.) un test conventionnel d'ordre 1. Ce test n'est valide que sous l'hypothèse de stationnarité. Il n'est par conséquent présenté qu'à titre indicatif, avec les réserves d'utilisation qui s'imposent, pour les séries dont la présence d'une racine unitaire n'est pas rejetée (chiffres en Italiques).

En ce qui concerne les logarithmes du produit intérieur brut réel et du taux d'intérêt long, on peut accepter avec une certaine confiance l'hypothèse que ces séries sont I(1), vu que les tests de racines unitaires sont presque unanimes à affirmer leur non-stationnarité et que les mêmes séries exprimées en différences premières sont stationnaires donc I(0).

Deux cas intéressants sont les logarithmes de l'indice des prix à la consommation et du taux d'intérêt court. Concernant le premier, seule la stratégie de Dolado et Jenkinson conclut que la série est statistiquement I(0), tandis que la stratégie de Perron, ainsi que les DF et ADF tests, la considèrent comme I(1). Dans ce cas ambigu, une forte autocorrélation des erreurs peut toutefois invalider les conclusions de la stratégie de Dolado et Jenkinson. Nous pensons donc ne pas prendre un trop grand risque en acceptant l'indice des prix à la consommation comme I(1).

Pour le taux d'intérêt court [r^C], les deux stratégies de test, ainsi que le DF et l'ADF(4) considèrent cette série comme stationnaire. Seul le test ADF(2) accepte la présence d'une racine unitaire, mais l'autocorrélation significative qui subsiste entache la valeur de ce résultat. En effet, lorsqu'on étend la longueur de l'échantillon aux données 1963:4 – 1989:4, le test ADF(2) devient – 3.12*, valeur significative au seuil de 5%. Sur cet échantillon élargi, l'autocorrélation est absente.[6] Fait à signaler, le test ADF(4) devient même significatif au seuil de 1%, avec la valeur de – 3.75**, sur l'échantillon étendu. Ainsi, dans la suite de cette étude, nous considérons la série r^C comme stationnaire. Cependant, cette hypothèse est retenue avec prudence, car il ne nous apparaît pas clair, d'un point de vue théorique, pourquoi les tests de racine unitaire rejettent la stationnarité du taux d'intérêt long, mais acceptent le taux d'intérêt court comme stationnaire.

Ces résultats nous permettent de conclure cette section en pensant qu'un modèle statistique de demande de monnaie pour M1 devrait retenir la forme fonctionnelle d'un modèle en différences premières. Il reste cependant à tester si certaines des variables non stationnaires sont cointégrées entre elles pour permettre ainsi de transformer le modèle en différences en un modèle à correction d'erreurs.

4. Demande de M1

Dans une première section, nous présentons les résultats des estimations. Nous analysons ensuite leur stabilité puis l'exogénéité des régresseurs contenus dans les équations.

4.1. Estimations

En se référant à la littérature la plus actuelle, nous avons défini, dans Fischer et Peytrignet (1990), trois stratégies de construction d'un modèle à correction d'erreurs. Les deux premières stratégies ont en commun le fait d'estimer en deux étapes distinctes la relation d'équilibre de long terme et la dynamique de court terme du modèle. Elles diffèrent cependant par la façon dont la relation de long terme est établie dans la première étape. La troisième stratégie, par contre, modélise la relation de long terme et la dynamique de court terme en une seule étape par imposition *a priori* d'une restriction à long terme donnée par la théorie. Nous présentons ci-dessous trois fonctions de demande de M1 obtenues en utilisant successivement ces trois stratégies.

[6] Les valeurs du test de Godfrey sont égales à 0.99 pour le test AR(6,95) et à 0.45 pour le test AR(1,100).

Stratégie I

Cette stratégie a été suggérée informellement par Wickens et Breusch (1988). Dans une première étape, la relation d'équilibre est obtenue comme la solution de long terme d'un modèle général autorégressif dans lequel toutes les variables – dépendantes et indépendantes – sont modélisées en niveau par des polynômes à retards libres, c'est-à-dire dont les paramètres sont estimés sans aucune contrainte imposée *a priori*. Les résidus de la solution statique de long terme constituent le terme de correction d'erreurs inclus dans le modèle dynamique de courte période estimé dans la deuxième étape.

Dans la première étape, le modèle de base que nous avons estimé pour le logarithme de M1 a la forme suivante:

$$m1_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{5} \alpha_i \, m1_{t-i} + \sum_{i=0}^{5} \beta_i \, cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^{5} \gamma_i \, pibr_{t-i} + \varepsilon_t$$

Un retard de cinq périodes pour les différents polynômes a été retenu en considérant comme critère de choix la valeur maximale d'un test de Wald effectué sur la solution de long terme de ce modèle.[7] Cette dernière est obtenue en posant $m1_t = m1_{t-1} = \ldots = m1^*$, $cpi_t = cpi_{t-1} = \ldots = cpi^*$ et $pibr_t = pibr_{t-1} = \ldots = pibr^*$. Les valeurs entre parenthèses sont les écarts-types calculés selon la formule proposée par Bardsen (1989).

$$\underset{}{m1^*} = \underset{(4.23360)}{-1.179} + \underset{(0.28683)}{0.468\, cpi^*} + \underset{(0.56373)}{0.928\, pibr^*} \qquad \text{ECM}$$

Echantillon 1972:4 - 1989:4.

Les résidus de cette équation sont introduits, avec un retard d'un trimestre, dans un modèle de courte période pour Δm1 réel. La dynamique précise de ce modèle a été trouvée en appliquant le principe dit «du général au spécifique» ou «des réductions successives» élaboré par Hendry [cf. Hendry (1987, 1989) ou Gilbert (1986)]. Ce principe repose sur l'idée que la théorie économique peut seulement suggérer quelles variables sont corrélées mais que ce sont les données à disposition de l'économètre qui peuvent à elles seules révéler la relation dynamique précise qui lie ces variables. En pratique, appliquer ce principe revient à estimer, dans un premier temps, une forme fonctionnelle aussi peu restrictive que possible, puis à procéder par élimination successive des variables non significatives dans l'équation. Le résultat, pour Δm1 réel, est le suivant:[8]

$$\Delta(m1 - p)_t = \underset{(0.00631)}{0.01427} - \underset{(0.04430)}{0.11246\, ECM_{t-1}} + \underset{(0.10148)}{0.83624\, \Delta pibr_{t-2}} - \underset{(0.00505)}{0.02273\, r^C_t}$$

$$- \underset{(0.36354)}{0.81253\, inf_t} - \underset{(0.06468)}{0.14763\, \Delta r^L_t}$$

$R^2 = 0.707$	$\sigma = 2.266$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 2.07
AR(6,56) = 1.37	ARCH(6,50) = 1.14	Het(10,51) = 1.84	Reset(1,61) = 0.24
AR(1,61) = 0.16	ARCH(1,60) = 0.01	Het2(20,41) = 1.69	Reset(3,59) = 0.50
Norm(2) = 1.03	Chow(34,28) = 0.85	Chow(8,54) = 0.80	Chow(4,58) = 0.21

7 Lorsque les variables incluses dans la régression sont toutes I(1), la longueur des polynômes importe peu pour la consistence des inférences [cf. Wickens et Breusch (1988), p. 203].

8 La corrélation entre les variables r^C, inf et Δr^L est suffisamment faible pour que les paramètres estimés ne souffrent pas d'un problème de multicolinéarité : corr(r^C,inf) = 0.3754, corr(r^C,Δr^L) = 0.4006, corr(inf,Δr^L) = 0.2796 sur l'échantillon 1973:1–1989:4.

Dans cette spécification de court terme, le taux d'intérêt court [r^C] est considéré comme stationnaire et entre donc en niveau. Le taux d'inflation [inf] est introduit comme variable indépendante pour supprimer la restriction d'une élasticité-prix à court terme égale à un qu'impose le choix du taux de variation de la masse monétaire réelle [Δ(m1 – p)] comme variable dépendante. Toutes les variables ont un signe correct et sont significatives. La statistique de Durbin et Watson ainsi que les tests de Godfrey (1978), notés AR, montrent qu'aucune autocorrélation ne semble affecter les erreurs. Le test de Jarque et Bera (1980), distribué comme un χ^2 avec deux degrés de liberté, indique que les erreurs semblent être distribuées normalement, ce qui est rassurant pour la validité des autres tests rapportés. L'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs n'est rejetée ni par le test de White (1980) [noté par Het et distribué comme une statistique de F avec le nombre de degré de liberté indiqué entre parenthèses][9], ni par les tests de Engle (1982) [noté ARCH et distribué également comme un F test].[10] Ce diagnostic est confirmé encore par le test noté Het2.[11] Het2 ainsi que les deux tests de Ramsey (1969) [notés Reset] indiquent que la forme fonctionnelle retenue ne semble pas souffrir d'un problème général de mal-spécification.[12] Une indication de la stabilité des paramètres est encore fournie par les trois tests de Chow. Le premier test divise l'échantillon en deux parties distinctes trente-quatre périodes avant le dernier trimestre de 1989. Le modèle est réestimé sur la première partie et des prévisions sont effectuées sur la seconde partie avec les valeurs estimées des paramètres. Les deuxième et troisième tests de Chow effectuent la césure de l'échantillon respectivement huit et quatre périodes avant 1989:4. Ces trois tests sont tous non significatifs, ce qui signifie que le modèle ne semble pas avoir subi de changements structurels majeurs entre la période d'estimation et la période des prévisions.

On peut encore noter que la variable dépendante retardée n'entre pas dans cette spécification. En effet, un test du multiplicateur de Lagrange («LM test») analysant la non-inclusion de $\Delta(m1-p)_{t-1}$ donne $F(1,61) = 0.27$, valeur qui nous permet d'affirmer que cette variable n'a pas sa place dans la régression.

Stratégie II

La deuxième stratégie d'élaboration d'un modèle à correction d'erreurs est celle qui est proposée par Engle et Granger (1987); elle s'appuie sur le Théorème de Représentation qui porte leurs noms. Ce théorème indique que si un ensemble de séries sont cointégrées alors un modèle à correction d'erreurs existe, l'implication inverse étant aussi vraie. Comme la précédente, cette stratégie compte deux étapes

---

[9] Le test de White utilise une régression auxiliaire qui retient comme variable dépendante le carré des erreurs et comme variables indépendantes les régresseurs contenus dans l'équation ainsi que le carré de ceux-ci. L'hypothèse testée est l'homoscédasticité inconditionnelle des erreurs avec comme alternative l'hypothèse que la variance des erreurs dépend des régresseurs de l'équation et de leur carré.

[10] Le test de Engle régresse le carré des erreurs sur une constante et sur les valeurs passées du carré de ces erreurs. ARCH(6,.) retient comme variables indépendantes les carrés des erreurs retardés d'une à six périodes; ARCH(1,.) ne conserve que le carré des erreurs retardé d'une période. L'hypothèse testée est la nullité jointe des valeurs retardées du carré des erreurs. En fait, ce test corrige de l'hétéroscédasticité le test de Godfrey, d'où son nom anglais «AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity test» [cf. Hendry (1989) aux pages 55 et suivantes].

[11] Het2 est un test, dû également à White, qui analyse à la fois le problème de l'homoscédasticité des erreurs et le problème d'une mal-spécification générale dans la forme fonctionnelle retenue. Le carré des erreurs est régressé sur les carrés des régresseurs de l'équation ainsi que sur tous les produits croisés de ceux-ci. L'hypothèse testée est l'homoscédasticité des erreurs ou en tout cas une hétéroscédasticité non liée aux régresseurs originels de l'équation. Ainsi, si une éventuelle hétéroscédasticité est trouvée, ce test nous renseigne que l'origine de celle-ci doit être liée aux régresseurs de l'équation.

[12] Le test de Ramsey (Reset signifiant «Regression Specification Test») introduit comme variables indépendantes additionnelles dans la régression originelle les valeurs estimées («fitted values») de la variable dépendante élevées au carré – dans Reset(1,.) – ainsi qu'au cube et à la puissance quatre – dans Reset(3,.). Si ces ajouts sont significatifs, on peut en induire que la forme fonctionnelle originelle retenue est incorrecte.

distinctes, mais elle diffère dans la manière d'élaborer la relation d'équilibre de long terme. Engle et Granger suggèrent d'effectuer une régression *statique* entre les variables en niveau et d'introduire les résidus estimés dans l'équation dynamique de courte période lorsque ces résidus forment une série stationnaire. La régression statique initiale est appelée *régression de cointégration.* Dans cette dernière, toutes les variables doivent impérativement être I(1). Toutefois, le statut d'exogénéité des variables et donc la direction de régression importe peu. Stock (1987) a montré théoriquement que les coefficients de la régression de cointégration quoique biaisés sont super-consistents. Ce biais, dont l'importance est inversément proportionnelle au coefficient de détermination [R^2] de l'équation, est censé disparaître rapidement lorsque la taille de l'échantillon augmente. Cependant, des études empiriques effectuées par Banerjee et al.(1986) ont montré, à l'aide de simulations de Monte Carlo, que ce biais pouvait être important dans les petits échantillons et persister même lorsque la taille de l'échantillon augmente significativement.

La régression de cointégration que nous avons estimée pour M1 a la forme suivante:[13]

$$\underset{}{m1} = \underset{(0.07267)}{0.81268\,cpi} + \underset{(0.04339)}{0.58939\,pibr} \qquad \text{ECM sans constante}$$

Echantillon 1972:4 - 1989:4 ; DW : 0.254 ; $R^2 = 0.999$

La colonne centrale de la table 2 rassemble les résultats des tests de cointégration effectués sur les résidus de cette équation. Ces résidus passent avec quelque peine les tests de stationnarité.[14] En effet, le seul test rejetant leur non-stationnarité, au seuil critique de 10%, est un ADF(4), mais de l'autocorrélation rend suspect ce résultat. Tous les autres tests rejettent l'hypothèse de stationnarité. Il est donc difficile d'affirmer avec certitude si ces trois variables sont cointégrées ou non. Ajouter une constante ou restreindre a priori l'élasticité-prix de longue période à l'unité n'améliore que peu ce résultat.[15]

---

[13] Les écarts-types indiqués entre parenthèses sont biaisés !, vu la très forte autocorrélation qui caractérise les résidus de la régression de cointégration. Ils ne sont mentionnés qu'à titre indicatif. La valeur élevée du coefficient de détermination (R^2) garantit que le biais dans l'estimation ponctuelle des coefficients devrait être négligeable. Un risque persiste, cependant, que la valeur élevée du R^2 provienne de l'absence d'une constante dans la régression. L'estimation de l'équation ECM avec une constante donne un $R^2 = 0.828$, ce qui reste acceptable.

[14] On pouvait s'y attendre en notant la faible valeur de la statistique de Durbin et Watson obtenue dans la régression de cointégration.

[15] Une application de la procédure de Johansen [Johansen et Juselius (1990)] sur le système m1, cpi, pibr a donné un résultat similaire. L'hypothèse nulle de non-cointégration est rejetée en faveur de l'hypothèse d'existence d'un vecteur de cointégration par un test de la valeur propre maximale (λ_{max}), et cela à un seuil critique légèrement supérieur à 10%. La valeur obtenue est $\lambda_{max} = 18.04$ pour des valeurs critiques de 18.96 (10%) et de 16.52 (20%). De plus, l'existence d'un seul vecteur de cointégration n'est pas rejetée: $\lambda_{max} = 6.18$.

Table 2: Résultats de cointégration

		ECM avec constante	ECM sans constante	ECM élasticité prix égale à un
	ADF(8)	−3.37	−3.14	−3.44
	AR(6,44)	*0.81*	*0.82*	*0.83*
	AR(1,49)	*0.05*	*0.04*	*0.02*
Echantillon	**ADF(6)**	−2.48	−2.39	−2.47
1975:1	AR(6,46)	*1.89*	*1.49*	*2.13*
1989:4	AR(1,51)	*0.00*	*0.00*	*0.00*
	ADF (5)	−2.35	−2.35	−2.30
	AR(6,47)	*1.92*	*1.45*	*2.25*
	AR(1,52)	*0.65*	*0.30*	*0.82*
	ADF(4)	−4.14*	−4.04 +	−4.12*
	AR(6,52)	3.55**	2.91*	3.75**
	AR(1,57)	8.39**	8.15**	8.14**
Echantillon	**ADF(2)**	−2.08	−1.94	−2.25
1974:1	AR(6,54)	*7.79***	*6.92***	*7.96***
1989:4	AR(1,59)	*0.05*	*1.06*	*0.00*
	DF	−2.01	−2.06	−1.98
	AR(6,56)	*7.36***	*7.67***	*7.43***
	AR(1,61)	*1.72*	*3.30*	*0.38*

N.B.:
- Le signe + signifie un seuil de signification de 10%, * de 5% et ** de 1%.
- Les valeurs critiques des ADF tests sont tirées de la table 2 de Engle & Yoo (1987) pour 50 observations. Avec trois variables dans la régression on a, 10% = −3.73, 5% = −4.11, 1% = −4.84. Avec deux variables 10% = −3.28, 5% = −3.67 et 1% = −4.32.
- Les tests de Godfrey (1978) de non autocorrélation du sixième et du premier ordres sont présentés sous les ADF et DF tests. Les valeurs de ces tests ne sont présentées qu'à titre indicatif, rappelons-le, lorsque les résidus de l'équation de cointégration semblent non stationnaires (chiffres en italiques).

En *admettant* que les trois variables ci-dessus sont cointégrées, nous introduisons les résidus de la régression de long terme dans une spécification de court terme.

$$\underset{}{\Delta(m1 - p)_t} = \underset{(0.00536)}{0.04586} - \underset{(0.03612)}{0.26535}\, ECM_{t-1} + \underset{(0.09273)}{0.83541}\, \Delta pibr_{t-2} - \underset{(0.00367)}{0.03822}\, r^C_t$$

$R^2 = 0.747$	$\sigma = 2.072\ \%$	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.92
AR(6,58) = 1.57	ARCH(6,52) = 0.73	Het(6,57) = 0.62	Reset(1,63) = 1.07
AR(1,63) = 0.08	ARCH(1,62) = 0.00	Het2(9,54) = 0.89	Reset(3,61) = 0.45
Norm(2) = 1.05	Chow(34,30) = 0.91	Chow(8,56) = 1.39	Chow(4,60) = 0.29

La dynamique exacte du modèle de court terme a été découverte en appliquant la démarche des réductions successives décrite précédemment. Tous les résultats des tests indiquent, globalement, que ce modèle ne souffre d'aucune erreur de spécification générale. Il est intéressant de noter que contrairement au modèle obtenu par la stratégie I, ni le taux d'inflation ni le taux d'intérêt à long terme n'entrent dans cette équation. En effet, un test de Lagrange analysant la non-inclusion du taux d'inflation donne $F(1,63) = 2.36$, ce qui ne permet pas de rejeter cette hypothèse. Le même test pour le taux d'intérêt à long terme donne $F(1,63) = 0.27$. Un test joint de non-inclusion des deux variables donne $F(2,62) = 1.25$. Forcer malgré tout ces deux variables à entrer dans la régression révèle que leurs paramètres sont non significatifs, avec des valeurs de t s'élevant respectivement à −1.49 et −0.41. Ainsi, restreindre a priori l'élasticité-prix de courte période à un est une hypothèse qui n'est pas rejetée empiriquement avec cette spécification. De plus, la non-inclusion de la variable dépendante retardée est confirmée. Le Test de Lagrange correspondant donne F(1,63) = 0.31.

On peut encore remarquer que le terme de correction d'erreurs entre dans la spécification dynamique avec le bon signe et qu'il est significativement différent de zéro. La magnitude du coefficient est même étonnamment grande, ce qui est rassurant. Si on applique à la lettre la deuxième partie du Théorème de Représentation de Engle et Granger, il semblerait donc que les trois variables – M1, prix et produit intérieur brut réel – sont bien cointégrées malgré le manque d'évidence empirique provenant des tests spécifiques de cointégration.

Stratégie III

Avec cette stratégie, l'équation de long terme est spécifiée a priori. Cela revient à imposer au modèle dynamique de court terme une élasticité-prix et une élasticité-revenu de longue période. Fischer (1990 a et b) a retenu respectivement des valeurs de 1 et de 0.5 pour ces deux élasticités. Les raisons qu'il invoque sont que M1 est un agrégat de définition somme toute assez étroite pour que ses composantes servent essentiellement à satisfaire les besoins de transactions des agents économiques. Dans ce cas, le modèle de Baumol et Tobin [cf. Baumol (1952)] enseigne que l'élasticité-revenu devrait s'élever à 0.5. L'équation de long terme a donc la forme:

$$m1 = cpi + 0.5\,pibr \qquad \text{ECM}$$

L'équation de courte période correspondante, obtenue en appliquant la méthode des réductions successives, donne les résultats suivants:

$$\underset{}{\Delta(m1 - p)_t} = \underset{(0.00679)}{-\,0.01402} \; \underset{(0.03237)}{-\,0.26861}\, ECM_{t-1} + \underset{(0.08744)}{0.81884}\, \Delta pibr_{t-2} \; \underset{(0.00345)}{-\,0.03910}\, r^C_t \qquad \text{DC}$$

$R^2 = 0.776$	$\sigma = 1.953\ \%$	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 2.14
AR(6,58) = 1.27	ARCH(6,52) = 1.39	Het(6,57) = 0.28	Reset(1,63) = 0.47
AR(1,63) = 0.32	ARCH(1,62) = 0.59	Het2(9,54) = 0.76	Reset(3,61) = 0.16
Norm(2) = 0.92	Chow(34,30) = 0.88	Chow(8,56) = 0.90	Chow(4,60) = 0.30

Les résultats sont très similaires à ceux qui sont obtenus avec la spécification issue de la stratégie II. La variable dépendante retardée est absente de cette régression, avec une valeur de F pour le Test de Lagrange de 1.43. Le taux d'inflation ainsi que le rendement des obligations de la Confédération sont également omis de cette équation. Les résultats des tests de non-inclusion sont fournis en note.[16]

La faiblesse de cette troisième stratégie de construction d'un modèle à correction d'erreurs est d'imposer a priori aux données la restriction d'une valeur numérique choisie pour les élasticité-prix et revenu de long terme. Ce postulat peut cependant être testé en faisant un «encompassing» test entre des modèles incorporant diverses valeurs pour ces élasticités. Un tel test existe sous plusieurs formes, notamment celles qui sont proposées par Cox (1961), par Ericsson (1973) ou par Sargan (1964). Toutes procèdent du même esprit. Il s'agit en fait de tester si un modèle particulier est capable,

[16] $F_{inf}(1,63) = 0.00$, $F_{\Delta rL}(1,63) = 0.03$, $F_{inf\,\&\,\Delta rL}(2,62) = 0.02$. Lorsque ces variables sont quand même introduites dans la régression DC, les t de Student des coefficients sont : $t_{inf} = -0.01$, $t_{\Delta rL} = -0.18$.

d'une part, de représenter adéquatement le processus qui a généré les données dont nous disposons et, d'autre part, de prédire correctement les résultats que l'on obtiendrait avec un modèle concurrent. Ces considérations sont testées en utilisant un groupe de variables comprenant l'ensemble des régresseurs des deux modèles.[17] En ce qui concerne l'élasticité-revenu, si nous appelons le terme de correction d'erreurs inclus dans la spécification dynamique ci-dessus $ECM_{0.5}$, nous pouvons tester ce modèle contre d'autres qui imposent une élasticité-revenu différente. Les résultats apparaissent dans la table 3.

Table 3: Résultats des «encompassing» tests avec différents modèles issus de la stratégie III

Modèles		1 contre 2	Nature du test	2 contre 1
1: $ECM_{0.5}$	2: $ECM_{0.1}$	0.114	F(1,63)	11.707**
1: $ECM_{0.5}$	2: $ECM_{0.2}$	0.114	F(1,63)	7.326**
1: $ECM_{0.5}$	2: $ECM_{0.4}$	0.114	F(1,63)	1.309
1: $ECM_{0.5}$	2: $ECM_{0.6}$	0.114	F(1,63)	0.208
1: $ECM_{0.5}$	2: $ECM_{0.8}$	0.114	F(1,63)	3.698+
1: $ECM_{0.5}$	2: $ECM_{1.0}$	0.114	F(1,63)	9.958**
1: $ECM_{0.5}$	2: $ECM_{1.2}$	0.114	F(1,63)	17.088**
1: $ECM_{0.5}$	2: $ECM_{1.5}$	0.114	F(1,63)	26.990**

Le signe + représente un seuil critique de 10%, ** un seuil de 1%.

Le modèle 1 est préféré au modèle 2 dans tous les cas. Cependant, si le modèle 2 est rejeté en faveur du modèle 1 pour des valeurs de l'élasticité-revenu de long terme comprises d'une part entre 0.1 et 0.2 et d'autre part entre 1.0 et 1.5, ces tests sont incapables de discriminer clairement les modèles qui incorporent une élasticité-revenu comprise entre 0.4 et 0.8. Dans le dernier cas toutefois (élasticité-revenu égale à 0.8), le seuil critique de signification pour rejeter le modèle 2 est de 5.9%. Ainsi, 0.5 constitue la médiane de l'ensemble des élasticités-revenu pour lesquelles le modèle 1 est accepté contre le modèle 2 et simultanément le modèle 2 n'est pas rejeté en faveur du modèle 1. Il est à signaler que les autres formes d'«encompassing» test – Cox N(0,1), Ericsson N(0,1) et Sargan $\chi^2(1)$ – ont toutes permis les mêmes inférences.[18]

Choisir entre les modèles issus des stratégies I, II ou III peut également se faire en appliquant la méthodologie des «encompassing» tests. Dans ce cas, nous avons obtenu les résultats suivants:

[17] Un aperçu de la méthode des «encompassing» tests peut être présenté de la manière suivante [cf. Gilbert (1986)]: si on appelle Mod1 le modèle $y = X\alpha + u$ et Mod2 le modèle $y = Z\beta + v$, et si l'on dénomme X^* le vecteur des variables contenues dans X et non incluses dans Z, et Z^* les variables contenues dans Z mais pas dans X, la régression $y = X\alpha + Z^*\beta^* + \varepsilon = Z\beta + X^*\alpha^* + \varepsilon$ est estimée dans une première étape. La validité de Mod1 implique $\beta^* = 0$ et celle de Mod2, $\alpha^* = 0$. Dans une seconde étape, ces deux hypothèses sont évaluées séparément par un F test. Ainsi, nous pouvons obtenir une des quatre situations suivantes: si $\beta^* = 0$ et $\alpha^* \neq 0$ sont acceptées, alors Mod1 «encompass» (enc.) Mod2 et Mod2 n'«encompass» pas (nenc.) Mod1. Si $\alpha^* = 0$ et $\beta^* \neq 0$, Mod2 enc. Mod1 et Mod1 nenc. Mod2. Si $\beta^* = 0$ et $\alpha^* = 0$, Mod1 enc. Mod2 et Mod2 enc. Mod1. Dans ce cas, le test est inconclusif. Enfin, si $\beta^* \neq 0$ et $\alpha^* \neq 0$, Mod1 nenc. Mod2 et Mod2 nenc. Mod1, de nouvelles recherches sont nécessaires! Pour une discussion plus approfondie de ces tests, voir Davidson et al. (1978), Mizon (1984), Hendry et Richard (1987), Hendry (1989), ainsi que les trois auteurs cités dans le texte.

[18] L'élasticité-prix unitaire de long terme pourrait également être remise en question à l'aide d'un «encompassing» test. Cependant, l'estimation ponctuelle de court terme obtenue en supprimant cette restriction nous a convaincus de négliger cette option (cf. l'équation DC* infra).

Table 4: Résultats des «encompassing» tests selon les stratégies

Modèles		1 contre 2	Nature du test	2 contre 1
1: Stratégie I	2: Stratégie II	17.310**	F(1,61) – F(3,61)	2.200+
1: Stratégie III	2: Stratégie I	0.025	F(3,61) – F(1,61)	18.688**
1: Stratégie III	2: Stratégie II	0.018	F(1,63)	7.977**

Le signe + représente un seuil critique de 10%, ** un seuil de 1%.

Le modèle de la stratégie III, qui impose a priori une élasticité-revenu de longue période égale à 0.5, domine sans conteste les modèles issus des deux premières statégies. Nous continuons donc notre analyse en nous limitant à cette seule spécification.[19]

4.2. Stabilité de la fonction de demande de M1

A part les Chow tests mentionnés sous chaque régression, qui fournissent quelques indications sur la stabilité des paramètres lorsque l'échantillon est coupé respectivement trente-quatre, huit ou quatre périodes avant le dernier trimestre de 1989, une analyse plus complète de la stabilité des paramètres peut être conduite en réestimant les équations avec la méthode des moindres carrés récursifs (RLS). Le logiciel PC-Give offre cette option qui consiste à estimer la régression sur un sous-échantillon de taille suffisante pour satisfaire l'exigence du nombre minimum de degrés de liberté, puis de refaire l'estimation en incluant à chaque fois une donnée supplémentaire et cela jusqu'à ce que la fin de l'échantillon soit atteinte. Ce logiciel permet de présenter graphiquement les différentes valeurs des coefficients, ainsi que celles des résidus de toutes les estimations. De plus, différents tests de Chow peuvent être rassemblés dans un seul graphique.

En ce qui concerne la fonction de demande de monnaie issue de la stratégie III – équation DC –, les graphiques des valeurs des paramètres, des résidus pas à pas («1-step residuals») ainsi que des tests de Chow effectués pas à pas («1-step Chow test») sont présentés dans l'annexe II. Ces résultats sont obtenus par application de la méthode des moindres carrés récursifs. Ils nous montrent que les paramètres des régresseurs sont relativement stables *à l'exception* de celui du produit intérieur brut réel, *qui* augmente régulièrement dans le temps.[20]

[19] Comme des doutes subsistent quant à la stationnarité du niveau du taux d'intérêt suisse à trois mois à l'issue des tests de racine unitaire, nous avons estimé l'équation DC en remplaçant successivement r^C_t par Δr^C_t, puis par Δr^C_{t-1}. Si nous appelons Mod1 l'équation DC, Mod2 l'équation DC avec Δr^C_t et Mod3 la même équation avec Δr^C_{t-1}, nous trouvons que Mod1 «encompass» Mod2 [F = 0.363] et Mod3 [F = 1.135]. Par contre, Mod2 n'«encompass» pas Mod1 au seuil critique de 1% [F = 74.618**] et Mod3 n'«encompass» pas non plus Mod1 [F = 92.907**]. Ainsi, l'équation DC, qui inclut le taux d'intérêt en niveau, semble la meilleure équation selon ce critère statistique.

[20] Remplacer le produit intérieur brut réel par une autre mesure du volume des transactions comme, par exemple, la demande intérieure brute réelle ou le produit intérieur brut réel augmenté des importations n'a pas amélioré la situation. Le seul point positif est que le coefficient de ces nouvelles variables d'échelle augmente nettement moins dans le temps que le coefficient du produit intérieur brut réel. Toutefois, l'inclusion de ces nouvelles variables, en niveau dans la relation statique de long terme (avec une élasticité égale à 0.2 ou 0.5) ainsi qu'en différences dans la spécification dynamique de court terme, introduit une autocorrélation persistante des erreurs, et cela malgré l'application de la stratégie des réductions successives pour découvrir la dynamique particulière à ces modèles. De plus, un «encompassing» test effectué entre ces nouvelles spécifications et celle du texte donne comme résultat un rejet catégorique des nouvelles régressions.

L'annexe II présente aussi le graphique des résidus de la régression effectuée à l'aide de la méthode des moindres carrés récursifs ainsi qu'un graphique illustrant différents Chow tests réalisés pas à pas.[21] Ces deux graphiques révèlent que le modèle a subi un choc au troisième trimestre de 1980, choc qui pourtant n'affecte pas sensiblement la valeur des paramètres à cette date particulière.

On peut donc conclure de cette analyse que les coefficients de notre fonction de demande de M1 ne sont pas très stables durant la période d'estimation, sans subir, cependant, une rupture marquée. Pour approfondir encore cette analyse, nous avons estimé l'équation DC sur l'échantillon 1980:1–1989:4. Les résultats sont les suivants:

$$\underset{}{\Delta(m1 - p)_t} = \underset{(0.01776)}{+\ 0.02519} - \underset{(0.04682)}{0.21828}\ ECM_{t-1} + \underset{(0.12417)}{1.05540}\ \Delta pibr_{t-2} - \underset{(0.00831)}{0.05666}\ r^C_t$$

$R^2 = 0.804$	$\sigma = 1.855$ %	Echantillon : 1980:1 - 1989:4	DW = 1.93
AR(6,30) = 1.39	ARCH(6,24) = 2.43	Het(6,29) = 0.47	Reset(1,35) = 0.20
AR(1,35) = 0.03	ARCH(1,34) = 0.95	Het2(9,26) = 0.35	Reset(3,33) = 0.42
Norm(2) = 2.53	Chow(20,16) = 0.73	Chow(8,28) = 0.50	Chow(4,32) = 0.61

On peut remarquer le coefficient plus élevé du taux de variation du produit intérieur brut réel. Il a passé de 0.8188 sur l'échantillon 1973:1 – 1989:4 (équation DC) à 1.0554 sur la période 1980:1 – 1989:4. De plus, le coefficient du taux d'intérêt à trois mois est statistiquement différent, au seuil critique de 5%, de celui que nous avions trouvé dans l'estimation utilisant les données de 1973:1 – 1989:4. Toutefois, il n'est pas significativement différent au seuil critique de 2%. En effet, la différence des valeurs des deux coefficients divisée par l'écart-type de l'équation ci-dessus donne une statistique de t égale à – 2.11.

4.3 Exogénéité des régresseurs de la fonction de demande de M1

1) Exogénéité faible

Pour analyser l'exogénéité faible des régresseurs de la spécification issue de la stratégie III (équation DC), nous procédons par plusieurs étapes. Dans une première étape, nous réestimons notre équation sans restreindre à l'unité l'élasticité-prix de courte période, cela afin que le taux d'inflation devienne lui-même un régresseur. Ensuite, nous caractérisons les densités marginales de chaque régresseur. Enfin nous procédons aux tests proprement dits.

---

21 Les résidus pas à pas («1-step residuals»), calculés par PC-Give, sont obtenus à l'aide de l'équation

$$\hat{u}_t = y_t - X_t\ \hat{\beta}_{[1973:1-t]}$$

où y_t est la variable dépendante et X_t la matrice des régresseurs. Les paramètres $\hat{\beta}$ utilisés sont ceux qui sont estimés sur chaque sous-échantillon. Par comparaison, les résidus des moindres carrés ordinaires sont

$$\hat{e}_t = y_t - X_t\ \hat{\beta}_{[1973:1\,-\,1989:4]}.$$

Les Chow tests, normalisés à leur valeur critique de 5%, sont distribués asymptotiquement comme une statistique de F(n,T-n-k), avec T la taille de l'échantillon, n la longueur du pas et k le nombre de paramètres estimés. Les tests présentés dans le graphique de l'annexe II sont réalisés pas à pas. C'est-à-dire, n est fixé à 1 et T évolue, estimation après estimation, de 16, 17, 18 à 68 où 68 est le nombre total d'observations contenu dans l'échantillon 1973:1–1989:4. En fait, pour chaque sous-échantillon de taille T, un F test est calculé pour analyser si les coefficients du modèle subissent une altération notable lorsqu'une observation est exclue de ce sous-échantillon. A chaque date où cette statistique excède la barre horizontale du graphique, la stabilité du modèle est rejetée avec une probabilité d'erreur de 5%.

Lorsqu'on supprime la restriction d'une élasticité-prix égale à un dans la courte période, notre modèle devient:

$$\Delta m1_t = \underset{(0.00746)}{-\,0.01405} \; \underset{(0.03446)}{-\,0.26872}\, ECM_{t-1} + \underset{(0.08817)}{0.81886}\, \Delta pibr_{t-2} \; \underset{(0.00396)}{-\,0.03912}\, r^C_t$$

$$+ \underset{(0.31278)}{1.00304}\, inf_t \qquad\qquad \text{DC*}$$

$R^2 = 0.751$	$\sigma = 1.968\ \%$	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 2.14
AR(6,57) = 1.25	ARCH(6,51) = 1.36	Het(8,54) = 0.30	Reset(1,62) = 0.12
AR(1,62) = 0.32	ARCH(1,61) = 0.58	Het2(14,48) = 0.53	Reset(3,60) = 0.14
Norm(2) = 0.91	Chow(34,29) = 0.85	Chow(8,55) = 0.90	Chow(4,59) = 0.29

On peut remarquer que l'élasticité-prix de courte période n'est pas statistiquement différente de un. Ainsi, si les tests d'exogénéité qui suivent indiquent que la masse monétaire doit être la variable endogène de la régression, la confirmation empirique d'une élasticité-prix égale à un justifie l'utilisation de la masse monétaire réelle comme variable dépendante.

Pour ne pas alourdir le texte principal, la modélisation des densités marginales des différents régresseurs est présentée dans l'annexe III. Toutes les équations des densités marginales passent sans problèmes statistiques particuliers la plupart des tests rapportés sous chaque équation.

L'analyse d'exogénéité (au sens faible) de chaque régresseur des densités conditionnelles notées DC* et DC ci-dessus consiste à inclure dans ces équations soit les résidus de la densité marginale du régresseur (équation notée DMA # dans l'annexe III), soit les valeurs estimées de celle-ci («fitted values»). Si cet ajout est significatif, alors les paramètres de la densité marginale affectent ceux de la densité conditionnelle et le régresseur n'est pas exogène. Cependant, ce test n'aura une certaine puissance que si l'ajout remplace correctement le régresseur considéré.

Concernant le produit intérieur brut réel, si on inclut les résidus ou les valeurs estimées – retardées de deux périodes – de DMA1 dans l'équation DC* [DC], le t de Student du paramètre ajouté est de 1.45 [1.46], en valeur absolue. Ce paramètre n'est donc pas significativement différent de zéro. Lorsqu'on recalcule la régression DC* [DC] en supprimant $\Delta pibr_{t-2}$ mais en conservant l'ajout, le t de Student des résidus de DMA1 devient égal à 2.06 [2.08], alors que celui des valeurs estimées de DMA1 s'élève à 8.32 [8.38], ce qui indique que le test effectué a une puissance satisfaisante. Ainsi, le produit intérieur brut réel est un régresseur exogène (au sens faible) dans la fonction de demande de monnaie M1. En d'autres termes, les paramètres de la densité conditionnelle ne sont pas affectés par ceux de la densité marginale du produit intérieur brut.

Lorsque le même exercice est effectué pour le taux d'intérêt court, les résidus ou les valeurs estimées de DMA2 entrent dans DC* [DC] avec un t de Student de 0.96 [0.96], en valeur absolue. L'omission de r^C dans l'équation DC* [DC] implique une valeur de t de l'ajout égale à – 3.47 [– 3.79], lorsque celui-ci est représenté par les résidus de DMA2. Lorsque la variable incluse est les valeurs estimées de DMA2, le t de Student prend la valeur de – 8.28 [– 9.67], ce qui indique que le test a une puissance certaine. Ainsi, on peut également conclure que le taux d'intérêt des dépôts à trois mois sur le marché des euro-francs est un régresseur exogène dans la fonction de demande de M1.

L'analyse d'exogénéité faible du taux d'inflation permet d'arriver à la même conclusion. La valeur t du paramètre des résidus ou des valeurs estimées de DMA3 est de 0.21, en valeur absolue, lorsque le taux d'inflation lui-même reste présent dans l'équation DC*. Omettre cette variable implique que le t du paramètre des résidus devient 2.28, alors que le t du paramètre des valeurs estimées devient 1.91.

Tous les régresseurs des équations DC* et DC sont donc faiblement exogènes par rapport, respectivement, à M1 nominal et à M1 réel.

2) Super-exogénéité

L'analyse de la super-exogénéité des régresseurs des équations DC* et DC consiste à tester si les paramètres de ces deux densités conditionnelles sont restés invariants aux chocs – de politique monétaire ou provenant du secteur réel de l'économie – qui ont affecté les densités marginales des variables indépendantes. Si cette condition est remplie, on peut accepter avec une certaine confiance la proposition selon laquelle notre fonction de demande de monnaie a été, dans le passé, insensible à la célèbre «critique de Lucas» [Lucas (1976)].

La méthode pratique pour analyser cette propriété consiste à tester la non-inclusion, dans le modèle des densités conditionnelles (équations DC* et DC), des variables auxiliaires qui corrigent les chocs subis par les densités marginales des régresseurs (équations DMA1 à DMA3) [cf. Engle et Hendry (1990) et Fischer et Peytrignet (1991)]. Les résultats sont rassemblés dans la table suivante:

Table 5: Résultats des tests de superexogénéité des régresseurs des équations DC* et DC

Variables auxiliaires	DC*		DC	
dum76	$F(1,62) = 0.022$	88.38%	$F(1,63) = 0.021$	88.40%
dum78	$F(1,62) = 0.177$	67.55%	$F(1,63) = 0.178$	67.47%
dum81:2	$F(1,62) = 0.489$	48.70%	$F(1,63) = 0.496$	48.38%
dum76, dum78, dum81:2	$F(3,60) = 0.205$	89.24%	$F(3,61) = 0.209$	89.01%

Les pourcentages qui figurent aux côtés des F tests représentent le seuil critique exact du rejet de l'hypothèse de non-inclusion.

Ces tests montrent qu'aucune des variables auxiliaires qui entrent dans les densités marginales des régresseurs ne doivent figurer dans les régressions DC* et DC. Ainsi, les paramètres estimés des deux fonctions de demande de M1 n'ont été affectés ni par la brusque récession causée à la suite du choc pétrolier de 1973, ni par le changement temporaire de politique monétaire provoqué par les interventions massives de la Banque nationale pour combattre la hausse du franc en 1978-1979. Les régresseurs de DC* et de DC sont donc super-exogènes.[22]

On peut conclure de cette analyse d'exogénéité qu'estimer un modèle à équation unique en choisissant la masse monétaire M1, en termes nominaux ou réels, comme variable dépendante est une formalisation statistique adéquate du marché monétaire de M1. En d'autres termes, étant donné les séries à notre disposition, la direction de la régression semble bien devoir se faire dans le sens monnaie en fonction du produit intérieur, du taux d'intérêt et du taux d'inflation.

[22] NB.: la variable auxiliaire dum81:2 n'entre dans le modèle de la densité marginale du produit intérieur brut [cf. équation DMA1 de l'annexe III] que pour corriger une instabilité de cette régression à cette date. A notre connaissance elle n'a pas de signification économique particulière.

L'analyse des régressions inverses et celle d'un système simultané de demande et d'offre de M1 présentent toutefois l'intérêt de pouvoir évaluer la robustesse de cette conclusion. L'analyse des régressions inverses permet en outre de tester empiriquement la proposition de Hendry et Ericsson (1990) selon laquelle les régresseurs de ces relations devraient être instables.

5. Inversions de la fonction de demande de M1

Dans ce paragraphe, nous distinguons deux normalisations inverses de la fonction de demande de M1, la première avec le taux d'intérêt comme variable dépendante, la seconde avec le taux d'inflation. Estimer l'une ou l'autre de ces relations suppose que l'on considère la masse monétaire M1 comme statistiquement exogène. Comme le taux de variation du produit intérieur brut réel entre avec un retard de deux trimestres dans la fonction de demande de M1, nous pouvons conserver cette dynamique particulière dans les fonctions inverses – ce que nous appelons par la suite *inversion stricte* de la fonction de demande de M1 – ou nous pouvons modéliser librement les densités conditionnelles $D_{r|\Delta m}$ ou $D_{inf|\Delta m}$ en appliquant une fois encore la démarche des réductions successives pour découvrir la dynamique propre des équations inverses, ce que nous appelons *inversion libre* de la fonction de demande de M1. Normalement, au vu des résultats sur l'exogénéité faible des régresseurs de la fonction de demande de M1 que nous avons obtenus, nous devrions trouver que la masse monétaire M1 est endogène dans les spécifications inversées. Dans le cas contraire, nous mettrions en lumière la contradiction selon laquelle le taux d'intérêt court, le taux d'inflation et M1 peuvent être considérés, statistiquement, à la fois comme des variables endogènes et exogènes. Il est à noter que dans les diverses études faites sur ce sujet, Hendry ne considère que la problématique liée à l'inversion stricte.

5.1. Inversions strictes de la fonction de demande de M1

1) Estimations

Dans ce paragraphe, nous estimons les fonctions de demande de monnaie M1 (équations DC et DC*) en retenant le taux d'intérêt r^C ou le taux d'inflation comme variables dépendantes. Le terme de correction d'erreurs entre dans ces spécifications sans modification préalable, ce qui est possible, car, rappelons-le, la direction de régression dans l'estimation de la relation statique de longue période importe peu.[23] Pour éviter toute confusion, nous conservons une notation symétrique. Ainsi, l'équation DCI est la régression inverse de l'équation DC, les deux équations DC*I1 et DC*I2 représentent les deux régressions inverses de l'équation DC*.

$$\underset{}{r^C_t} = \underset{(0.14488)}{-\ 0.16916} \underset{(0.59591)}{-\ 6.16442\, ECM_{t-1}} \underset{(1.50673)}{-\ 17.05712\, \Delta(m1-p)_t} \underset{(2.17067)}{+\ 14.29752\, \Delta pibr_{t-2}} \qquad \text{DCI}$$

$R^2 = 0.754$	$\sigma = 40.785$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.46
AR(6,58) = 2.37*	ARCH(6,52) = 0.42	Het(6,57) = 2.35*	Reset(1,63) = 15.43**
AR(1,63) = 6.06*	ARCH(1,62) = 0.42	Het2(9,54) = 3.68**	Reset(3,61) = 6.51**
Norm(2) = 0.13	Chow(34,30) = 0.51	Chow(8,56) = 0.62	Chow(4,60) = 0.28

23 Cela est vrai en théorie. En pratique cependant, l'*estimation* du vecteur de cointégration reste sensible à la normalisation arbitraire implicite que constitue le choix de la variable dépendante [cf. Hafer et Jansen (1991) p. 157]. Dans l'inversion du modèle à correction d'erreurs de M1 issu de la stratégie III, ce problème ne se pose pas car le vecteur de cointégration (1, −1, −0.5) est *postulé*.

$$r^C_t = -\ 0.29509 - 6.13773\ ECM_{t-1} - 15.52914\ \Delta m1_t + 13.13815\ \Delta pibr_{t-2}$$
$$\quad (0.14815) \quad (0.57305) \quad (1.57269) \quad (2.13809)$$

$$+\ 30.36912\ inf_t \qquad \text{DC*I1}$$
$$(5.52599)$$

$R^2 = 0.776$	$\sigma = 39.213$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.51
AR(6,57) = 1.48	ARCH(6,51) = 0.81	Het(8,54) = 2.27*	Reset(1,62) = 20.27**
AR(1,62) = 4.69*	ARCH(1,61) = 0.07	Het2(14,48) = 3.39**	Reset(3,60) = 8.74**
Norm(2) = 0.61	Chow(34,29) = 0.50	Chow(8,55) = 0.91	Chow(4,59) = 0.44

$$inf_t = 0.01014 + 0.06808\ ECM_{t-1} - 0.12160\ \Delta pibr_{t-2} + 0.01067\ r^C_t$$
$$\quad (0.00256) \quad (0.01587) \quad (0.04831) \quad (0.00194)$$

$$+\ 0.13990\ \Delta m1_t \qquad \text{DC*I2}$$
$$(0.04363)$$

$R^2 = 0.339$	$\sigma = 0.735$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.47
AR(6,57) = 1.42	ARCH(6,51) = 2.37*	Het(8,54) = 2.99**	Reset(1,62) = 6.36*
AR(1,62) = 4.29*	ARCH(1,61) = 0.04	Het2(14,48) = 4.68**	Reset(3,60) = 2.98*
Norm(2) = 6.28*	Chow(34,29) = 0.61	Chow(8,55) = 0.99	Chow(4,59) = 0.57

Les résultats obtenus montrent à l'évidence qu'inverser la fonction de demande de monnaie produit des estimations problématiques. Ces spécifications souffrent toutes d'un problème d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité de leurs erreurs. De plus, choisir le taux d'inflation comme variable dépendante (équation DC*I2) introduit encore de l'ARCH dans les erreurs.

2) Stabilité des densités conditionnelles

Les graphiques relatifs à la stabilité des densités conditionnelles DCI et DC*I2 sont rassemblés, respectivement, dans les annexes IV et V.

L'estimation par la méthode des moindres carrés récursifs de DCI, qui retient le taux d'intérêt des dépôts à trois mois sur le marché des euro-francs comme variable dépendante, montre une grande instabilité des paramètres du terme de correction d'erreurs et du taux de variation de la masse monétaire M1 en termes réels, ce dernier présentant même une forte tendance ascendante. Paradoxalement, seules les estimations du coefficient du taux de variation du produit intérieur brut réel semblent relativement stables lorsque la taille de l'échantillon augmente. Il est dès lors intéressant de constater en pratique ce que nous avons affirmé en théorie au paragraphe 2.1, lettre b. En effet, nous avons mentionné, à la suite de Hendry et Ericcson (1990), que si les paramètres de la densité conditionnelle originale sont stables, ceux de la densité conditionnelle inverse ont une forte probabilité d'être instables. La validité empirique de cette proposition est illustrée ici en considérant d'une part la stabilité de l'élasticité du taux de variation de M1 réel par rapport au taux d'intérêt nominal dans l'équation DC [cf. le graphique du paramètre r^C dans l'annexe II] et, d'autre part, l'instabilité tendancielle de l'élasticité du taux d'intérêt nominal par rapport au taux de variation de M1 réel dans l'équation DCI [cf. le graphique du paramètre Δ(m1–p) dans l'annexe IV].

L'analyse de stabilité de la régression inverse DC*I1, qui retient également le taux d'intérêt comme variable dépendante, produit des résultats comparables, en tout point, à ceux qui concernent DCI. Les graphiques ne sont donc pas présentés en annexe. La tendance ascendante du paramètre du taux de variation de la masse monétaire réelle dans DCI se retrouve dans le paramètre de la masse monétaire nominale de DC*I1. Le paramètre du taux d'inflation présente, lui, une tendance descendante.

Dans les graphiques de l'annexe V, on remarque que si les paramètres de l'équation DC*I2 souffrent d'une certaine instabilité intertemporelle, les estimations successives ne semblent pas révéler la présence d'une tendance pour aucun d'entre eux comme cela est le cas pour le produit intérieur brut réel dans la spécification DC ou pour le taux de variation de la masse monétaire réelle et le terme de correction d'erreurs dans la régression inverse DCI.

On trouve également dans les annexes IV et V les graphiques des résidus pas à pas des spécifications DCI et DC*I2, ainsi que ceux des Chow tests correspondants. L'autocorrélation qui affecte les résidus de DCI est bien visible dans le graphique de l'annexe IV. De plus, le modèle semble subir deux chocs structurels aux troisième trimestres de 1979 et 1980. Par contre, aucun choc notoire n'affecte la structure de DC*I2 pendant la période d'estimation, sauf peut-être au troisième trimestre de 1979.

Malgré les problèmes statistiques dont souffrent ces trois équations, nous allons tester l'exogénéité faible de toutes leurs variables indépendantes dans le paragraphe suivant.

3) Exogénéité faible

En ce qui concerne le taux de variation du produit intérieur brut réel, le taux d'intérêt à trois mois et le taux d'inflation, nous utilisons les résidus et les valeurs estimées des modèles des densités marginales DMA1, DMA2 et DMA3 présentés dans l'annexe III.

Pour tester l'exogénéité faible des taux de variation de la masse monétaire réelle et nominale dans DCI, DC*I1 et DC*I2, nous devons modéliser les densités marginales de Δ(m1–p) et de Δm1. Les équations de ces modèles, appelées respectivement DMA4 et DMA5, sont incluses dans cette même annexe.

Les résultats des tests d'exogénéité effectués sur les variables indépendantes des régressions DCI, DC*I1 et DC*I2 sont rassemblés dans la table 6.

Les résultats de ces tests ainsi que de leur puissance doivent être considérés avec la plus extrême prudence, car les valeurs des t de Student sont certainement biaisées par l'autocorrélation et par l'hétéroscédasticité dont souffrent les résidus des spécifications DCI, DC*I1 et DC*I2. Malgré cette réserve, on peut cependant en tirer les enseignements suivants:

– Le taux de variation du produit intérieur brut réel paraît exogène au sens faible dans les trois spécifications inversées.

– Le taux d'intérêt est exogène par rapport à l'inflation dans l'équation DC*I2.

– Ainsi, ces deux variables sont exogènes aussi bien dans la fonction de demande de M1 que dans les régressions inverses, ce qui est cohérent.

– Le taux de variation de la masse monétaire réelle est, par contre, un *régresseur endogène* dans la régression inverse de la fonction de demande de monnaie DC (équation DCI). Cela signifie, *ceteris paribus,* que choisir le taux d'intérêt comme la variable dépendante d'une équation de forme réduite du

Table 6

Equation	DCI			DC*I1			DC*I2		
Variable dép.->		r^C_t			r^C_t			inf_t	
Variable indép. x	$t_{\hat{u}\mid x}$ ou $t_{\hat{x}\mid x}$	$t_{\hat{u}}$	$t_{\hat{x}}$	$t_{\hat{u}\mid x}$ ou $t_{\hat{x}\mid x}$	$t_{\hat{u}}$	$t_{\hat{x}}$	$t_{\hat{u}\mid x}$ ou $t_{\hat{x}\mid x}$	$t_{\hat{u}}$	$t_{\hat{x}}$
$\Delta(m1-p)_t$	2.22 (2.06)	7.94 (5.77)	2.72 (2.19)	–	–	–	–	–	–
$\Delta pibr_{t-2}$	1.24 (1.13)	1.43 (1.25)	5.89 (4.90)	1.02 (0.96)	1.54 (1.41)	5.40 (4.18)	0.05 (0.05)	1.07 (1.10)	1.91 (1.56)
r^C_t	–	–	–	–	–	–	1.59 (1.70)	0.99 (0.97)	5.35 (3.23)
$\Delta m1_t$	–	–	–	1.38 (0.99)	2.85 (2.12)	6.72 (4.84)	2.13 (1.55)	0.47 (0.43)	3.58 (2.14)
inf_t	–	–	–	1.19 (1.17)	2.51 (2.11)	4.69 (6.11)	–	–	–

N.B.:

- $t_{\hat{u}\mid x}$ représente le t de Student du coefficient des résidus de la densité marginale $\hat{u}$ lorsque ces derniers sont inclus dans la densité conditionnelle conjointement au régresseur originel x. $t_{\hat{x}\mid x}$ est le t de Student du coefficient des valeurs estimées de la densité marginale $\hat{x}$ lorsque ces dernières sont prises en considération dans la densité conditionnelle conjointement au régresseur x. $t_{\hat{u}\mid x}$ et $t_{\hat{x}\mid x}$ sont égaux en valeurs absolues. Le régresseur est faiblement exogène au seuil critique de 5% (1%) lorsque cette statistique est inférieure à la valeur de 2.00 (2.66). La puissance du test est donnée par le t de Student du coefficient des résidus ou des valeurs estimées des densités marginales – notés respectivement par $t_{\hat{u}}$ et par $t_{\hat{x}}$ – lorsque le régresseur x est exclu de la densité conditionnelle. Toutes les statistiques sont données en valeurs absolues.
- Les valeurs indiquées entre parenthèses représentent les t de Student obtenus en divisant les coefficients par leur écart-type corrigé de l'hétéroscédasticité selon la méthode de White (1980). Ce sont les valeurs à utiliser lorsque les résidus des régressions souffrent d'un problème d'hétéroscédasticité pour une cause non déterminée (cf. Hendry [1989], p. 39).

marché monétaire correspondant à M1, avec la masse monétaire réelle comme variable indépendante, est un choix erroné d'un point de vue économétrique.

– Cette conclusion n'est pourtant pas solide. En effet, lorsqu'on régresse le taux d'intérêt sur le taux de variation de M1 nominal et sur l'inflation séparément, ces deux dernières variables deviennent exogènes par rapport au taux d'intérêt. Cela nous amène au résultat paradoxal que la masse monétaire peut être considérée comme exogène par rapport au taux d'intérêt dans l'équation DC*I1 mais que, simultanément, le taux d'intérêt est considéré comme exogène par rapport à la monnaie dans l'équation DC*. En d'autres termes, cela révèle la contradiction suivante: dans DC*, le taux d'intérêt influence Δm1 sans effet en retour contemporain de Δm1 sur lui, or, dans DC*I1, c'est Δm1 qui influence le taux d'intérêt sans effet en retour contemporain. Ceci viole le principe d'exclusivité mutuelle du statut d'endogénéité/exogénéité statistique d'une variable.

– Par rapport à l'inflation, le statut – endogène/exogène – de la monnaie est ambigu. Dans la spécification DC*I2, le taux de variation de M1 nominal a un t de Student égal à 2.13, ce qui permettrait de considérer cette variable comme endogène. Toutefois, rappelons-le, les résidus de DC*I2 sont autocorrélés et hétéroscédastiques. Corrigé de l'hétéroscédasticité, le t de Student conduit à la conclusion inverse. Comme l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité ne peuvent pas être corrigées simultanément, il n'est pas possible de tirer une conclusion de ce résultat.

– On peut remarquer dans la table 6 que l'estimation de la puissance des tests d'exogénéité est parfois asymétrique, c'est-à-dire que le test des résidus n'est pas puissant, alors que celui des valeurs estimées possède une puissance certaine ou inversément. Fischer et Peytrignet (1991) ont déjà constaté que la puissance de ces tests peut varier selon la nature de la variable ajoutée dans la densité conditionnelle.

Vérifier ces résultats nécessite, au moins, la correction de l'autocorrélation des résidus des régressions inverses. Un moyen d'y arriver est de ne pas contraindre a priori la dynamique de courte période de ces équations à être identique à celle des régressions originales. Cette opération est légitime, car la dynamique de courte période est imposée par les données et non par la théorie. Dans la section qui suit, nous modélisons les densités conditionnelles inverses en découvrant leur dynamique propre par application de la stratégie des réductions successives proposée par Hendry.

5.2. Inversions libres de la fonction de demande de M1

1) Estimations

L'estimation libre des densités conditionnelles inverses DCI, DC*I1 et DC*I2 a produit les résultats suivants:

$$\underset{}{r^C_t} = \underset{(0.11777)}{0.00600} - \underset{(0.77610)}{2.32646}\, ECM_{t-1} - \underset{(1.41064)}{11.77111}\, \Delta(m1\text{-}p)_t + \underset{(1.48210)}{5.06226}\, \Delta pibr_t$$

$$+ \underset{(1.84343)}{8.73816}\, \Delta pibr_{t-2} + \underset{(0.08473)}{0.54695}\, r^C_{t-1} \qquad \text{DCIL}$$

$R^2 = 0.862$	$\sigma = 31.076$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 2.09
AR(6,56) = 0.67	ARCH(6,50) = 0.81	Het(10,51) = 6.92**	Reset(1,61) = 4.73*
AR(1,61) = 0.22	ARCH(1,60) = 0.45	Het2(20,41) = 13.2**	Reset(3,59) = 5.05**
Norm(2) = 32.4**	Chow(34,28) = 0.31	Chow(8,54) = 0.30	Chow(4,58) = 0.12

$$r^C_t = - \underset{(0.12817)}{0.09722} - \underset{(0.78451)}{2.67916}\, ECM_{t-1} - \underset{(1.40775)}{11.28832}\, \Delta m1_t + \underset{(4.83605)}{20.38021}\, inf_t$$

$$+ \underset{(1.46587)}{5.41321}\, \Delta pibr_t + \underset{(1.82534)}{8.27223}\, \Delta pibr_{t-2} + \underset{(0.08684)}{0.50015}\, r^C_{t-1} \qquad \text{DC*IL1}$$

$R^2 = 0.869$	$\sigma = 30.479$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 2.05
AR(6,55) = 0.54	ARCH(6,49) = 1.14	Het(12,48) = 4.68**	Reset(1,60) = 10.41**
AR(1,60) = 0.06	ARCH(1,59) = 0.30	Het2(.,.) = ?	Reset(3,58) = 6.77**
Norm(2) = 32.7**	Chow(34,27) = 0.34	Chow(8,53) = 0.47	Chow(4,57) = 0.17

$$inf_t = \underset{(0.00222)}{0.00889} + \underset{(0.01364)}{0.06965}\, ECM_{t-1} - \underset{(0.04191)}{0.09385}\, \Delta pibr_{t-2} + \underset{(0.00172)}{0.00863}\, r^C_t$$

$$+ \underset{(0.03774)}{0.11879}\, \Delta m1_t + \underset{(0.09332)}{0.45075}\, inf_{t-4} \qquad \text{DC*IL2}$$

$R^2 = 0.520$	$\sigma = 0.632$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.69
AR(6,56) = 1.22	ARCH(6,50) = 0.69	Het(10,51) = 1.77	Reset(1,61) = 4.11*
AR(1,61) = 1.20	ARCH(1,60) = 1.18	Het2(20,41) = 2.35*	Reset(3,59) = 2.03
Norm(2) = 5.11*	Chow(34,28) = 0.62	Chow(8,54) = 0.75	Chow(4,58) = 0.52

Les résidus des régressions libres de toutes les densités conditionnelles inverses ne souffrent plus d'autocorrélation. Cependant, le problème de l'hétéroscédasticité demeure, indiquant que ces équations sont mal-spécifiées.

L'analyse de stabilité par la méthode des moindres carrés récursifs révèle une instabilité notoire de presque tous les paramètres. Ceux du taux d'intérêt retardé, du terme de correction d'erreurs et du taux de variation de M1 réel possèdent une tendance ascendante marquée dans l'équation DCIL. Il en est de même pour le terme de correction d'erreurs et le taux de variation de M1 nominal dans DC*IL1. Dans cette dernière spécification, l'inflation a une tendance inverse, descendante. Seuls les paramètres du produit intérieur brut, aussi bien contemporain que retardé de deux trimestres[24], présentent une certaine stabilité dans DCIL et dans DC*IL1. Dans DC*IL2, le coefficient de l'inflation retardée de quatre trimestres ne présente pas de tendance notable, mais fluctue plus que les autres paramètres. Par contre, une tendance descendante est perceptible dans le terme de correction d'erreurs.

Les problèmes économétriques rencontrés ainsi que l'instabilité des paramètres interdisent de régresser le taux d'intérêt ou le taux d'inflation sur la monnaie et le produit intérieur brut réel.

2) Exogénéité faible

L'analyse d'exogénéité faible pour les variables indépendantes des spécifications libres DCIL, DC*IL1 et DC*IL2 est effectuée dans le but de vérifier les conclusions retenues dans l'analyse d'exogénéité concernant les régressions inverses strictes DCI, DC*I1 et DC*I2. Dans cette section, nous utilisons, comme précédemment, les résidus et les valeurs estimées des densités marginales DMA1 à DMA5. Les résultats sont rassemblés dans la table 7.

En se concentrant sur les t de Student corrigés de l'hétéroscédasticité indiqués entre parenthèses, on peut noter que les conclusions émises à la suite de l'analyse d'exogénéité des régresseurs de DCI, DC*I1 et de DC*I2 sont identiques pour les spécifications libres DCIL, DC*IL1 et DC*IL2. La monnaie réelle est un régresseur endogène dans DCIL, tandis que la conclusion inverse est valide en ce qui concerne M1 nominal dans DC*IL1 et dans DC*IL2. Le seul apport nouveau de cette analyse complémentaire est la résolution de l'ambiguïté quant au statut d'exogénéité du taux de variation de M1 nominal par rapport à l'inflation. On peut affirmer clairement que M1 nominal est faiblement exogène par rapport à l'inflation, ce qui contredit le fait empirique que l'inflation est exogène par rapport à M1 nominal dans l'équation DC*. La question reste cependant ouverte quant à la justification de cette contradiction. Provient-elle de la stratégie de test elle-même? Des problèmes économétriques dont souffrent toutes les spécification inverses? D'une mauvaise modélisation des densités marginales? Notre préférence penche pour les problèmes économétriques dont souffrent les régressions inverses (strictes ou libres), notamment l'hétéroscédasticité de leurs erreurs et la forte instabilité de la plupart des paramètres de ces spécifications. De nouvelles recherches seront cependant nécessaires pour éclaircir ce point.

Pour conclure cette cinquième section, nous pouvons noter que les résultats des tests présentés ne sont pas unanimes à rejeter l'exogénéité statistique faible de M1. Cependant, toutes les régressions inverses souffrent de problèmes importants, notamment d'une forte instabilité de leurs paramètres. De plus, M1 *réel* endogène dans les équations DCI et DCIL montre que ces deux relations inverses sont invalides. Cela nous fait préférer les régressions DC ou DC*.

---

[24] La corrélation entre $\Delta pibr_t$ et $\Delta pibr_{t-2}$ sur l'échantillon considéré ne s'élève qu'à 28.41%, ce qui écarte le risque d'une forte colinéarité entre ces deux régresseurs.

Table 7

Equation	DCIL			DC*IL1			DC*IL2		
Variable dép.->	r^C_t			r^C_t			inf_t		
Variable indép. x	$t_{\hat{u}\mid x}$ ou $t_{\hat{x}\mid x}$	$t_{\hat{u}}$	$t_{\hat{x}}$	$t_{\hat{u}\mid x}$ ou $t_{\hat{x}\mid x}$	$t_{\hat{u}}$	$t_{\hat{x}}$	$t_{\hat{u}\mid x}$ ou $t_{\hat{x}\mid x}$	$t_{\hat{u}}$	$t_{\hat{x}}$
$\Delta(m1-p)_t$	3.13 (2.86)	7.48 (3.22)	0.77 (0.65)	–	–	–	–	–	–
$\Delta pibr_t$	0.30 (0.31)	1.40 (2.07)	3.04 (2.73)	0.16 (0.18)	1.59 (2.31)	3.19 (2.87)	–	–	–
$\Delta pibr_{t-2}$	1.42 (1.19)	0.68 (0.50)	4.66 (3.54)	1.20 (1.02)	0.83 (0.63)	4.32 (3.42)	0.13 (0.11)	0.88 (0.79)	1.77 (1.55)
$\Delta pibr_t$ et	(0.41)	(1.43)	(3.35)	(0.35)	(1.74)	(3.46)	–	–	–
$\Delta pibr_{t-2}$	(1.13)	(0.86)	(3.52)	(1.21)	(1.02)	(3.42)	–	–	–
r^C_t	–	–	–	–	–	–	1.71 (1.92)	0.70 (0.73)	5.05 (3.38)
$\Delta m1_t$	–	–	–	0.90 (0.81)	2.95 (1.86)	4.87 (2.64)	1.76 (1.22)	0.15 (0.13)	3.19 (1.90)
inf_t	–	–	–	0.08 (0.08)	2.91 (2.02)	2.57 (1.88)	–	–	–

N.B.:
- La notation est la même que celle utilisée dans la table 6.
- Comme les variables dépendantes retardées entrent dans les régressions, les tests n'ont qu'une valeur asymptotique. Par conséquent, les valeurs critiques à utiliser sont celles de la loi normale, soit pour un seuil critique de 5%: 1.96 et pour un seuil de 1%: 2.58.

6. Modélisation simultanée de M1

Pour tenter cependant de résoudre le dilemme du statut d'endogénéité / exogénéité de M1, du taux d'intérêt et de l'inflation, qui peut cacher peut être un problème de simultanéité, nous avons estimé un modèle simultané des densités jointes $D[\Delta(m1-p), r^C|\Psi]$ et $D[\Delta m1, inf|\Psi)$ par la méthode du maximum de vraisemblance avec information complète («FIML»). La monnaie centrale suisse ainsi que le taux d'intérêt allemand sur l'euro-marché ont été inclus, en différences premières, dans Ψ. Les résultats détaillés se trouvent dans Peytrignet et Fischer (1991). Par économie de place, seul un résumé est présenté ici.

Lorsque le taux de croissance de M1 réel et le taux d'intérêt à trois mois suisse sont considérés comme simultanément endogènes, les résultats économétriques montrent que les paramètres de l'équation de demande de M1 réel du système simultané ne sont pas statistiquement différents, au seuil critique de 5%, de ceux qui sont obtenus dans le modèle à équation unique par la méthode des moindres carrés ordinaires (équation DC). Ainsi, l'estimation d'un système simultané retenant Δ(m1–p) et r^C comme endogènes ne semble apporter que peu d'informations supplémentaires par rapport à l'estimation d'un modèle à équation unique, et cela au prix d'une estimation nettement moins précise des paramètres.

Par contre, estimer simultanément Δm1 et le taux d'inflation produit des résultats incohérents quelle que soit la longueur de l'échantillon retenue. L'élasticité-prix de la demande de M1, par exemple, passe de 1.003 dans le modèle à équation unique (équation DC*) à 4.155 dans le modèle simultané. La valeur inexplicable prise par certains paramètres montre qu'avec ce choix de variables endogènes le modèle est clairement mal spécifié.

Ainsi, les estimations simultanées de ces deux densités jointes indiquent qu'il s'agit là d'un moyen peu adéquat pour caractériser empiriquement le marché monétaire correspondant à M1. Ces résultats confirment indirectement l'exogénéité de tous les régresseurs des spécifications DC et DC*.

7. Conclusions

Cette étude a montré combien il est difficile de trouver empiriquement, avec les séries statistiques à notre disposition, une fonction de demande de M1 qui soit à la fois conforme à la théorie économique et stable économétriquement. Malgré cette difficulté, ces résultats permettent de tirer quatre enseignements principaux:

1) L'exogénéité faible de *tous* les régresseurs de la fonction de demande de *M1 réel* (équation DC), alors que le taux de variation de cet agrégat est un *régresseur endogène* dans les deux fonctions inversées DCI et DCIL, montre que le marché monétaire correspondant à M1 doit être caractérisé empiriquement par un modèle qui retient le taux de variation de la masse monétaire comme variable dépendante et non un taux d'intérêt.

2) Inverser l'estimation de la fonction de demande de *M1 nominal* pour en tirer une relation dont la causalité irait de la monnaie sur le taux d'intérêt ou sur le taux d'inflation est une opération qui semble abusive empiriquement, non pas parce qu'elle contredit le statut d'endogénéité de la monnaie – qui n'est pas clairement établi pour M1 nominal – mais parce qu'elle introduit un important problème d'hétéroscédasticité des erreurs dans les relations inverses.

3) L'estimation simultanée d'un modèle de M1 réel ou nominal n'apporte que peu d'informations supplémentaires par rapport à un modèle à équation unique (équations DC et DC*).

4) En conséquence, les statistiques dont on dispose semblent compatibles avec la modélisation économétrique de l'agrégat monétaire M1 par un modèle à équation *unique,* qui retient la masse monétaire comme variable dépendante donc comme variable statistiquement endogène. Ainsi, malgré le passage aux changes flexibles et la politique monétaire quantitative suivie par la Banque nationale suisse depuis 1975, l'estimation d'une fonction de demande traditionnelle de M1 semble toujours justifiée. Ce point illustre pratiquement la différence entre les concepts d'exogénéité théorique et statistique.

D'un point de vue strictement économétrique, cette étude révèle que les tests d'exogénéité considèrent le taux d'intérêt et le taux d'inflation comme exogènes par rapport à Δm1 dans l'équation DC* tout en considérant Δm1 comme exogène par rapport au taux d'intérêt dans DC*I1 et par rapport au taux d'inflation dans DC*IL2. Cette contradiction illustre soit l'impossibilité d'exécuter des tests d'exogénéité valables sur une régression qui souffre d'hétéroscédasticité de ses erreurs[25], soit une modélisation trop sommaire de la densité marginale de Δm1 (équation DMA5), soit une certaine faiblesse des procédures de tests retenues.

Cette étude montre aussi que la méthodologie des «encompassing» tests peut être utilisée pour choisir entre les différentes stratégies d'estimation d'un modèle à correction d'erreurs. De plus, elle illustre, avec l'exemple de l'agrégat monétaire suisse M1, la validité empirique de la proposition théorique de Hendry et Ericsson (1990) selon laquelle l'inverse d'une régression stable est souvent instable. Enfin,

[25] Cela, malgré l'utilisation des écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité proposés par White (1980).

cette étude étend, empiriquement, la validité de cette proposition à la modélisation libre de la densité conditionnelle inverse.

Pour conclure, notons encore que cette étude n'a traité que de l'endogénéité de *courte période* de l'agrégat monétaire suisse M1, et cela conditionnellement à l'existence d'une fonction de demande de long terme de M1 postulée de type Baumol/Tobin. L'analyse d'endogénéité de longue période de cet agrégat fera l'objet d'un article ultérieur.

Références

Banerjee, A. / J. J. Dolado / D. F. Hendry / G. W. Smith (1986), «Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* **48,** 253–277.

Bardsen, G. (1989), «Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* **51,** 345–350.

Baumol, W. J. (1952), «The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach», *Quarterly Journal of Economics,* **66,** 416–426.

Belongia, M. T. (1988), «Stability of Swiss Money Demand: Evidence for 1982–1987», *Geld, Währung und Konjunktur,* Quartalsheft, **1,** 68–74.

Cox, D. R. (1961), «Tests of Separate Families of Hypotheses», *Proceedings of the Fourth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability,* **1,** 105–123, University of California Press, Berkeley.

Davidson, J. E. H. / D. F. Hendry / F. Srba / S. Yeo (1978), «Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers», Expenditure and Income in the United Kingdom, *Economic Journal,* **88,** 661–692.

Dickey, D. A. / W. A. Fuller (1979), «Distribution of the estimators for autoregressive time-series with a unit root», *Journal of American Statistical Association,* **74,** 427–431.

Dickey, D. A. / D. W. Jansen / D. L. Thornton (1991), «A Primer on Cointegration with an Application to Money and Income», *Federal Reserve Bank of St. Louis Review,* **73,** 58–78.

Dolado, J. J. / T. Jenkinson (1987), «Cointegration: A Survey of Recent Developments», Applied Economics Discussion Paper Number 39, University of Oxford.

Engle, R. F. (1982), «Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of the U.K. Inflation», *Econometrica,* **50,** 987–1008.

Engle, R. F. / C. W. J. Granger (1987), «Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing», *Econometrica,* **55,** 251–276.

Engle, R. F. / D. F. Hendry / J.-F. Richard (1983), «Exogeneity», *Econometrica,* **51,** 277–304.

Engle, R. F. / D. F. Hendry (1990), «Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models», Oxford Applied Economics Discussion Paper Series Number 100.

Engle, R. F. / B. S. Yoo (1987), «Forecasting and Testing In Cointegrated Systems», *Journal of Econometrics,* **35,** 143–159.

Ericsson, N. R. (1983), «Asymptotic properties of Instrumental Variables Statistics for testing non-nested hypotheses», *Review of Economic Studies,* **50,** 287–304.

Fischer, A. M. (1990a), «Is Money Really Exogeneous? Testing for Weak Exogeneity in Money Demand», Banque nationale suisse, Zurich, Miméo.

Fischer, A. M. (1990b), «Umlaufsgeschwindigkeit und Volatilität der Geldmenge M1», *Geld, Währung und Konjunktur,* Quartalsheft, **2,** 165–170.

Fischer, A. M. / M. Peytrignet (1990), «Are Larger Monetary Aggregates Interesting? Some Exploratory Evidence for Switzerland Using Feedback Models», *Revue suisse d'économie politique et de statistiques*, **4**, 505–520.

Fischer, A. M. / M. Peytrignet (1991), «The Lucas Critique in Light of Swiss Monetary Policy», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, forthcoming.

Fuller, W. A. (1976), *Introduction to statistical time series*, John Wiley and Sons, New-York.

Gilbert, C. L. (1986), «Practitioners' Corner: Professor Hendry's Econometric Methodology», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 283–307.

Granger, C. W. J. (1986), «Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **51**, 451–464.

Godfrey, J. L. (1978), «Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors include Lagged Dependent Variables», *Econometrica*, **46**, 1293–1301.

Hafer, R. W. / D. W. Jansen (1991), «The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests», *Journal of Money, Credit, and Banking*, **23**, 155–168.

Hendry, D. F. (1987), «Econometric Methodology: A Personal Perspective», in T. F. Bewley, ed., *Advances in Econometrics*, **2**, Cambridge: Cambridge University Press, 29–48.

Hendry, D. F. (1989), *«PC-Give, An Interactive Econometric Modelling System»*, University of Oxford, Biddles Ltd, Guildford and King's Lynn.

Hendry, D. F. / N. R. Ericsson (1990), «Modeling the Demand for Narrow Money in the United Kingdom and the United States», Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, Number 383.

Hendry, D. F. / J.-F. Richard (1987), «Recent Developments in the Theory of Encompassing», 20th Anniversary Volume, CORE, forthcoming M.I.T. Press.

Heri, E. W. (1988), «Money Demand Regressions and Monetary Targeting Theory and Stylized Evidence», *Revue suisse d'économie politique et de statistiques*, **124**, 123–149.

Johansen, S. / K. Juselius (1990), «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Applications to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, 169–210.

Kohli, U. R. (1984), «La demande de monnaie en Suisse», *Geld, Währung und Konjunktur*, Quartalsheft, **4**, 64–70.

Kohli, U. R. (1985), «La demande de monnaie en Suisse: aspects divers», *Geld, Währung und Konjunktur*, Quartalsheft, **2**, 150–164.

Kohli, U. R. (1987), «Exogenous Money, Monetary (Dis)equilibrium and Expectational Lags», *Kredit und Kapital*, **20**, 179–199.

Kohli, U. R. / G. Rich (1986), «Monetary Control: The Swiss Experience», *Cato Journal*, **5**, 911–926.

Lucas, J. (1976), «Econometric Policy Evaluation: A Critique», in K. Brunner et A. H. Meltser (eds.), *The Philips Curve and Labor Markets*, Amsterdam, North-Holland, 19–46.

Mizon, G. E. (1984), «The Encompassing Approach in Econometrics», in Hendry and Wallis (eds.) (1984), *Econometrics and Quantitative Economics*, Basil Blackwell, Oxford.

Nelson, C. R. / C. I. Plosser (1982), «Trends in Random Walks in Macroeconomic Time Series», *Journal of Monetary Economics*, **10**, 139–162.

Perron, P. (1988), «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach», *Journal of Dynamics and Optimal Control*, **12**, 297–332.

Peytrignet, M. / A. M. Fischer (1991), «Agrégats monétaires suisses: M1 exogène ou endogène?», Version complète, Miméo, Banque nationale suisse.

Ramsey, J. B. (1969), «Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis», *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, **31**, 350–371.

Rötheli, T. F. (1988), «Money Demand and Inflation in Switzerland: An Application of the Pascal Lag Technique», *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, **70**, 45–52.

Sargan, J. D. (1964), «Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology», in P. E. Hart, G. Mills and J. K. Whitaker (eds.), *Econometric Analysis for National Economic Planning*, Butterworths, London. Reprinted in Hendry and Wallis, *op. cit*.

Stock, J. H. (1987), «Asymptotic Properties of the Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors», *Econometrica*, **55**, 1035–1056.

White, H. (1980), «A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity», *Econometrica*, **48**, 817–838.

Wickens, M. R. / T. S. Breusch (1988), «Dynamic Specification, the Long-Run and the Estimation of Transformed Regression Models», *Economic Journal*, **98**, 189–205.

Annexe I

Les définitions des variables utilisées dans les régressions ainsi que la notation qui les caractérise sont présentées ci-dessous.

m1 Logarithme naturel de la masse monétaire nominale M1, définie comme la somme du numéraire en circulation et des dépôts à vue des résidents en Suisse, dans sa définition de 1975.

(m1–p) Logarithme de la masse monétaire M1 en termes réels.

mc Logarithme de la monnaie centrale en termes nominaux composée de la somme des billets en circulation et des avoirs en comptes de virements des banques commerciales à la Banque nationale.

pibr Logarithme du produit intérieur brut de la Suisse aux prix de 1970.

r^C Logarithme du taux d'intérêt des dépôts à 3 mois sur le marché des euro-francs.

r^L Logarithme du taux de rendement des obligations de la Confédération.

TN Taux d'intérêt de l'argent au jour le jour en Suisse («Tom Next»).

RDM^C Taux d'intérêt des dépôts à 3 mois sur le marché des euro-marks.

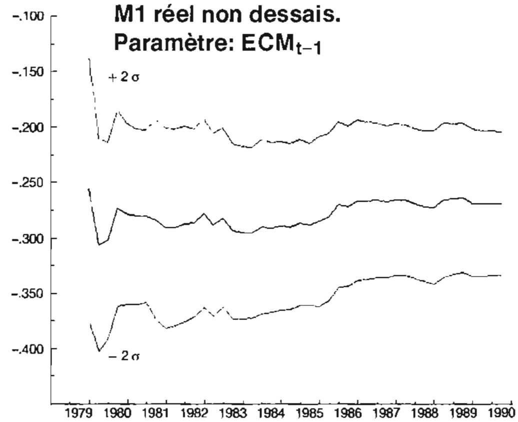
cpi Logarithme de l'indice suisse des prix à la consommation.

inf Taux d'inflation défini comme la différence des logarithmes de l'indice suisse des prix à la consommation.

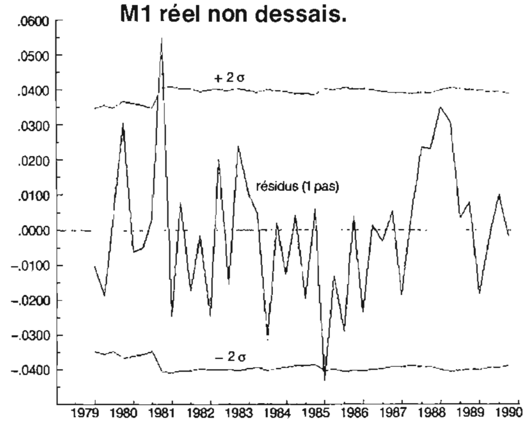
dm/ch Logarithme du cours du mark allemand en Suisse.

Annexe II: Graphiques relatifs au modèle de la densité conditionnelle DC [variable dépendante: $\Delta(m1-p)$], estimé par la méthode des moindres carrés récursifs.

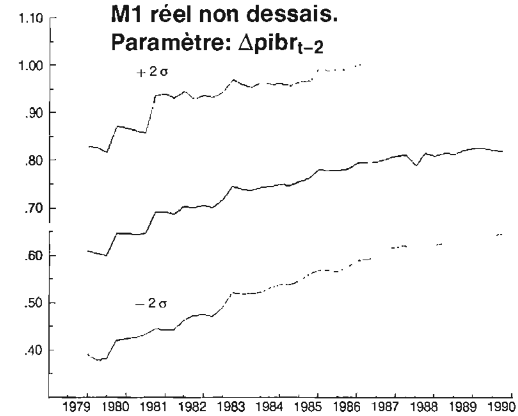
Méthode des moindres carrés récursifs:



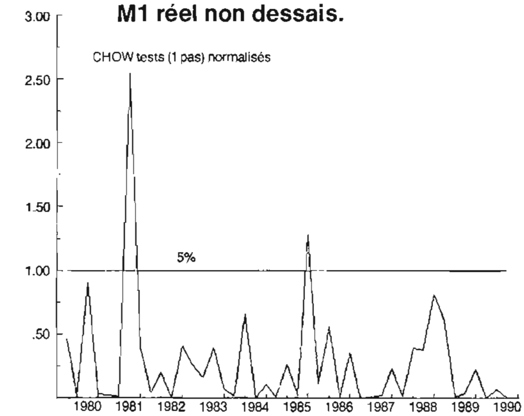
Méthode des moindres carrés récursifs:



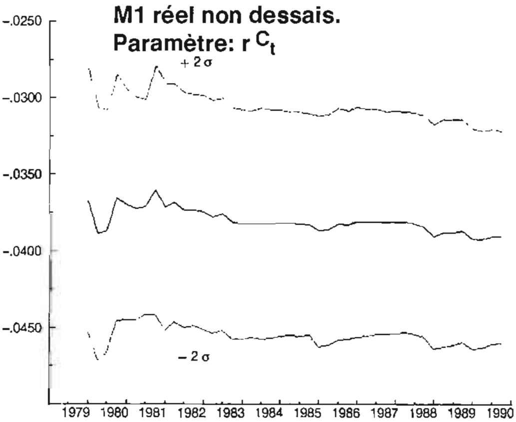
Méthode des moindres carrés récursifs:



Méthode des moindres carrés récursifs:



Méthode des moindres carrés récursifs:



Annexe III: Cette annexe présente les estimations des différentes densités marginales utilisées pour conduire les tests d'exogénéité rapportés dans le texte principal.

L'estimation de la densité marginale du produit intérieur brut réel donne l'équation suivante:

$$\begin{aligned}\Delta pibr_t = \; & \underset{(0.00351)}{0.00933} - \underset{(0.07195)}{0.16596}\,\Delta pibr_{t-3} + \underset{(0.07080)}{0.61458}\,\Delta pibr_{t-4} - \underset{(0.00230)}{0.00576}\,r^C_{t-1} \\ & + \underset{(0.06688)}{0.15823}\,\Delta dm/ch_{t-3} - \underset{(0.00603)}{0.01903}\,\Delta RDM^C_{t-5} \\ & + \underset{(0.00989)}{0.04946}\,dum76 + \underset{(0.01406)}{0.03798}\,dum81{:}2 \qquad \text{DMA1}\end{aligned}$$

$R^2 = 0.774$	$\sigma = 1.375$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 2.10
AR(6,54) = 0.83	ARCH(6,48) = 1.29	Het(13,46) = 1.42	Reset(1,59) = 0.16
AR(1,59) = 0.20	ARCH(1,58) = 0.03	Het2(.,.) = ?	Reset(3,57) = 2.14
Norm(2) = 9.34*	Chow(34,26) = 0.45	Chow(8,52) = 0.22	Chow(4,56) = 0.17

Dum76 est une variable auxiliaire qui prend la valeur –1 au premier trimestre de 1976 et +1 au deuxième trimestre de la même année. Cette variable a été introduite pour corriger la brusque rupture de la série du produit national lors de la récession de 1975–1976, à la suite des ajustements dus au premier choc pétrolier. Dum81:2 prend la valeur + 1 au deuxième trimestre de 1981. Elle corrige un problème d'instabilité que connaît l'équation à cette date lors du début de la récession de 1981–1983. Dm/ch représente le taux de change mark allemand/franc suisse tandis que RDM^C est le taux d'intérêt des dépôts à trois mois sur le marché des euro-marks. Le test Het2 n'est pas disponible dans cette régression avec le nombre de degrés de liberté restant à disposition.

La densité marginale du taux d'intérêt suisse est modélisée par l'équation DMA2:

$$\begin{aligned}r^C_t = \; & \underset{(0.07879)}{0.15066} + \underset{(0.10899)}{0.44618}\,r^C_{t-1} + \underset{(0.09744)}{0.25172}\,r^C_{t-2} + \underset{(1.50385)}{8.15616}\,\Delta dm/ch_{t-1} \\ & + \underset{(0.03408)}{0.09889}\,TN_{t-1} - \underset{(0.19428)}{1.10806}\,dum78 \qquad \text{DMA2}\end{aligned}$$

$R^2 = 0.852$	$\sigma = 32.096$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 2.02
AR(6,56) = 0.46	ARCH(6,50) = 1.51	Het(10,51) = 1.47	Reset(1,61) = 4.15*
AR(1,61) = 0.07	ARCH(1,60) = 2.51	Het2(18,43) = 1.69	Reset(3,59) = 2.43
Norm(2) = 3.58	Chow(34,28) = 0.43	Chow(8,54) = 0.83	Chow(4,58) = 0.46

TN représente le taux d'intérêt de l'argent au jour le jour appelé «Tom Next». Dum78 est une variable auxiliaire introduite pour tenir compte des mouvements du taux d'intérêt à trois mois consécutifs aux interventions massives de la Banque nationale pour corriger le cours du franc suisse. Cette variable prend les valeurs +1 dans l'intervalle 1978:4 à 1979:1 et –1 entre 1979:2 et 1979:3.

La densité marginale du taux d'inflation est caractérisée par l'équation DMA3:

$$\underset{}{inf_t} = \underset{(0.00117)}{0.00263} + \underset{(0.09617)}{0.24171}\, inf_{t-3} + \underset{(0.09576)}{0.39865}\, inf_{t-4} + \underset{(0.00294)}{0.01436}\, \Delta RDM^{C}_{t-1}$$

$$+ \underset{(0.00273)}{0.01279}\, \Delta RDM^{C}_{t-2} \qquad \text{DMA3}$$

$R^2 = 0.556$	$\sigma = 0.603$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.56
AR(6,57) = 1.73	ARCH(6,51) = 0.77	Het(8,54) = 1.08	Reset(1,62) = 1.16
AR(1,62) = 2.48	ARCH(1,61) = 0.38	Het2(14,48) = 0.65	Reset(3,60) = 0.64
Norm(2) = 1.95	Chow(34,29) = 0.66	Chow(8,55) = 0.51	Chow(4,59) = 0.61

Enfin, les modèles des densités marginales de M1 réel et de M1 nominal sont les suivants:

$$\Delta(m1\text{-}p)_t = -\underset{(0.00366)}{0.00216} + \underset{(0.09373)}{0.48079}\, \Delta(m1\text{-}p)_{t-4} - \underset{(0.09517)}{0.47485}\, \Delta(m1\text{-}p)_{t-5}$$

$$+ \underset{(0.03079)}{0.08401}\, dum88{:}1 + \underset{(0.07595)}{0.12854}\, \Delta mc_{t-1} \qquad \text{DMA4}$$

$R^2 = 0.484$	$\sigma = 2.984$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.70
AR(6,57) = 1.52	ARCH(6,51) = 1.78	Het(7,55) = 1.20	Reset(1,62) = 0.30
AR(1,62) = 2.04	ARCH(1,61) = 0.25	Het2(10,52) = 0.81	Reset(3,60) = 3.84*
Norm(2) = 1.44	Chow(34,30) = 0.64	Chow(8,56) = 1.43	Chow(4,59) = 0.90

$$\Delta m1_t = \underset{(0.00332)}{0.00659} - \underset{(0.08589)}{0.33188}\, \Delta m1_{t-3} + \underset{(0.08459)}{0.46514}\, \Delta m1_{t-4} - \underset{(0.11939)}{0.32387}\, \Delta dm/ch_{t-4}$$

$$- \underset{(0.01063)}{0.02882}\, \Delta RDM^{C}_{t-3} + \underset{(0.01238)}{0.04475}\, dum78 - \underset{(0.02562)}{0.07514}\, dum80{:}1$$

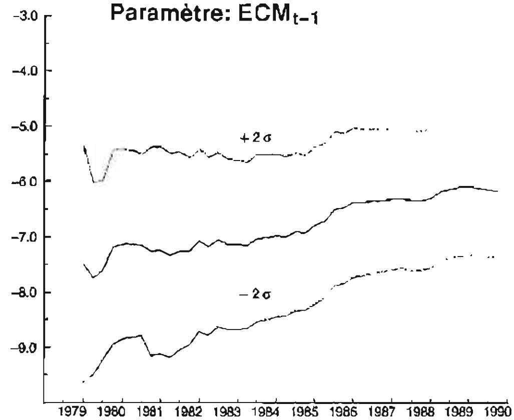
$$+ \underset{(0.02477)}{0.06163}\, dum88{:}1 - \underset{(0.02493)}{0.07509}\, dum89{:}1 \qquad \text{DMA5}$$

$R^2 = 0.643$	$\sigma = 2.433$ %	Echantillon : 1973:1 - 1989:4	DW = 1.76
AR(6,53) = 1.76	ARCH(6,47) = 1.39	Het(13,45) = 2.51*	Reset(1,58) = 1.84
AR(1,58) = 0.78	ARCH(1,57) = 6.63*	Het2(.,.) = ?	Reset(3,56) = 2.85*
Norm(2) = 1.11	Chow(34,27) = 0.85	Chow(8,53) = 2.15*	Chow(4,56) = 2.81*

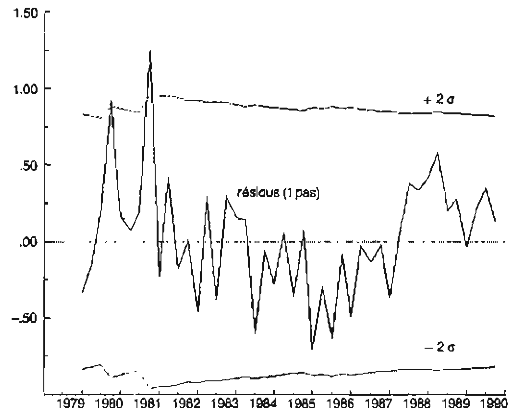
La variable auxiliaire dum78 est définie dans le paragraphe décrivant l'équation DMA2. Dum88:1 est une variable auxiliaire qui prend la valeur +1 le premier trimestre de 1988. Cette variable auxiliaire est introduite pour corriger le problème de la brusque variation des dépôts à vue qui est apparue dans les statistiques de fin de mois dès la suppression des rémunérations attrayantes servies sur les dépôts à terme fixe après l'abolition du phénomène dit des «ultimos» – abolition consécutive à l'introduction des nouvelles dispositions afférentés aux liquidités des banques entrées en vigueur en janvier 1988. Dum80:1 et dum89:1 sont des variables auxiliaires qui prennent la valeur +1 au premier trimestre des années 1980 et 1989. Ces variables ont du être retenues pour stabiliser le modèle de la densité marginale de Δm1. Dum80:1 a pour but de tenir compte des interventions sporadiques de l'institut d'émission à cette date pour influencer le cours du franc suisse sur le marché des changes.

Annexe IV: Graphiques relatifs au modèle de la densité conditionnelle DCI [variable dépendante: r^C], estimé par la méthode des moindres carrés récursifs.

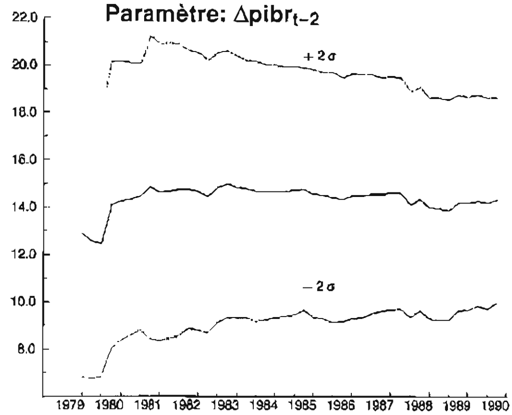
Méthode des moindres carrés récursifs: r^C
Paramètre: ECM_{t-1}



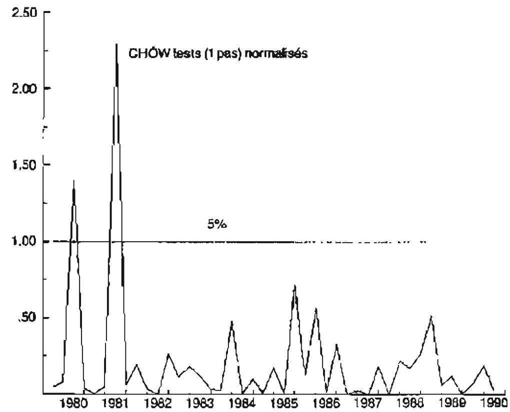
Méthode des moindres carrés récursifs: r^C



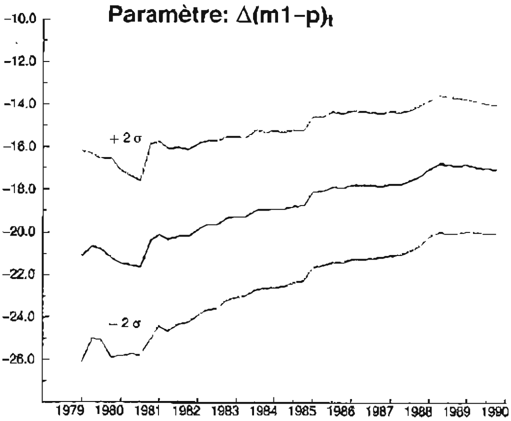
Méthode des moindres carrés récursifs: r^C
Paramètre: $\Delta pibr_{t-2}$



Méthode des moindres carrés récursifs: r^C

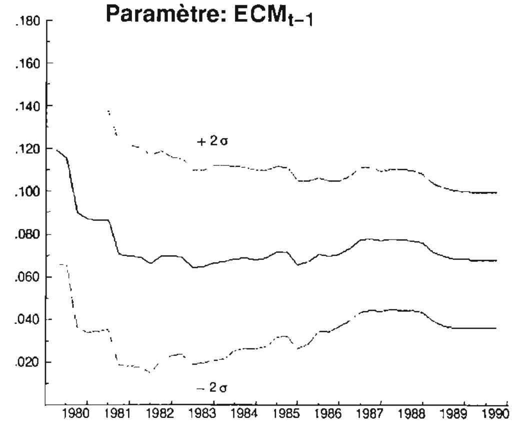


Méthode des moindres carrés récursifs: r^C
Paramètre: $\Delta(m1-p)_t$

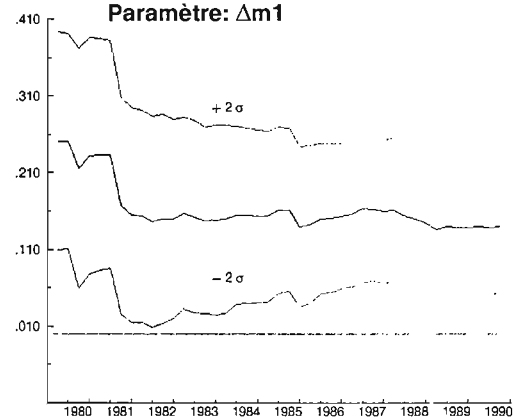


Annexe V: Graphiques relatifs au modèle de la densité conditionnelle DC*I2 [variable dépendante: inf], estimé par la méthode des moindres carrés récursifs.

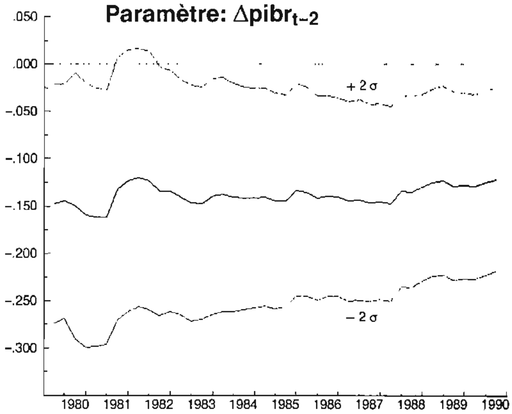
Méthode des moindres carrés récursifs: inf
Paramètre: ECM_{t-1}



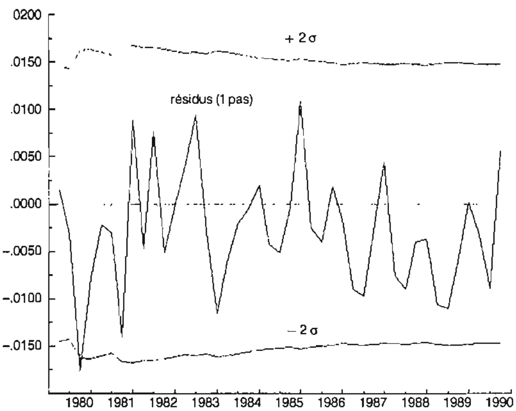
Méthode des moindres carrés récursifs: inf
Paramètre: $\Delta m1$



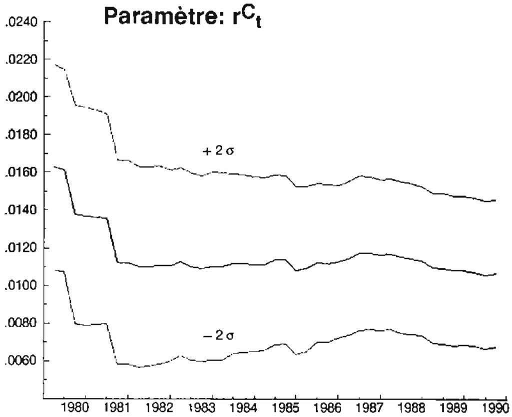
Méthode des moindres carrés récursifs: inf
Paramètre: $\Delta pibr_{t-2}$



Méthode des moindres carrés récursifs: inf



Méthode des moindres carrés récursifs: inf
Paramètre: r^{C}_{t}



Méthode des moindres carrés récursifs: inf