

Analyse statistique de l'agrégat monétaire M_1 , définition 1995

Michel Peytrignet*

Le 1^{er} janvier 1995, la Banque nationale suisse a changé le mode de calcul de ses agrégats monétaires [cf. BNS (1995)]. L'agrégat monétaire M_1 , définition 1995, contient outre le numéraire en circulation et les dépôts à vue, les dépôts détenus par les agents économiques sous forme de comptes de transactions, notamment de comptes salaires. M_2 , définition 1995, ajoute à M_1 les dépôts d'épargne. Le but du présent article est d'analyser les relations statistiques qui lient M_1 , définition 1995, aux variables macro-économiques que la théorie prédit pour influencer la demande de monnaie. Une étude parallèle de l'agrégat monétaire M_2 , nouvelle définition, est contenue dans Fischer et Peytrignet (1994).¹

La méthode statistique retenue dans notre analyse permet de dégager, dans une première étape, les relations d'équilibre à long terme qui lient M_1 aux variables macro-économiques choisies, puis, dans une seconde étape, de cerner les mécanismes de court terme par lesquels l'économie évolue vers cet équilibre. Cette méthode a été développée d'abord par Johansen (1988) puis par Hendry et Mizon (1993). Notre choix est motivé essentiellement par la généralité de leur approche. En effet, cette méthode n'exige pas l'utilisation a priori d'un modèle à équation unique. Elle n'impose pas non plus l'existence d'une seule relation de long terme liant les variables retenues dans l'analyse. De plus, elle permet de tenir compte de manière adéquate des propriétés statistiques d'intégration des séries. Comme cette approche peut être nouvelle pour certains lecteurs, nous exposerons les résultats de manière séquentielle, selon les étapes suivies dans l'analyse. Toutefois, nous ne nous attarderons pas à décrire formellement chacune des procédures.

Le plan de l'article est le suivant. Une première partie rassemble un exposé de la méthodologie

statistique retenue ainsi qu'une discussion du choix des variables à inclure dans l'analyse à la lumière de la théorie économique. Dans une seconde partie, les relations de long terme liant ces variables sont estimées. La troisième partie présente le modèle économétrique qui décrit l'évolution dynamique de M_1 . Ce modèle intègre aussi bien les comportements de court terme que les comportements de long terme de M_1 , et ceci avec un nombre limité de paramètres facilement interprétables. Une quatrième partie présente une analyse sommaire des capacités prévisionnelles du modèle. Quelques remarques et conclusions terminent l'article.

Les résultats principaux peuvent être résumés de la façon suivante. L'analyse statistique de long terme a permis d'identifier l'existence d'une relation unique liant M_1 à l'indice des prix à la consommation, au produit intérieur brut réel, au rendement des obligations de la Confédération et au rendement servi sur les comptes de transactions. Cette relation est stable empiriquement et les coefficients ont les signes attendus: positifs en ce qui concerne les élasticités de M_1 par rapport aux prix et au revenu, négatif en ce qui concerne l'élasticité de M_1 par rapport au rendement des obligations de la Confédération. Ce rendement mesure donc, dans notre modèle, le coût d'opportunité de la détention de M_1 . L'élasticité de M_1 par rapport au rendement des comptes de transactions est par contre positive, comme on pouvait l'espérer d'un actif inclus dans la définition de l'agrégat monétaire mais qui rapporte un intérêt.

Cependant, sur l'échantillon retenu, l'élasticité-prix de long terme de M_1 est statistiquement inférieure à la valeur unitaire explicitement prévue par

* Direction des études économiques de la Banque nationale suisse.

¹ L'agrégat M_2 , nouvelle définition, existait informellement avant la révision 1995 sous le nom M_{1B} . La seule différence entre M_2 et M_{1B} réside dans l'omission dans M_2 des comptes de prévoyance [cf. BNS (1995)]. Les travaux résumés dans Fischer et Peytrignet (1994) sont basés sur M_{1B} .

la théorie.² Ce résultat particulier peut soit refléter les chocs subis par la demande de M_1 dus aux innovations financières pendant la dernière décennie, soit refléter un nombre de données trop restreint à notre disposition pour que nous ayons pu être en mesure d'estimer une relation statistique qui caractérise vraiment les comportements d'une demande de monnaie de long terme. Cette faible valeur de l'élasticité-prix n'est pourtant pas l'exclusivité de M_1 , définition 1995. M_1 , définition 1975, étudié par Peytrignet et Fischer (1991), avait également une élasticité-prix de long terme inférieure à 1. Si l'on compare les relations estimées sur le même échantillon et avec la même méthode statistique pour les deux définitions de cet agrégat, on constate que l'inclusion des comptes de transactions dans la nouvelle définition de M_1 augmente la valeur de son élasticité-prix de long terme et la rapproche ainsi de la valeur théorique unitaire. Nous sommes dès lors tentés d'interpréter ce résultat comme un signe en faveur de l'inclusion des comptes de transactions dans la nouvelle définition de M_1 .

Par contre, l'élasticité-revenu de long terme, très nettement supérieure à 1, montre qu'une composante d'épargne a été introduite dans la définition de M_1 avec l'inclusion des comptes de transactions. Ce point représente, à notre avis, un élément plus discutable si M_1 doit représenter un agrégat purement lié aux transactions des agents dans l'économie. Ce problème pourrait cependant devenir moins préoccupant dans le futur car certains signes démontrent que les agents économiques servent de plus en plus les fonds versés sur ces comptes pour faire des paiements.

L'analyse statistique de long terme révèle en outre qu'il est nécessaire de modéliser simultanément la demande de M_1 , définition 1995, et l'indice des prix à la consommation. Ce résultat provient du fait que le vecteur de cointégration doit entrer à la fois dans l'équation de M_1 et dans celle de l'indice des prix. Ainsi, contrairement à ce que Fischer et Peytrignet (1994) ont obtenu pour M_2 , définition 1995, il a donc été possible de trouver statistiquement un effet en retour positif à long terme de la masse monétaire, mesurée par M_1 , sur l'indice des prix à la consommation.

L'analyse de court terme montre que la croissance monétaire influence négativement le ren-

chérissement dans la courte période. Cet effet surprenant pourrait refléter statistiquement les répercussions des variations de taux hypothécaires sur les loyers, notamment pendant les phases où la politique monétaire devient très restrictive. Par ailleurs, l'analyse de court terme révèle les effets négatifs sur la croissance monétaire d'une hausse du produit intérieur brut réel. Ces effets sont difficilement interprétables lorsque l'on se place dans une perspective de demande de monnaie. En effet, la théorie prédit que la croissance économique affecte positivement la demande de monnaie. L'effet négatif estimé reste pourtant interprétable si l'on se place dans une perspective d'offre de monnaie. Une contraction de l'offre de M_1 est en général la conséquence d'une croissance économique accrue, surtout lorsque l'économie se trouve dans une situation proche du plein-emploi. Ces effets de court terme doivent cependant être interprétés avec une certaine prudence car ils résultent d'un processus statistique déductif, décrit dans la section suivante, qui ne garantit pas a priori l'unicité des résultats.

1. Remarques préliminaires

1.1. Remarques méthodologiques

Depuis la parution de l'article pionnier de Granger et Newbold (1974), le praticien sait que modéliser des variables intégrées d'ordre 1 [notées $I(1)$] par des méthodes économétriques traditionnelles lui fait courir empiriquement le risque d'accepter trop souvent des relations qui n'ont qu'un pouvoir explicatif limité.³ Or depuis Nelson et Plosser (1982), il sait aussi que la plupart des séries ma-

² La théorie économique prévoit une élasticité-prix unitaire de la demande nominale de monnaie en faisant l'hypothèse que les agents économiques se soucient plus de leurs encaisses réelles que de leurs encaisses nominales.

³ Une série statistique est dite intégrée d'ordre 1 [$I(1)$] lorsque deux conditions sont remplies. Premièrement, lorsque la série est non stationnaire en niveau, c'est-à-dire lorsque sa moyenne et sa variance ne sont pas constantes et finies, et cela même après déduction d'une tendance linéaire déterministe. Deuxièmement, lorsque la série est stationnaire en premières différences, c'est-à-dire lorsque sa moyenne et sa variance deviennent finies et constantes après différentiation dans le temps. Une discussion plus approfondie de ce sujet se trouve dans Peytrignet et Fischer (1991).

cro-économiques dont il dispose peuvent être intégrées d'ordre 1. Ainsi, lorsque le praticien modélise des variables macro-économiques, il ne peut utiliser sans précaution la théorie traditionnelle de l'inférence statistique, cette théorie étant développée pour les modèles n'utilisant que des séries stationnaires. Dès lors, lorsqu'il est convaincu qu'il travaille avec des séries I(1), le praticien n'a pas d'autre choix que de procéder à une analyse de cointégration. Ce type d'analyse lui permet de découvrir les combinaisons linéaires des variables I(1) qui sont stationnaires et par conséquent de lui restituer l'usage de la théorie traditionnelle de l'inférence.

Une méthode souvent employée à l'heure actuelle pour effectuer une analyse de cointégration est celle développée par Johansen (1988) et par Johansen et Juselius (1990). Cette méthode permet de déterminer le nombre de vecteurs de cointégration, c'est-à-dire le nombre de relations stationnaires qui lient à long terme les variables non stationnaires en niveau. Par ailleurs, elle permet d'estimer, au sein d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs (*vector error correction model*: VECM), les coefficients des vecteurs de cointégration ainsi que les poids de ces vecteurs dans les équations de court terme du VECM.⁴ Les coefficients des vecteurs de cointégration représentent en fait les élasticités des relations de long terme avec un signe inversé.⁵ Les poids des vecteurs de cointégration sont les coefficients qui décrivent la vitesse à laquelle l'économie s'ajuste vers son équilibre de long terme. Ces poids sont appelés coefficients d'ajustement dans la suite de notre analyse. La méthode de Johansen estime ces paramètres par la méthode du maximum de vraisemblance.

La méthode de Johansen est satisfaisante pour inférer les valeurs des paramètres à long terme du modèle. Concernant les paramètres de court terme par contre, l'estimation du VECM connaît les mêmes défauts que celle d'un VAR traditionnel: il subsiste dans ce type de modèle un grand nombre de paramètres qui rend difficile leur estimation précise et quasiment impossible l'interprétation de la dynamique du modèle. Pour faciliter la résolution de ces problèmes, le praticien peut suivre la méthodologie dite du «général au spécifique» appliquée à un système d'équations.

Cette méthodologie, développée par Hendry, Mizon et Doornik, permet de réduire le nombre de paramètres inutiles d'un modèle.⁶ Plus précisément, en partant du VECM initial, ces auteurs recommandent la suppression, dans un premier temps, des variables de court terme qui ne sont pas significatives *dans toutes les équations* du modèle. Un VECM parcimonieux (noté VECM-P1) est ainsi établi. Dans une deuxième étape, les variables non significatives restantes sont supprimées *équation par équation* pour aboutir à une version restreinte du VECM parcimonieux (notée VECM-P2). Enfin, dans une troisième étape, les simultanités encore contenues dans les résidus du VECM-P2 sont modélisées au sein d'un modèle à équations simultanées (*simultaneous equation model*: SEM) qui tient compte de manière adéquate des propriétés d'intégration des séries. Ce type de modèle doit être estimé par une méthode appropriée comme, par exemple, la méthode du maximum de vraisemblance à information complète (FIML).⁷

Pour limiter les risques d'égarément sur cette voie déductive, chaque étape du processus de réduction doit être testée formellement par rapport à toutes les étapes qui précèdent. Le modèle obtenu à chaque étape peut en outre être testé pour savoir s'il surpasse (traduction libre du vocabulaire anglais «*encompass*») le VECM-P1 initial, c'est-à-dire s'il possède les mêmes caractéristiques statistiques que le VECM-P1 initial mais avec un nombre inférieur de paramètres.

Avant de procéder aux estimations, il reste à résoudre le problème du choix des variables entrant dans l'analyse statistique. La théorie économique s'avère être dans ce choix un guide précieux pour le praticien.

⁴ Un modèle VECM est un modèle VAR dans lequel les variables sont exprimées en différences premières et où figurent les vecteurs de cointégration.

⁵ Un problème d'identification se pose lorsque plusieurs vecteurs de cointégration existent. Une discussion de ce problème est abordée au début de l'annexe I.

⁶ Cf. par exemple Hendry et Mizon (1993), Hendry et Doornik (1994), Doornik et Hendry (1994) ainsi que Hendry (1995).

⁷ Il est possible que lorsque les conditions d'exogénéité sont remplies pour certaines variables, le processus de réduction puisse aboutir au cas particulier d'un modèle à équation unique [cf. en particulier Hendry et Doornik (1994)].

1.2. Choix des variables entrant dans l'analyse

La théorie économique prédit que la demande pour un agrégat monétaire devrait être une fonction positive du volume des transactions et d'un indice des prix de ces transactions. Elle devrait être également une fonction négative du rendement des actifs exclus de la définition de l'agrégat et une fonction positive du rendement des actifs inclus dans l'agrégat.

Dans le cas de M_1 , le produit intérieur brut réel (GDP) est retenu en général comme «proxy» du volume des transactions et l'indice suisse des prix à la consommation (CPI) comme indice des prix des transactions. Lorsque des doutes apparaîtront, dans la suite de l'analyse, sur la robustesse des résultats des estimations, d'autres mesures pour ces variables seront testées.

Dans sa définition 1995, M_1 comprend la totalité des comptes de transactions. Ceci représente l'innovation majeure qui différencie la nouvelle définition de M_1 de l'ancienne. Ce point a une importance particulière empiriquement car ces comptes de transactions ont un rendement propre qui doit dès lors figurer dans l'analyse. Ce rendement est le taux d'intérêt (TKZ) payé sur les dépôts que les agents économiques détiennent sous forme de comptes de transactions, notamment de comptes salaires.⁸ Ce taux est plus élevé et plus volatile que le taux d'intérêt payé sur les comptes courants.⁹ Il fluctue comme le taux d'intérêt servi sur les dépôts d'épargne jusqu'en 1987. Après cette date, la différence entre les deux taux s'accroît fortement. Un graphique présentant l'évolution temporelle de TKZ et du taux d'intérêt servi sur les dépôts d'épargne est inclus dans BNS (1995). Empiriquement, nous verrons plus loin que TKZ joue un rôle crucial dans la stabilité de la spécification de long terme de M_1 .

La théorie économique reste par contre floue quant au choix de la variable à retenir comme «proxy» du coût d'opportunité de la détention monétaire. En particulier, le choix entre taux d'intérêt à court terme ou taux d'intérêt à long terme reste un sujet contesté théoriquement qui ne peut être résolu que cas par cas empiriquement. En Suisse, Peytrignet et Fischer (1994) ont montré qu'un taux long – le rendement des obligations de

la Confédération (RB) – joue mieux le rôle de coût d'opportunité pour la détention de monnaie sous forme de M_2 , définition 1995, que le rendement des dépôts à trois mois sur l'euro-marché (RC). Il en va de même en ce qui concerne M_1 , définition 1995: le test d'exclusion de Hansen et Johansen (1994), calculé sur l'échantillon allant du premier trimestre 1976 au deuxième trimestre 1994, montre que le taux d'intérêt à trois mois peut même être exclus de la relation à long terme liant les variables du système.¹⁰

L'analyse statistique qui suit porte sur les variables M_1 , CPI, GDP, RB et TKZ. Toutes les séries sont trimestrielles. Elles sont transformées en logarithmes naturels. Aucune ne fait l'objet d'une correction des variations saisonnières. Le début de l'échantillon est fixé au premier trimestre 1976, car cette date représente la date limite où des données sont disponibles pour M_1 .¹¹

2. Analyse statistique de long terme

2.1. Propriétés statistiques des séries individuelles

La première étape d'une analyse statistique consiste à vérifier le degré d'intégration des séries individuelles. Cette vérification a été faite à l'aide de tests conventionnels dits de Dickey et Fuller (1979) augmentés. Les résultats ont montré que toutes les variables peuvent être considérées comme $I(1)$. Vu la faible puissance de ces tests pour détecter une racine unitaire, nous avons

⁸ TKZ est l'abréviation de l'appellation allemande «*Transaktionskontozinssatz*».

⁹ Le rendement des comptes courants est resté pratiquement constant. Il n'est donc pas explicitement pris en compte dans notre analyse statistique.

¹⁰ Cette élimination n'est pourtant pas une condition suffisante pour justifier l'exclusion de cette variable des équations à court terme du modèle. Une analyse parallèle à celle contenue dans cet article a donc été menée avec un modèle incluant RC. Les résultats des estimations montrent que RC ne doit figurer ni dans l'équation de M_1 , ni dans celle de RB, ce qui diminue l'attrait d'une telle configuration.

¹¹ Les variables en logarithmes sont écrites en lettres minuscules italiques. Les données pour M_1 utilisées dans cette étude sont provisoires. Elles sont basées sur la définition 1975 qui exclut le Liechtenstein [cf. BNS (1995)].

calculé un autre test développé par Hansen et Juselius (1994).¹² Contrairement à celui de Dickey et Fuller, le test de Hansen et Juselius garde comme hypothèse nulle la stationnarité en niveau de la série. Selon cette méthode, toutes les séries peuvent également être considérées comme I(1).¹³

2.2. Choix du nombre de retards

Le problème suivant qui se pose est le choix du nombre de retards à inclure dans le VECM. Ce choix reste un problème épineux. Des critères statistiques existent, comme les critères de Akaike, de Hannan-Quinn et de Schwarz. L'analyse des résultats obtenus en appliquant ces méthodes ont donné, comme c'est souvent le cas, des réponses ambiguës (le nombre de retards optimal pouvant varier de 2 à 6 trimestres). Cependant, dans les études utilisant des données trimestrielles non corrigées des variations saisonnières, on retient fréquemment 5 retards pour prendre en compte les effets d'une éventuelle saisonnalité résiduelle qui peut encore affecter le comportement du VECM malgré la présence de variables muettes saisonnières. C'est ce qu'ont fait par exemple Fischer et Peytrignet (1994). Avec 5 retards, les résidus du VECM sont non autocorrélés et normaux, conditions requises par l'analyse de Johansen.¹⁴

2.3. Détermination du nombre de vecteurs de cointégration

L'étape suivante de l'analyse à long terme est le choix du nombre de vecteurs de cointégration. Ce choix est déterminé par les résultats des tests de la trace et de la valeur propre maximum développés par Johansen (1988). Les deux tests suivent asymptotiquement une distribution de type Dickey et Fuller généralisée dont les valeurs critiques sont rassemblées dans l'étude de Osterwald-Lenum (1992). Pour tenir compte du nombre limité de données que nous avons à disposition, il nous paraît nécessaire de consulter aussi les versions de ces deux tests adaptées pour les petits échantillons.¹⁵ Les résultats sont rassemblés dans la table 1 ci-dessous.

Table 1:

M_1 , tests de la trace (TR) et de la valeur propre maximum (VPM).

$r =$	TR	VPM
0	103.35*** (65.90*)	51.42*** (32.79*)
1	51.93** (33.11)	27.14** (17.31)
2	24.79 (15.81)	13.48 (8.60)

r représente le nombre de vecteurs de cointégration.

Les signes *, **, *** signifient un rejet au seuil marginal de signification de 10%, 5% et 1% respectivement. Les nombres entre parenthèses sont les statistiques corrigées pour les petits échantillons.

Une spécification avec deux vecteurs de cointégration est retenue par les deux types de tests (trace et valeur propre maximum). Cependant, lorsque ces tests sont corrigés pour les petits échantillons, ils ne permettent de ne sélectionner qu'un seul vecteur. Une analyse complémentaire s'avère donc nécessaire pour lever cette ambiguïté. Le cas de deux vecteurs de cointégration est étudié dans l'annexe I. Les résultats de cette analyse montrent une instabilité notable des paramètres des deux vecteurs. Pour cette raison nous allons continuer notre étude avec un seul vecteur de cointégration.

¹² Ce test est décrit dans le chapitre 6 de Hansen and Juselius (1994). Nous tenons à remercier Mme K. Juselius de nous avoir aimablement mis à disposition son programme CATS in RATS.

¹³ La sensibilité de ce test au choix du nombre de vecteurs de cointégration exige de vérifier la robustesse des résultats dans le cas d'existence hypothétique de plusieurs vecteurs. Les résultats restent inchangés si l'on retient deux ou trois vecteurs de cointégration.

¹⁴ Les seuils marginaux de signification des tests de multiplicateur de Lagrange concernant l'autocorrélation du premier ordre et du quatrième ordre des résidus du VECM s'élèvent respectivement à 20% et 46%. En outre, le seuil marginal de signification du test de normalité de Doornik et Hansen (1994) est 9%.

¹⁵ Ces modifications sont incluses dans le logiciel Pc-Fiml 8.0 développé par Doornik et Hendry (1994).

2.4. Analyse de long terme avec un vecteur de cointégration

Après avoir déterminé le nombre de retards à inclure dans le modèle, ainsi que le nombre de vecteurs de cointégration, nous estimons le VECM par la méthode de Johansen sur l'échantillon 1976.1 – 1994.2. Cette estimation est faite conditionnellement à l'existence d'un seul vecteur de cointégration. Les valeurs estimées des paramètres de ce vecteur sont présentées dans cette section. Les valeurs estimées des coefficients d'ajustement qui lui correspondent sont présentées dans la section 2.6.

Lorsqu'un seul vecteur de cointégration est retenu, l'estimation de l'équation de long terme par la méthode de Johansen donne les résultats suivants (la constante est omise et les valeurs de la statistique t figurent entre parenthèses):

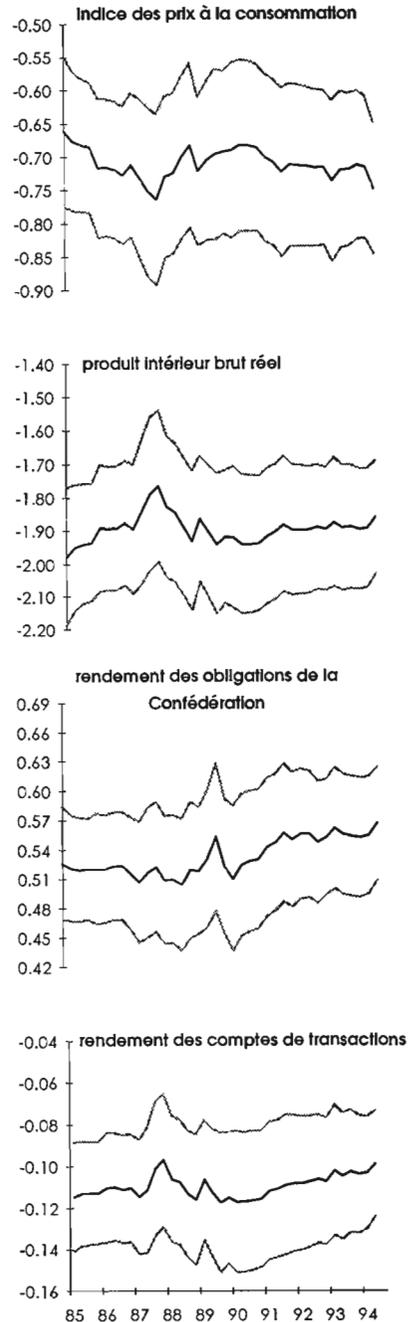
$$m_1 = 0.748 \underset{(15.27)}{cpi} + 1.860 \underset{(21.88)}{gdp} - 0.567 \underset{(-19.55)}{rb} + 0.099 \underset{(7.62)}{tkz} \quad (1)$$

Nous pouvons tester visuellement la stabilité des élasticités de long terme de M_1 en appliquant la méthode de Johansen de manière récursive [cf. Hansen et Johansen (1993)]. Les résultats sont présentés dans la figure 1 ci-contre. Il se rapportent aux paramètres du vecteur de cointégration qui ont le signe opposé à celui des élasticités de long terme de M_1 . Sur l'axe des abscisses figure la date terminale de chaque échantillon, la date initiale commune étant le premier trimestre 1976.

Les coefficients du vecteur de cointégration peuvent être jugés comme raisonnablement stables. Ils ne présentent en tout cas pas l'instabilité qui caractérise les deux vecteurs de la figure A1 de l'annexe I. On remarque que même pendant la période critique 1987–1988, où l'introduction du système électronique de paiement SIC et la réforme des prescriptions de liquidités ont apporté quelques instabilités dans le paysage monétaire suisse, les paramètres du vecteur de cointégration ne sont affectés que temporairement.

Dans ce contexte, il faut noter que le rendement des comptes de transactions (TKZ) joue un rôle crucial dans la stabilité des coefficients à long

Figure 1: Estimation récursive des paramètres du vecteur de cointégration.



L'intervalle de confiance asymptotique de 95% est inclus dans chaque graphique autour des estimations ponctuelles.

terme du VECM. En effet, omettre cette variable de l'analyse produit l'équation suivante:

$$m_1 = 0.333 \underset{(1.03)}{cpi} + 1.462 \underset{(2.73)}{gdp} + 0.480 \underset{(2.73)}{rb} \quad (1b)$$

L'élasticité-prix tombe quasiment à zéro et l'élasticité-taux d'intérêt long entre dans l'équation avec le faux signe. L'analyse récursive correspondante (non reproduite) montre en outre une très grande instabilité des paramètres.

Finalement, la figure 1 montre que pendant toutes les périodes d'estimation, l'élasticité-prix de m_1 reste inférieure à 1 et l'élasticité-revenu reste nettement supérieure à 1. La théorie monétaire nous enseigne cependant qu'une fonction de demande de monnaie devrait avoir une élasticité-prix unitaire, les agents économiques rationnels ne se souciant que de leurs encaisses réelles et non de leurs encaisses nominales. La théorie prédit d'autre part une élasticité-revenu inférieure à 1 lorsque l'agrégat sert essentiellement aux transactions des agents, ou supérieure à 1 si l'agrégat sert également de moyen de transmission des richesses dans le temps [cf. par exemple Laidler (1977)]. Nous allons donc tester ces restrictions théoriques dans la section suivante.

2.5. Restrictions économiques testées sur les paramètres du vecteur de cointégration

La méthode de Johansen permet de tester les restrictions recommandées par la théorie monétaire sur les paramètres du vecteur de cointégration. Comme les graphiques de la figure 1 le laissent déjà paraître, la restriction d'une élasticité-prix égale à 1 est clairement rejetée par le test de Johansen et Juselius (1990) [$\chi^2(1) = 11,36$, seuil marginal de signification (sig.) nul]. Il en va de même de la restriction d'une élasticité-revenu unitaire [$\chi^2(1) = 23,69$, sig. nul]. Le test joint de ces deux restrictions ne rencontre pas plus de succès [$\chi^2(2) = 26,99$, sig. nul]. Ces résultats ne sont toutefois pas invariants à la définition des variables prix et revenu incluses dans l'analyse.¹⁶

La taille de l'élasticité-revenu de M_1 laisse à penser qu'une composante d'épargne a été introduite dans la nouvelle définition de cet agrégat par l'inclusion des comptes de transactions. En

effet, Peytrignet et Fischer (1991) avaient obtenu une élasticité-revenu de M_1 , ancienne définition, comprise entre 0,59 et 0,93 selon la stratégie de modélisation retenue, ces valeurs étant compatibles avec celle de 0,92 estimée par Kohli (1984). Or Kohli, dans la même étude, a estimé l'élasticité-revenu des comptes d'épargne à 2,01, valeur proche de l'estimation ponctuelle obtenue pour le nouvel agrégat M_1 . Si une certaine confiance peut être attribuée à nos résultats, on peut regretter que les comptes de transactions ne servent pas seulement la fonction décrite dans leur dénomination. Car M_1 devrait être un agrégat monétaire qui reflète essentiellement les transactions des agents économiques et non un véhicule de transmission des richesses dans le temps. Cependant, il est très difficile d'identifier empiriquement la

¹⁶ Lorsqu'on remplace dans le VECM *cpi* et *gdp* par le produit intérieur brut nominal (*gdpn*), l'élasticité à long terme de m_1 par rapport à *gdpn* s'élève à 1,038, valeur non significativement différente de 1 (le test d'une élasticité unitaire de m_1 par rapport à *gdpn* a un seuil marginal de signification de 10%). Cette spécification est écartée car elle présente une certaine instabilité des paramètres du vecteur de cointégration. Par ailleurs, les résultats des tests d'une élasticité-prix ou revenu unitaire diffèrent selon le choix de l'indice des prix et selon la définition de la variable servant de «proxy» du volume des transactions retenues dans l'analyse. Les résultats sont robustes à l'emploi du déflateur implicite du produit intérieur brut en lieu et place de l'indice des prix à la consommation. Par contre, l'élasticité-prix n'est plus significativement différente de 1 lorsque, à côté de l'indice des prix à la consommation, la variable «proxy» du volume des transactions est définie soit comme le produit intérieur brut nominal déflaté par l'indice des prix à la consommation soit comme le produit intérieur brut réel augmenté du volume des importations. Si la signification économique de déflater le produit intérieur brut par l'indice des prix à la consommation reste à éclaircir, l'estimation récursive des paramètres de long terme du modèle qui intègre le produit intérieur brut réel augmenté des importations présente une forte instabilité. Ces spécifications ne sont donc pas retenues. Finalement, si l'on restreint a priori l'élasticité-prix de M_1 à 1, l'élasticité-revenu diminue mais reste supérieure à l'unité. L'équation obtenue devient:

$$m_1 = \underset{(33.26)}{cpi} + 1.530 \underset{(-15.71)}{gdp} - 0.660 \underset{(5.17)}{rb} + 0.093 \underset{(5.17)}{tkz} \quad (1c)$$

L'analyse récursive (non reproduite) montre que la stabilité des paramètres de cette équation est comparable à celle des paramètres de l'équation (1) présentée dans la figure 1. Cette spécification est cependant écartée car la restriction d'une élasticité-prix unitaire à long terme n'est pas sans conséquence sur l'analyse de court terme. Nous reviendrons sur ce point dans la note 24.

part de ces fonds que les agents économiques utilisent à des fins de transactions de celle qu'ils utilisent à des fins d'épargne. Ce problème devrait pourtant devenir moins préoccupant dans le futur. Car nous pensons que depuis un certain temps ces comptes servent de plus en plus à des fins de transactions. La baisse de TKZ, depuis 1987, confirme cette assertion.

L'élasticité-prix de long terme de M_1 statistiquement inférieure à l'unité est un résultat plus difficile à interpréter à la lumière de la théorie monétaire. Cette faible valeur de l'élasticité-prix permet en tout cas de douter que la relation à long terme que nous avons estimée entre les variables m_1 , cpi , gdp , rb et tkz puisse être interprétée comme une pure fonction de *demande* de monnaie à long terme de M_1 . Il ne faut pas oublier que notre outil statistique ne permet d'estimer qu'une relation qui décrit le lieu géométrique des points d'équilibre du marché monétaire. Or ces points résument aussi bien les comportements de demande que ceux d'offre de monnaie, offre déterminée par le système bancaire dans son ensemble lui-même influencé par la politique monétaire menée par la Banque nationale. Ces influences de l'offre peuvent avoir été rendues perceptibles dans nos estimations à cause de la faible taille de l'échantillon. En effet, pendant les années 1976 à 1994, la Suisse a connu deux périodes inflationnistes importantes qui ont nécessité une politique monétaire très restrictive. Par conséquent, même si le concept de politique monétaire de la Banque nationale prévoit, à long terme, une adaptation de l'offre à la demande de monnaie en cas de stabilité des prix, l'offre de monnaie a plusieurs fois constitué une limite contraignante pendant la période d'estimation. Ceci a pu influencer la valeur estimée de l'élasticité-prix de long terme de M_1 .

Il est aussi possible que la faible élasticité-prix de M_1 reflète les innovations financières qui ont affecté la demande pour cet agrégat pendant la décennie 1980–1990. En particulier, une variable muette a été introduite dans le vecteur de cointégration pour tester si le choc permanent de demande induit par la révision des prescriptions de liquidités en 1988 pouvait expliquer l'élasticité-prix inférieure à l'unité de M_1 .¹⁷ Les résultats montrent que l'élasticité-prix de M_1 n'est que marginalement affectée par cette correction – elle

s'élève à 0,827, valeur non significativement différente de 0,748. Elle reste donc significativement inférieure à l'unité (seuil marginal de signification de ce test: 0,07%).

La faible valeur de l'élasticité-prix peut finalement être le signe d'une mauvaise spécification du modèle: une variable importante non directement prévue par la théorie pouvant avoir été omise de l'analyse. Cette option reste toujours possible, bien qu'il soit difficile d'explorer cette voie avec la taille réduite de l'échantillon dont nous disposons.¹⁸

Il est encore intéressant d'ajouter que sur l'échantillon 1976.1 – 1994.2, l'élasticité-prix de M_1 , ancienne définition, ne s'élève qu'à 0,29, valeur bien inférieure à celle obtenue avec la nouvelle définition de M_1 (0,75).¹⁹ Sur ce point, l'adjonction des comptes de transactions semble constituer un pas dans la bonne direction, car elle augmente la valeur de l'élasticité-prix de long terme de M_1 et la rapproche ainsi de la valeur théorique unitaire.

2.6. Tests de restrictions sur les coefficients d'ajustement

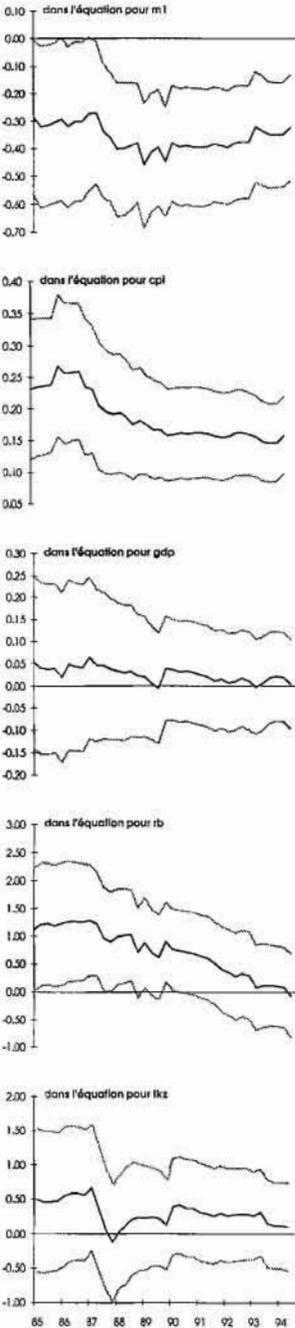
Cette section rassemble les résultats des estimations des coefficients d'ajustement qui correspondent à l'équation (1). Les coefficients d'ajustement représentent le poids avec lequel la relation de long terme (le vecteur de cointégration) entre dans chacune des équations de court terme du

¹⁷ La révision du système des prescriptions de liquidité, entrée en vigueur le 1^{er} janvier 1988, a supprimé les hausses massives de taux d'intérêt qui caractérisaient en fin de mois l'ancien système. Elle a par conséquent entraîné la suppression des transferts entre les dépôts à vue et les dépôts à terme que les clients des banques réalisaient en fin de mois pour profiter de ces rémunérations plus qu'alléchantes. Comme la Banque nationale ne collecte que les données de dernier jour du mois pour les composantes de ses grands agrégats, cette innovation financière a affecté de manière permanente la demande de M_1 .

¹⁸ Plusieurs essais ont été tentés avec divers taux de change et taux d'intérêt étrangers. Ils se sont tous avérés infructueux.

¹⁹ Peytrignet et Fischer (1991) avaient obtenu sur l'échantillon 1972.4 – 1989.4 une élasticité-prix variant de 0,47 à 0,81 selon la stratégie de modélisation retenue.

Figure 2: Estimation récursive des coefficients d'ajustement.



VECM (où les variables sont exprimées en différences premières).²⁰ Lorsque le coefficient d'ajustement d'une variable est nul, le vecteur de cointégration n'entre pas dans l'équation de court terme correspondant à cette variable, signifiant, dans notre cas, que M_1 n'exerce aucune influence à long terme sur ladite variable. Les résultats des estimations par la méthode de Johansen sur l'échantillon 1976.1–1994.2 sont les suivants (les valeurs de la statistique t sont entre parenthèses):

$$\begin{aligned} \alpha_{m1} &= -0.325 & \alpha_{cpi} &= +0.158 & \alpha_{gdp} &= +0.004 \\ &(-3.34) & &(5.15) & &(0.09) \\ \alpha_{rb} &= -0.071 & \alpha_{tkz} &= +0.099 & & \\ &(-0.19) & &(0.31) & & \end{aligned} \quad (2)$$

Les deux premiers coefficients, significativement différents de zéro, indiquent que le vecteur de cointégration (1) doit entrer dans les équations de Δm_1 et de Δcpi . Comme le vecteur de cointégration n'entre pas, statistiquement, dans les trois autres équations, on peut en tirer la conclusion [en suivant Johansen et Juselius (1992)] que les variables gdp , rb et tkz sont faiblement exogènes par rapport aux paramètres de long terme du VECM. En d'autres termes, l'absence de modélisation explicite des variables gdp , rb et tkz ne devrait pas affecter l'estimation des paramètres du vecteur de cointégration.²¹ Par contre, les variables m_1 et cpi doivent être modélisées simultanément pour obtenir une estimation efficace de ces paramètres. Un test de l'hypothèse nulle: $\alpha_{gdp} = \alpha_{rb} = \alpha_{tkz} = 0$ confirme la validité empirique de cette hypothèse avec comme résultat la statistique $\chi^2(3) = 0,17$ significative au seuil marginal de 98%. L'analyse récursive permet encore de confirmer le fait que la validité de cette hypothèse ne doit rien au hasard de la taille de notre échantillon. Les résultats de l'estimation récursive des coefficients d'ajustement sont présentés dans la figure 2. Dans ces graphiques, on remarque que la ligne correspondant à la valeur nulle de chaque coefficient appartient aux intervalles de confiance de 95% estimés pour α_{gdp} , α_{rb} et α_{tkz} .

²⁰ Formellement, α_x représente le coefficient d'ajustement du vecteur de cointégration dans l'équation de Δx_t , pour x égal à m_1 , cpi , gdp , rb et tkz . $\Delta x_t \equiv x_t - x_{t-1}$.

²¹ Une discussion plus complète du concept statistique d'exogénéité faible d'une variable se trouve dans Peytrignet et Fischer (1991) et dans Fischer et Peytrignet (1994).

Du point de vue économique, l'endogénéité jointe de m_1 et de cpi signifie que si les prix influencent M_1 à long terme, M_1 exerce également une influence durable sur l'évolution temporelle des prix. En d'autres termes, l'endogénéité jointe de ces deux variables permet de mettre en évidence un effet en retour à long terme de la création monétaire sur l'indice des prix à la consommation.²² Par ailleurs, l'exogénéité faible de gdp , rb et tkz montrent que M_1 n'exerce aucune influence à long terme sur le produit intérieur brut réel ainsi que sur les deux taux d'intérêt inclus dans le modèle. Ces résultats sont conformes aux prédictions de la théorie monétaire. Nous y reviendrons dans la section 3.3.

2.7. Spécification de long terme retenue dans la suite de l'analyse

La spécification de long terme retenue dans la suite de notre analyse statistique est obtenue par la réestimation du vecteur de cointégration en imposant la condition d'exogénéité faible de long terme des variables gdp , rb et tkz , soit $\alpha_{gdp} = \alpha_{rb} = \alpha_{tkz} = 0$. Les résultats sont présentés ci-dessous.

$$m_1 = 0.752 cpi + 1.852 gdp - 0.568 rb + 0.099 tkz \quad (3)$$

$$\alpha_{m1} = -0.342 \quad \alpha_{cpi} = +0.160 \quad \alpha_{gdp} = \alpha_{rb} = \alpha_{tkz} = 0 \quad (4)$$

Les coefficients des relations (3) et (4) ne diffèrent que marginalement de ceux des relations (1) et (2) confirmant la validité empirique de l'hypothèse d'exogénéité faible de gdp , rb et tkz par rapport aux paramètres de long terme du modèle.

3. Analyse statistique de court terme

3.1. Estimation d'un modèle à court terme

Ayant trouvé une spécification statistiquement acceptable pour caractériser l'équilibre de long terme existant entre m_1 , cpi , gdp , rb et tkz , nous pouvons modéliser les ajustements dynamiques qui permettent à l'économie d'atteindre asymptotiquement cet équilibre de long terme. Le modèle dynamique est obtenu par application de

la méthode de Hendry, Mizon et Doornik qui suggère une stratégie de réduction du VECM en un modèle à équations simultanées (SEM).

Par gain de place, les résultats intermédiaires du processus de réduction ne sont pas présentés ici. Un test de (sur)identification montre que le SEM surpasse le VECM-P1 dont il est issu au seuil marginal de signification de 77% [$\chi^2(22) = 16,91$]. Le résultat de ce test confirme formellement la validité du processus de réduction. Il est clair que cette méthodologie ne garantit pas l'unicité du processus de réduction et donc celle de la spécification de court terme qui en résulte. Dans notre cas cependant deux processus de réduction indépendants ont abouti au même modèle à équations simultanées.²³ Ce modèle est présenté ci-dessous (les constantes et les variables muettes saisonnières de chaque équation ne sont pas reportées):²⁴

$$\Delta m_{1t} = +0.231 \Delta m_{1t-3} - 0.156 \Delta tkz_t - 0.150 \Delta rb_t + 0.109 \Delta rb_{t-3} + 0.100 \Delta rb_{t-4} - 0.476 \Delta gdp_{t-4} - 0.253 CV_{t-1} \quad (5a)$$

$$\Delta cpi_t = -0.090 \Delta m_{1t-3} - 0.035 \Delta rb_{t-1} - 0.030 \Delta rb_{t-3} + 0.120 CV_{t-1} \quad (5b)$$

$$\Delta gdp_t = +0.259 \Delta gdp_{t-4} - 0.047 \Delta tkz_{t-3} \quad (5c)$$

²² L'endogénéité jointe à long terme de m_1 et de cpi est une propriété qui est robuste au choix de la définition de la variable retenue comme «proxy» du volume des transactions énuméré dans la note 16.

²³ Dans le premier processus de réduction, les cinq équations ont été modélisées simultanément. Dans le second processus, l'équation de Δtkz a été modélisée en premier lieu, puis celle de Δrb et ainsi de suite pour finir avec celle de Δm_1 .

²⁴ En se référant à ce qui a été mentionné dans la note 16, l'imposition d'une élasticité-prix de long terme unitaire pour M_1 change quelque peu la magnitude, mais pas le signe, des coefficients à court terme du modèle (5). Cependant, le remplacement de l'équation (5f) par l'équation (1c) produit une augmentation de la valeur de l'écart-type des coefficients et réduit ainsi la précision de l'estimation de ces derniers. Cette dernière raison nous convainc qu'imposer une élasticité-prix de long terme unitaire est une contrainte qui est abusive empiriquement sur l'échantillon 1976.1 – 1994.2.

$$\Delta rb_t = +0.422 \Delta rb_{t-1} + 4.356 \Delta gdp_t \quad (5d)$$

(4.51) (2.58)

$$\Delta tkz_t = +0.374 \Delta tkz_{t-3} - 0.914 \Delta m_{t-1} + 0.252 \Delta rb_{t-1} \quad (5e)$$

(4.04) (-15.04) (-21.79) (2.63)

$$CV_t = m_{it} - 0.752 cpi_t - 1.852 gdp_t + 0.568 rb_t - 0.099 tkz_t \quad (5f)$$

(-15.04) (-7.62) (-21.79) (19.59)

Ecart - type des équations :

(5a) : 1.66%, (5b) : 0.47%, (5c) : 0.83%, (5d) : 5.10%,
(5e) : 4.71%.

À l'issue du processus de réduction, le vecteur de cointégration (*CV*) n'entre que dans les équations (5a) et (5b). Ce résultat est conforme à l'analyse de cointégration menée dans la section 2.6. Les coefficients d'ajustement α_{m1} et α_{cpi} estimés dans le modèle simultané (5) par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète sont quelque peu inférieurs (en valeur absolue) aux estimations faites à l'aide de la méthode de Johansen. Cependant, les deux méthodes d'estimation ne donnent pas des résultats statistiquement différents. Ceci montre que les réductions opérées sur le VECM sont acceptables.

Le modèle simultané (5) satisfait les tests inclus dans le logiciel Pc-Fiml. Les résidus du modèle, pris globalement, ne présentent aucun signe d'autocorrélation, bien que l'équation du produit intérieur brut, prise individuellement, souffre d'une légère autocorrélation négative et celle du rendement des obligations de la Confédération d'une autocorrélation positive. La normalité des résidus du système est assurée (seuil marginal de signification de 30%). Cependant, les résidus de l'équation de Δtkz présentent un problème de valeur extrême. Les résidus du système, enfin, peuvent être considérés comme statistiquement homoscédastiques. Nous allons tester la robustesse des estimations dans la section suivante, avant d'interpréter les résultats du point de vue économique.

3.2. Robustesse des résultats et stabilité temporelle des paramètres

Pour tester la robustesse du test par lequel le SEM surpasse le VECM-P1, ces deux modèles ont

été estimés récursivement à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance pour le SEM et par les moindres carrés ordinaires pour le VECM-P1. Le test de (sur)identification a ensuite été calculé pour chaque échantillon, le premier pour la période s'étendant de 76.1 à 85.1 et le dernier de 76.1 à 94.2. Les résultats ont montré que le modèle à équations simultanées surpasse le VECM sur tous les échantillons, la statistique calculée restant continuellement bien inférieure à la valeur critique de 5%. Ceci représente un signe très positif en faveur du processus de réduction utilisé.²⁵

L'analyse récursive du SEM est également utilisée pour tester la stabilité temporelle des paramètres. Plus précisément, les résidus récursifs du modèle simultané, ainsi qu'un test récursif de Chow, sont présentés dans la figure 3. Le test de Chow montre que les paramètres de court terme du modèle ne présentent aucun signe d'instabilité générale, exception faite au premier trimestre 1990. L'inspection visuelle des résidus récursifs révèle que cette instabilité temporaire provient d'un mouvement de tkz inexpliqué par le modèle.

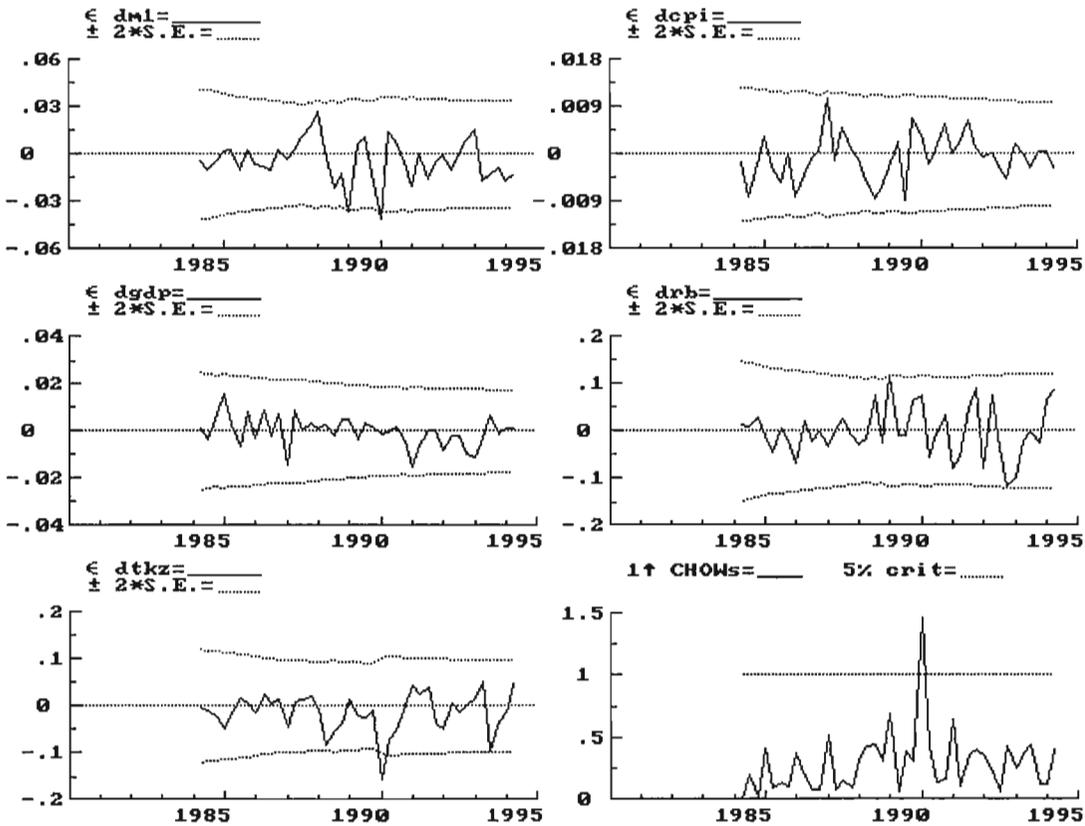
L'analyse récursive montre également une certaine instabilité des résidus de rb depuis 1992. Cette instabilité est liée d'abord à la baisse du degré de restriction de la politique monétaire depuis la mi-1992 et ensuite à la hausse soutenue du rendement des obligations de la Confédération suite à la hausse généralisée des taux d'intérêt longs mondiaux. Ces deux faits historiques ne sont pas pris en compte par le modèle.

3.3. Interprétation des résultats

Dans cette section, nous allons tenter de donner une interprétation aux estimations des coefficients de court terme. Ce faisant, il faut se rappen-

²⁵ À titre de comparaison, un processus de réduction similaire a été appliqué au VECM utilisant le produit intérieur brut nominal ($gdpn$) comme variable d'échelle en lieu et place des variables cpi et gdp (modèle mentionné dans la note 16). Calculé de manière récursive, le test de (sur)identification montre que le modèle à équations simultanées qui résulte du processus de réduction ne surpasse pas son VECM-P1 correspondant avant 1991.

Figure 3: Résidus récursifs du modèle à équations simultanées.



($d \equiv \Delta$).

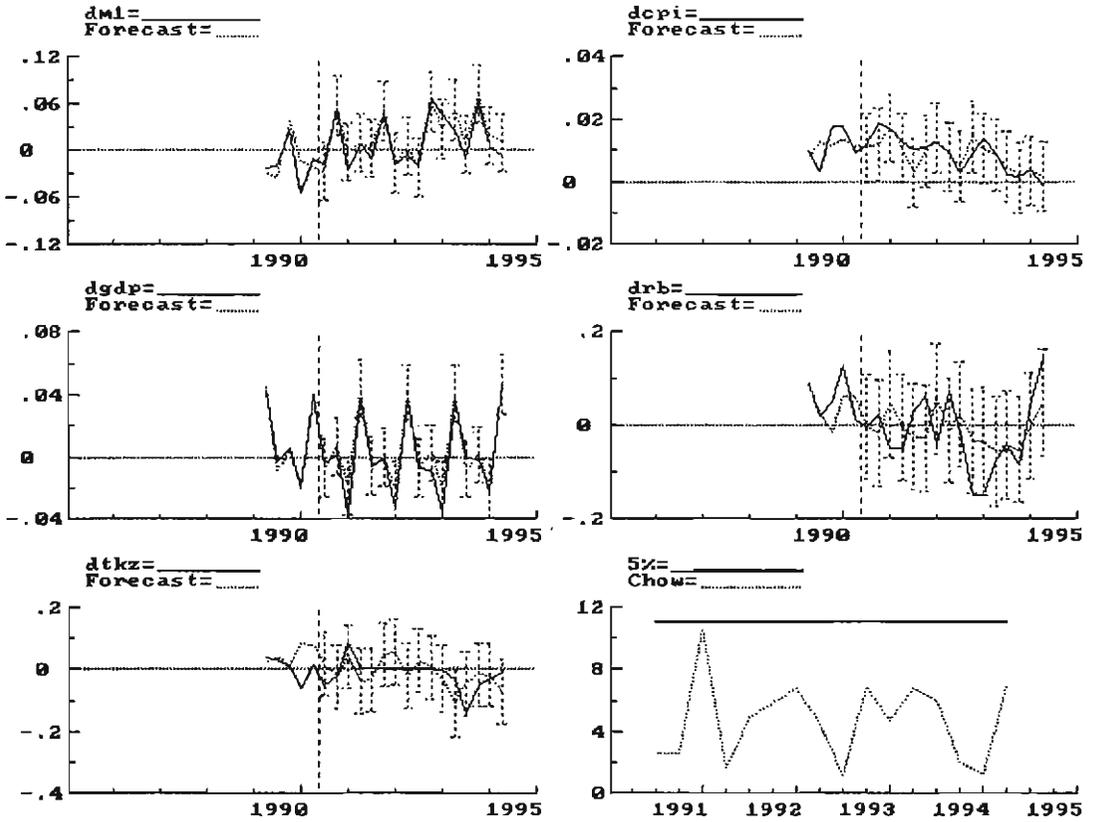
ler que le modèle à équations simultanées est issu d'un VAR. Par conséquent, ses coefficients de court terme peuvent ne pas avoir une signification claire du point de vue de la théorie économique, cette dernière ne jouant qu'un rôle secondaire dans le choix des variables retenues dans les équations de court terme.

L'équation (5a) modélise les ajustements à court terme de m_1 . Le coefficient d'ajustement négatif du vecteur de cointégration a le signe que l'on pouvait attendre et une magnitude acceptable. Une création monétaire en excès de l'équilibre à long terme ($CV > 0$) entraîne un ajustement à la baisse de m_1 . Cette condition est suffisante pour assurer la stabilité dynamique de cette équation. Les effets à court terme du taux d'intérêt long sont ambigus. Ils sont d'abord négatifs (comme on

peut s'y attendre en présence d'une fonction de demande de monnaie) et sont ensuite complètement corrigés, après trois trimestres, par des effets positifs. Ces effets sont donc difficilement interprétables du point de vue économique. Par contre, les effets négatifs de la progression du produit intérieur brut réel sur la croissance monétaire sont explicables si l'on se place dans une perspective d'offre de monnaie, perspective plus réaliste à adopter dans le court terme que dans le long terme. En effet, une hausse du produit intérieur peut représenter une pression conjoncturelle qui va induire une contraction de l'offre de M_1 après un certain laps de temps.

L'équation des prix à la consommation (5b) contient, outre les variables de court terme, le vecteur de cointégration. A court terme, une hausse des

Figure 4: Prévisions (Forecast) statiques.



Les barres verticales en pointillés représentent un intervalle de confiance de 95%. Le test de constance des paramètres sur l'horizon prévisionnel de 16 trimestres donne $F(80,46) = 1.09$, soit un seuil marginal de signification de 38% ($d = \Delta$).

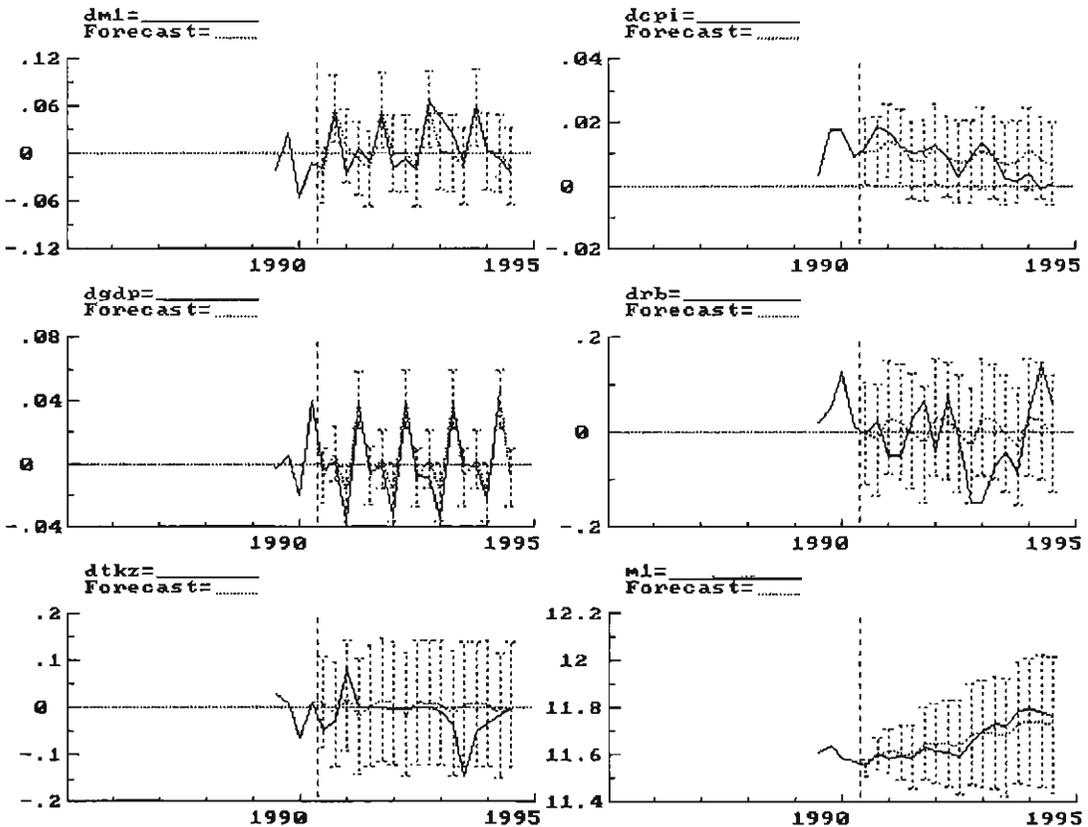
taux longs ralentit le renchérissement alors qu'une diminution de M_1 stimule l'inflation. Les effets pervers temporaires des mouvements de Δm_1 sur Δcpi sont bien connus en Suisse. Ils résultent généralement des répercussions systématiques autorisées des variations des taux hypothécaires sur les loyers.²⁶ Le signe positif et la magnitude du coefficient d'ajustement du vecteur de cointégration confirment le fait qu'une création monétaire en excès de l'équilibre à long terme ($CV > 0$) exerce un effet inflationniste sur les prix à la consommation.

En plus d'un effet auto-régressif, les variations du produit intérieur brut réel, équation (5c), sont influencées négativement par une hausse du taux d'intérêt TKZ. Ceci reflète les effets à court terme

sur la conjoncture d'une politique monétaire plus restrictive. Par contre, fait plus surprenant, il semble ne pas y avoir d'effet en retour négatif des taux d'intérêt longs sur l'évolution du produit intérieur dans ce modèle. L'absence du vecteur de cointégration dans l'équation (5c) peut être interprétée comme un signe en faveur de la neutralité à long terme de la monnaie: la création monétaire

²⁶ L'absence de Δcpi dans l'équation de Δm_1 ainsi que le coefficient négatif attaché à Δm_1 dans l'équation de Δcpi peuvent également avoir une autre interprétation. Giannoni (1994) a montré que l'on devait s'attendre à observer une corrélation faible voire négative entre la croissance monétaire et l'inflation, à court terme, dès lors que la banque centrale est attachée à la stabilité des prix et qu'elle poursuit une politique monétaire quantitative.

Figure 5: Prévisions dynamiques.



($\sigma \equiv \Delta$).

n'exerçant pas d'effet systématique à long terme sur le produit intérieur brut réel.

Concernant l'équation (5d), le taux d'intérêt long s'accroît lorsque la conjoncture s'accélère. Ceci est conforme à nos anticipations. Cependant, la taille de l'écart-type de (5d) – 5,1% – montre que *rb* est mal modélisé par cette équation. D'autres variables, absentes du modèle, influencent certainement ce taux d'intérêt. On pourrait envisager, dans ces conditions, de considérer la variable *rb* comme faiblement exogène et donc de conditionner le modèle (5) en ne gardant qu'un système à quatre équations. Un essai d'estimation d'un tel système montre que les coefficients de court terme du modèle ne sont pas affectés par cette opération de conditionnement ce qui con-

firme le statut d'exogénéité de court terme de *rb*. Cependant, le modèle à quatre équations simultanées ne surpasse plus le VECM-P1 qui lui est associé.

Les coefficients de l'équation (5e), qui explique les mouvements à court terme de *tkz*, correspondent à ce que nous pouvions attendre. À côté d'un processus auto-régressif, *tkz* subit un effet de liquidité par la création monétaire à court terme et subit une influence positive par les mouvements haussiers des rendements des obligations de la Confédération. La taille de l'écart-type de cette équation – 4,7% – pourrait également nous inciter à considérer *tkz* comme faiblement exogène par rapport aux paramètres de court terme du modèle. Un essai a toutefois montré que les esti-

mations de ces coefficients sont fortement affectés par une telle hypothèse. Nous gardons donc tkz comme endogène.

4. Prévisions

Dans cette section, nous voulons analyser graphiquement les capacités prévisionnelles du système (5). Des prévisions statiques pour les seize derniers trimestres de l'échantillon se terminant au deuxième trimestre de 1994 sont présentés dans la figure 4 tandis que des prévisions dynamiques sur le même horizon sont rassemblées dans la figure 5. Les prévisions statiques utilisent les valeurs observées des variables indépendantes tandis que les prévisions dynamiques utilisent les valeurs prédites par le modèle.

La figure 4 montre que le modèle prévoit correctement l'évolution des variables et que ses paramètres restent constants sur l'horizon prévisionnel 1990.3–1994.2 (la statistique calculée reste toujours inférieure à la valeur critique de 5% dans le graphique du test de Chow). Les prévisions dynamiques contenues dans la figure 5 montrent que le modèle prévoit relativement bien les mouvements de m_1 . Il a par contre plus de difficultés à suivre le mouvement de l'inflation depuis 1993 et surtout celui des taux d'intérêt. Ceci illustre ce que nous mentionnions plus haut au sujet des rendements des obligations de la Confédération. Sur cet horizon prévisionnel, les mouvements des taux longs depuis le troisième trimestre de 1992 ne sont plus prévus par le modèle. En particulier, la hausse de 1994, échappant au modèle, a contribué à accélérer le processus de désinflation déjà en cours, ce qui explique la différence de qualité entre les prévisions statiques et dynamiques de l'inflation.²⁷

5. Conclusions

L'analyse présentée dans cet article est préliminaire. En effet, le nombre de données à disposition est relativement faible et les hypothèses qui ont été nécessaires pour reconstruire la série des comptes de transactions jusqu'à la fin de 1992 [cf. Fluri (1995)] peut rendre assez précaires les résultats d'une analyse économétrique. Toutefois, si le

modèle de court terme que nous avons estimé reste discutable eu égard à la non unicité possible du processus de réduction, certains résultats de long terme peuvent être considérés comme fiables. C'est le cas notamment de l'existence d'une relation de long terme, stable empiriquement, liant l'agrégat M_1 , définition 1995, à l'indice des prix à la consommation, au produit intérieur brut réel, au rendement des obligations de la Confédération et au rendement des comptes de transactions. Un autre résultat fiable semble être la non exogénéité faible des prix par rapport aux paramètres de long terme du modèle. La présence de la relation de long terme dans l'équation des prix permet d'identifier un effet en retour de la croissance de M_1 sur les prix à la consommation. Ce résultat contraste avec ceux obtenus avec la même méthodologie statistique pour l'agrégat M_2 , définition 1995, [cf. Fischer et Peytrignet (1994)] où le vecteur de cointégration n'entre que dans la fonction de demande de M_2 . Les autres résultats obtenus dans cet article sont résumés dans la dernière partie de l'introduction. Ils ne sont pas répétés ici.

Nous pensons que cette étude devra être suivie par une analyse plus fine du modèle présenté, notamment en ce qui concerne le choix et le nombre des variables à inclure dans le VECM. En ce qui concerne le choix des variables, il faut noter que cette étude a déjà exploré plusieurs alternatives: prise en compte du produit intérieur brut nominal en lieu et place de l'indice des prix et du produit intérieur brut réel, définitions alternatives de l'indice des prix et du volume des transactions, restriction unitaire a priori de l'élasticité-prix de long terme de M_1 , système à six variables incluant le taux à trois mois des dépôts en francs suisses sur l'euro-marché. La plupart de ces alternatives ont été abandonnées sur la base de l'instabilité des paramètres révélées par l'analyse récursive. En ce qui concerne le nombre de variables à inclure dans le VECM, il faut se rappeler qu'augmenter le

²⁷ Les prévisions dynamiques faites en considérant la variable rb comme exogène confirment la validité de cette explication. Le modèle (5), réestimé sous cette hypothèse, prédit mieux l'inflation. Comme dans ces prévisions dynamiques les autres variables utilisent les valeurs prédites par le modèle, la cause de cette amélioration ne peut provenir que de la hausse récente de RB considérée comme exogène.

nombre de variables dans l'analyse accroît potentiellement le nombre de vecteurs de cointégration. Et identifier statistiquement plusieurs vecteurs de cointégration reste un exercice difficile surtout lorsque l'échantillon est de taille réduite. On pourrait dès lors être tenté de reconstituer des séries plus longues de M_1 , définition

1995. Cet exercice a pourtant ses limites. La solution la plus raisonnable semble donc d'attendre que le temps nous fournisse naturellement de nouvelles données, ce qui devrait faciliter l'identification économique des paramètres d'un modèle statistique et permettre ainsi une interprétation non équivoque des résultats.

Annexe I

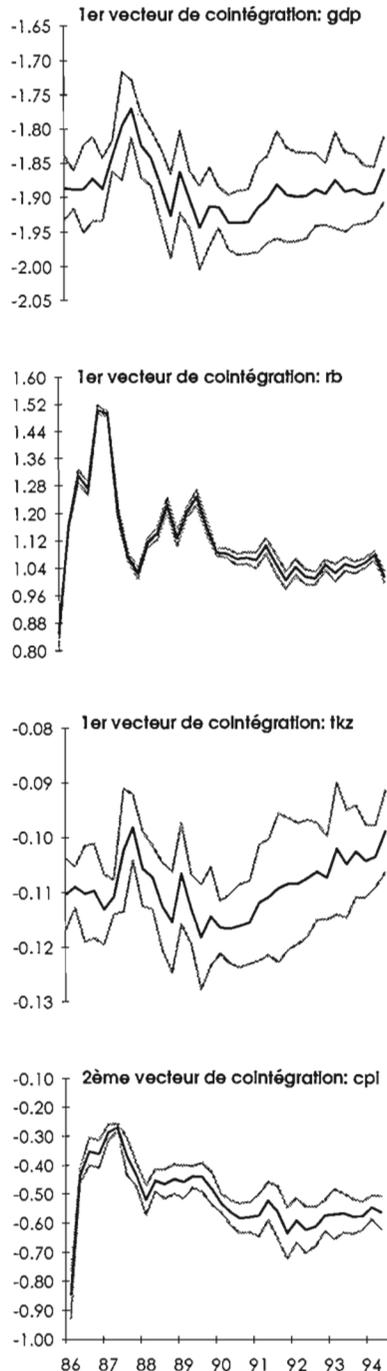
Analyse de long terme avec deux vecteurs de cointégration

Dans le cas où il n'existe qu'un seul vecteur de cointégration, la variable stationnaire ainsi définie est statistiquement identifiée et peut être interprétée comme une mesure des déviations de la variable non stationnaire qui nous intéresse par rapport à son équilibre de long terme. Dans le cas où il existe plusieurs vecteurs de cointégration, l'interprétation des résultats devient plus problématique. En effet, les vecteurs de cointégration ne définissent en soi qu'un espace de stationnarité. Dès lors, toute combinaison linéaire de deux vecteurs de cointégration est elle-même un vecteur de cointégration. Ainsi, un problème statistique d'identification se pose et les valeurs estimées des paramètres de ces vecteurs ne sont plus interprétables directement. Pour pouvoir procéder à une interprétation, il faut imposer au système des contraintes d'identification. Johansen et Juselius (1994) ont publié un test qui permet de rejeter – ou de ne pas rejeter – un ensemble de restrictions d'identification. Dans notre système, nous imposons deux de ces contraintes. Premièrement, l'élasticité-prix du premier vecteur est imposée égale à 1, afin d'associer le premier vecteur à une demande à long terme de M_1 . Deuxièmement, afin d'identifier le second vecteur comme une fonction modélisant le taux d'intérêt à long terme, nous imposons a priori que tkz n'entre pas dans l'équation de rb .²⁸ En estimant le VECM sous ces contraintes, nous obtenons les équations suivantes (les constantes sont omises et les valeurs de la statistique t sont mises entre parenthèses):

$$\begin{aligned} m_1 &= cpi + 1.825 gdp - 0.977 rb + 0.107 tkz \\ &\quad \quad \quad (24,33) \quad \quad \quad (-16,84) \quad \quad \quad (7,13) \\ rb &= 0.521 cpi - 0.535 gdp + 0.236 m_1 \\ &\quad \quad \quad (2,29) \quad \quad \quad (-1,20) \quad \quad \quad (0,95) \end{aligned} \quad (A1.1)$$

On remarque que les signes des coefficients du premier vecteur sont conformes à ce que l'on peut attendre d'une demande de monnaie, bien

Figure A1: Estimation récursive des paramètres des deux vecteurs de cointégration.



²⁸ Tous les efforts pour identifier le second vecteur de cointégration comme une équation de long terme pour les prix se sont avérés vains.

que la magnitude de l'élasticité-revenu soit très élevée. Cependant, deux coefficients du second vecteur sont non significatifs. En imposant la nullité de ces deux coefficients, restriction de (sur-)identification non rejetée [seuil de signification 96%], on obtient finalement les équations suivantes:

$$\begin{aligned} m_1 &= cpi + 1.860 \underset{(33.82)}{gdp} - 1.015 \underset{(-35.00)}{rb} + 0.099 \underset{(8.25)}{tkz} \\ rb &= 0.563 \underset{(8.94)}{cpi} \end{aligned} \quad (A1.2)$$

Les estimations des élasticités des deux vecteurs ne varient guère. Les paramètres semblent par ailleurs mieux estimés (les valeurs de la statistique t sont plus élevées).

Pour tester la robustesse de ces estimations, nous appliquons la méthode de Johansen de manière récursive [cf. Hansen et Johansen (1993)]. Les graphes des estimations des paramètres des vecteurs de cointégration sont présentés dans la figure A1. On remarque que les estimations récursives des paramètres des deux vecteurs présentent une forte instabilité. Non seulement ils sont sérieusement affectés par les innovations financières de 1987–1988, mais ils restent instables dans les années 1990 sans aucune raison économique apparente. Il semble donc que la spécification du VECM avec deux vecteurs de cointégration représente une contrainte trop forte eu égard au nombre limité de données. La spécification avec un seul vecteur de cointégration paraît être le choix le plus plausible.

Références

- Banque Nationale Suisse (1995). «Révision de la statistique monétaire», *Monnaie et conjoncture*, Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, N° 1.
- Dickey, D. A. et W. A. Fuller (1979). «Distribution of the Estimators for Autoregressive Time-Series with a Unit-Root», *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, p. 427–31.
- Doornik, J. A. et D. F. Hendry (1994). «PcFiml 8.0: Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems», London, International Thomson Publishing.
- Doornik, J. A. et H. Hansen (1994). «A practical test for univariate and multivariate normality». Working paper, Nuffield College, Oxford.
- Fischer, A. et M. Peytrignet (1994). «Geldmengen-aggregate: Was bringt die Ausklammerung der Termingelder?», *Monnaie et conjoncture*, Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, N° 3, p. 243–52.
- Fluri, R. (1995). «Grundlagen zur Revision der Geld-aggregate im Jahre 1995», *Monnaie et conjoncture*, Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, N° 1.
- Giannoni, M. (1994). «Does money growth no longer affect inflation?», Banque nationale suisse, miméo.
- Granger, C. W. J. et P. Newbold (1974). «Spurious regressions in econometrics», *Journal of Econometrics*, Vol. 2, p. 111–20.
- Hansen, H. et S. Johansen (1993). «Recursive Estimation in Cointegrated Var-Models», Preprint 1993, No. 1, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.
- Hansen, H. et K. Juselius (1994). «Manual to Co-integration Analysis of Time Series CATS in RATS», mimeo, Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Hendry, D. F. et J. A. Doornik (1994). «Modelling linear dynamic econometric systems», *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 41, p. 1–33.
- Hendry, D. F. et G. E. Mizon (1993). «Evaluating dynamic econometric models by encompassing the VAR», P. C. B. Phillips (ed.), *Models, Methods and Applications of Econometrics*, Oxford, Basil Blackwell, p. 272–300.
- Hendry, D. F. (1995). *Dynamic Econometrics*, Oxford, Oxford University Press.
- Johansen, S. (1988). «Statistical Analysis of Co-integration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, p. 231–54.
- Johansen, S. et K. Juselius (1990). «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Co-integration – with Applications to the Demand for Money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, p. 169–210.
- Johansen, S. et K. Juselius (1994). «Identification of the long-run and the short-run structure. An application to the ISLM Model», *Journal of Econometrics*, Vol. 63, p. 7–36.
- Kohli, U. R. (1984). «La demande de monnaie en Suisse», *Monnaie et conjoncture*, Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, N° 4, p. 64–70.
- Laidler, D. E. W. (1977). *The Demand For Money, Theories and Evidence*, New York, Dun-Donnelley.
- Nelson, C. R. et C. I. Plosser (1982). «Trends in Random Walks in Macroeconomic Time Series», *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10, p. 139–62.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). «A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, p. 461–72.
- Peytrignet, M. et A. Fischer (1991). «Agrégats monétaires suisses: M₁ exogène ou endogène?», *Monnaie et conjoncture*, Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, N° 3, p. 247–81.