

Stabilité économétrique des agrégats monétaires suisses

Michel Peytrignet*

1. Introduction et résumé des résultats

La connaissance de la stabilité des agrégats monétaires est un sujet d'une importance primordiale pour un institut d'émission qui mène une politique monétaire quantitative. Cette étude a donc pour but principal d'examiner la stabilité des agrégats monétaires suisses sous l'angle de la stabilité des paramètres d'une fonction de demande de long terme pour chaque agrégat. En outre, le changement de définition de la plupart de ces agrégats opéré au début de 1995 renforce la nécessité d'une telle démarche. Le but secondaire de cette étude est de cerner les causes des instabilités qui auront pu être diagnostiquées.

La méthode statistique utilisée pour détecter les éventuelles phases d'instabilité est basée sur une généralisation des différentes méthodes d'estimation récursive existant à l'heure actuelle dans la littérature.

Dans une première étape, nous analysons la stabilité économétrique à long terme des agrégats suisses de définition large, soit M_1 , M_2 et M_3 , définition 1995.¹ Puis, dans une deuxième étape, la stabilité économétrique à long terme des billets en circulation est examinée.

Bien que la monnaie centrale soit l'agrégat-cible de la Banque nationale (BNS), nous avons renoncé à étudier sa stabilité comme un agrégat en soi. Ce traitement particulier de la monnaie centrale se justifie par la complexité d'une description statistique correcte des facteurs dominant l'évolu-

tion des avoirs en comptes de virements. Non seulement la demande pour ces avoirs a été très sérieusement affectée, en plusieurs étapes entre 1988 et 1992, par l'introduction du nouveau système interbancaire de paiements SIC et par la révision des prescriptions de liquidité, mais l'offre d'avoirs en comptes de virements est l'instrument par lequel la BNS met en œuvre sa politique monétaire. Par conséquent, résoudre ce problème d'identification reviendrait à modéliser séparément la demande et l'offre d'avoirs en comptes de virements ce qui, vu les innovations techniques mentionnées plus haut et la complexité du processus décisionnel de la politique monétaire, devient une tâche qui excède les limites de cette étude. Nous nous bornerons donc ici à n'étudier que la stabilité de la demande de billets en circulation, qui est tout de même la condition nécessaire à la stabilité de la monnaie centrale.

Les résultats principaux que nous avons obtenus peuvent être résumés comme suit. Parmi les agrégats de définition large, M_2 et M_3 semblent les agrégats les plus stables. La stabilité à long terme de M_1 et des billets en circulation est, par contre, plus problématique à établir.

Les problèmes de *stabilité de M_1* sont dus au changement de comportement du rendement des comptes de transactions ainsi que, peut-être, à l'essor des paiements sans numéraire. Jusqu'en 1988 le rendement servi sur les comptes de transactions évoluait parallèlement au rendement servi sur les comptes d'épargne tandis que depuis 1988 les deux rendements divergent. Par conséquent, jusqu'en 1988 le rendement des comptes de transactions joue le rôle que jouerait le rendement des comptes d'épargne dans une régression soit celui d'un coût d'opportunité qui entre négativement dans la fonction de demande de M_1 . Par contre depuis 1988, le rendement des comptes de transactions joue le rôle de rendement d'une composante interne de M_1 et entre par conséquent positivement dans la fonction de

¹ M_1 (déf. 1995) = numéraire en circulation + dépôts à vue + comptes de transactions.

M_2 (déf. 1995) = M_1 + dépôts d'épargne - comptes de prévoyance.

M_3 (déf. 1995) = M_2 + dépôts à terme.

Pour disposer de séries statistiques plus longues, nous utilisons des données qui excluent le Liechtenstein.

* Direction des études économiques de la Banque nationale suisse

demande pour cet agrégat. Un changement dans le comportement des banques commerciales explique donc l'instabilité du modèle de M_1 à cette date. De plus, depuis 1990, l'usage des cartes de crédit et de débit par le public s'est brusquement accéléré ce qui, en théorie, devrait affecter négativement la demande de numéraire inclus dans la définition de M_1 et par là influencer la stabilité de cet agrégat. Vu l'état actuel des données à disposition, il est encore impossible, empiriquement, de cerner sans ambiguïtés les effets de la plus grande circulation de la «monnaie plastique» sur le numéraire en circulation. Il devient donc difficile de retenir ce fait avec certitude comme une cause d'instabilité de M_1 .

La *stabilité de M_2* a déjà été établie dans plusieurs études sous son ancienne dénomination M_{1B} (cf. Fischer-Peytrignet, 1991, et Peytrignet, 1994). La présente étude ne fait que confirmer les résultats déjà obtenus: comme nous venons de le mentionner, depuis 1977, M_2 peut être considéré comme un agrégat statistiquement stable.

Concernant la *stabilité de M_3* , les résultats sont très sensibles à la méthode d'estimation choisie. Avec l'estimateur de Johansen (1988), M_3 est souvent instable. Cependant, avec une variante de la méthode des moindres carrés dynamiques de Saikkonen (1991) et de Stock-Watson (1993), M_3 peut être considéré comme stable, notamment sur les échantillons qui excluent les données d'avant 1977. Ce résultat contraste avec celui obtenu dans Fischer-Peytrignet (1990).

Toutes les fonctions de demande des agrégats de définition large (M_1 , M_2 et M_3) montrent toutefois une instabilité des coefficients estimés lorsque les données de 1973–1974 sont incluses dans les échantillons. Ceci illustre une certaine sensibilité des paramètres au processus d'adaptation de l'économie au régime des changes flexibles.

En ce qui concerne *les billets en circulation*, deux phases d'instabilité peuvent être identifiées statistiquement. L'une débute avec les turbulences monétaires des années 1976 et suivantes et se termine avec la période des interventions massives de la BNS de 1978–1979. L'autre, plus récente, affecte la demande de billets depuis le milieu de l'année 1992. En l'état actuel des

recherches, il est encore impossible de cerner la ou les causes pouvant expliquer cette seconde phase d'instabilité. Comme pour M_1 , l'usage plus fréquent des cartes de crédit et de débit devrait expliquer une moindre circulation des billets de banques. Quelques résultats ont été obtenus en utilisant le chiffre d'affaires des machines automatiques de paiements installées aux divers points de vente (POS). Ces résultats sont cependant encore entachés de fortes incertitudes. De nouvelles recherches seront poursuivies dès que des données statistiques supplémentaires seront disponibles.

Le plan de l'article est le suivant. L'importance du concept de stabilité au sein de la théorie monétariste fait l'objet d'un court rappel dans la section 2.1. Une définition précise de la stabilité économétrique d'un agrégat monétaire suit dans la section 2.2. La méthode de détection utilisée pour diagnostiquer les problèmes d'instabilité ainsi qu'un mode d'emploi pour la lecture des graphiques rassemblant les résultats sont présentés respectivement dans les sections 2.3 et 2.4. Le choix des méthodes d'estimation est décrit dans la section 2.5. Les résultats qui concernent les agrégats M_1 , M_2 et M_3 sont rassemblés dans les sections 3.1 à 3.5 tandis que ceux concernant les billets en circulation dans les sections 4.1 à 4.4. Les billets en circulation font l'objet d'une étude séparée vu la différence de spécification qui caractérise leur modèle économétrique par rapport aux modèles de M_1 , M_2 et M_3 . Les conclusions terminent l'article dans la section 5.

2. Stabilité: importance, définition, détection et estimation

2.1. Importance du concept de stabilité et choix d'un agrégat-cible

Dans l'introduction, nous avons mentionné que la stabilité des agrégats monétaires revêt une importance primordiale pour un institut d'émission qui mène une politique monétaire quantitative. Dans cette section, nous allons brièvement passer en revue la théorie qui fonde cette assertion ainsi que les raisons pratiques qui motivent cette affirmation.

En *théorie*, depuis plusieurs décennies l'école monétariste nous a enseigné que l'existence d'une fonction de demande de monnaie stable est une condition nécessaire à la mise en œuvre, avec succès, d'une politique monétaire quantitative c'est-à-dire d'une politique qui assure la stabilité des prix en se basant sur un objectif monétaire intermédiaire. Il découle de ce principe général que la stabilité devient également une condition essentielle au choix d'un agrégat particulier comme objectif monétaire. Se plaçant dans une perspective un peu différente mais très liée, Allan Meltzer (1963) affirme même que la notion de stabilité devrait résider au cœur de la définition d'un agrégat monétaire.² Bien que l'approche monétariste ait fait l'objet de sévères critiques (cf. par exemple Benjamin Friedman, 1995, qui expose ses doutes quant à l'utilité des agrégats monétaires comme objectifs), Manfred Neumann (1995) a récemment réitéré la position monétariste. Selon cet auteur, si les autorités monétaires sont supposées suivre le conseil traditionnel des monétaristes de concentrer leur politique sur l'objectif de stabilité des prix plutôt que de vouloir diminuer l'amplitude des fluctuations conjoncturelles, alors l'estimation d'une fonction de demande de monnaie de long terme est une condition suffisante pour déterminer l'objectif de croissance monétaire et cela quelles que soient les opinions sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire. Il est intéressant de constater que la position monétariste s'est affinée en se concentrant en particulier sur le long terme. Nous suivons ce conseil dans cette étude.

En *pratique*, l'importance de l'existence d'une fonction de demande de monnaie stable peut se justifier de la manière suivante. Pour atteindre son but ultime de maintien de la stabilité des prix en Suisse, la Banque nationale mène une politique basée sur un objectif monétaire intermédiaire. Plus précisément, la BNS vise une croissance moyenne de 1% par an de la monnaie centrale

² En ses propres termes: «An important issue in the dispute about the appropriate definition of money for monetary analysis is the stability of the demand function for money. The problem is one of defining money so that a stable demand function can be shown to have existed under differing institutional arrangements, changes in the social and political environment, and changes in economic conditions, or to explain the effects of such changes on the function.»

désaisonnalisée sur un horizon de 5 ans. En adoptant une telle politique, la Banque nationale s'inscrit en droite ligne dans la tradition monétariste qui voit l'inflation comme un phénomène essentiellement monétaire. Essentiellement, en ce sens que la BNS ne considère pas que toute impulsion monétaire peut causer de l'inflation, comme elle ne considère pas non plus que tout mouvement du niveau des prix a une cause monétaire. Cependant, la BNS estime qu'une évolution monétaire qui serait en excès de l'évolution tendancielle de l'économie réelle causerait certainement un accroissement tendanciel du niveau des prix c'est-à-dire de l'inflation.

Son raisonnement se fonde sur l'équation des échanges. Selon cette équation, le niveau nominal des transactions dans une économie pendant une période de temps donnée est identiquement égal au nombre d'unité monétaire en circulation multiplié par le nombre de fois que chaque unité a circulé pendant cette période de temps. Formellement:

$$P \times T \equiv M \times V \quad (1)$$

Cette identité illustre clairement le lien que la monnaie M peut avoir avec les prix P lorsqu'on tient compte du nombre des transactions T et de la vitesse de circulation de la monnaie V :

$$M \equiv \frac{P \times T}{V} \quad (2)$$

L'implication principale de cette relation mathématique peut être formulée comme suit: lorsque l'évolution du volume des transactions et de la vitesse de circulation de la monnaie peuvent être statistiquement prévues dans le moyen et le long termes, contrôler l'évolution de la monnaie à moyen terme permet de contrôler l'évolution des prix à moyen terme.

Si le volume des transactions T n'est pas directement observable statistiquement l'évolution à moyen terme du produit intérieur brut potentiel de la Suisse en termes réels est une variable pouvant aisément jouer un rôle de remplacement. Or cette variable peut être estimée économétriquement et est prévisible (cf. Lüscher-Ruoss, 1996).

Il en va de même de la vitesse de circulation de la monnaie V . L'évolution de cette variable est liée à

l'évolution de la demande de monnaie de la manière suivante: si l'on tient compte de la condition d'équilibre du marché monétaire

$$M = M^D = M^S \quad (3)$$

où M^D est la demande de monnaie et M^S l'offre, on peut obtenir, en substituant le premier membre de cette relation dans l'équation des échanges (1), une expression pour la vitesse de circulation de la monnaie:

$$V = \frac{P \times T}{M^D} \quad (4)$$

Or la théorie économique nous enseigne que la demande de monnaie est une fonction croissante du niveau des prix P et du niveau réel des transactions T et une fonction décroissante du coût d'opportunité de la détention monétaire symbolisé par un taux d'intérêt r .

$$MD = f(P, T, r) \quad (5)$$

Ainsi, la stabilité des paramètres de la fonction f devient une condition essentielle pour faire des prévisions à moyen terme de la vitesse de circulation de la monnaie, prévisions nécessaires pour mettre en œuvre une politique monétaire basée sur un objectif monétaire intermédiaire.

De plus, la stabilité des paramètres de la fonction de demande de long terme d'un agrégat monétaire est un critère important déterminant le choix, en pratique, d'un agrégat-cible comme objectif intermédiaire. Cependant, aussi utile qu'elle soit, la stabilité économétrique n'est pourtant pas le seul critère qui doit servir de guide au choix d'un agrégat comme objectif intermédiaire de politique monétaire. Comptent aussi, entre autre, les qualités d'indicateur avancé de l'agrégat, ses capacités à révéler clairement les actions de politique monétaire suivies par l'institut d'émission, la disponibilité des données, sa sensibilité propre aux variations de taux d'intérêt.

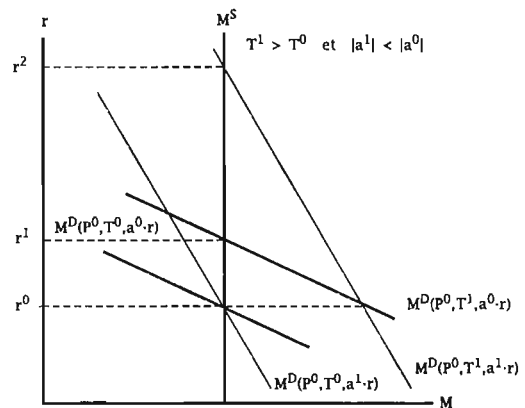
Ce dernier point mérite que l'on s'y arrête quelque peu. En effet, lorsqu'un agrégat monétaire est fortement sensible aux variations de taux d'intérêt, il est peu recommandable de le choisir comme agrégat-cible pour deux raisons:

- Les réallocations de portefeuille entraînées par les variations de taux d'intérêt affectent la vitesse de circulation d'un tel agrégat et induisent

des mouvements autonomes de ce dernier de forte amplitude nécessaires à l'équilibre des marchés monétaire et financier. Ces mouvements n'ont aucune signification de politique économique et ne menacent en aucun cas la stabilité des prix. Ces agrégats produisent donc des signaux qui peuvent paraître comme confus et qui nécessitent des explications circonstanciées et fréquentes de la part de l'institut d'émission.

- D'autre part, un agrégat monétaire fortement sensible aux variations de taux d'intérêt diminue l'effet de stabilisateur automatique de la politique monétaire.

Un exemple peut illustrer cette dernière situation: le diagramme ci-après représente deux fonctions de demande de monnaie, l'une, fortement sensible aux variations de taux d'intérêt, notée $M^D(P, T, a^0 \cdot r)$, l'autre, faiblement sensible, notée $M^D(P, T, a^1 \cdot r)$. Pour une offre de monnaie constante au niveau M^S , un accroissement exogène du niveau des transactions réel de T^0 à T^1 provoque un déplacement identique des deux fonctions de demande de monnaie lorsqu'on fait l'hypothèse que l'élasticité-revenu des deux fonctions est la même. Au niveau initial de taux d'intérêt r^0 le marché monétaire est en état de demande excédentaire. Le niveau de taux d'intérêt requis pour rétablir l'équilibre du marché monétaire s'élève à r^1 lorsque la demande de monnaie est fortement élastique au taux d'intérêt et à $r^2 > r^1$



lorsque la demande de monnaie est faiblement élastique au taux d'intérêt.

Ainsi, lorsque la demande de monnaie est faiblement sensible aux variations des taux d'intérêt, la réaction de ces derniers aux chocs que subit une économie moderne permet d'exercer un effet correcteur autonome sur la conjoncture plus efficace que lorsque l'agrégat monétaire est fortement élastique.

Nous pouvons résumer cette section en soulignant qu'un agrégat stable économétriquement et peu sensible aux variations de taux d'intérêt représente certainement un candidat intéressant pour être choisi comme objectif intermédiaire de politique monétaire. Ceci permet de mettre en perspective l'importance de la stabilité d'un agrégat monétaire en pratique.

2.2. Définition de la stabilité

En plus de trente ans, la notion de stabilité a évolué. Elle peut même recouvrir des concepts relativement différents selon les auteurs. Dans la section précédente, nous avons retenu comme définition la stabilité de la fonction f (équation 5). Pour être opérationnelle, cette définition doit toutefois être précisée. Dans la suite de cette étude, nous entendons par stabilité la constance dans le temps des paramètres estimés d'un modèle économétrique. En d'autres termes, les coefficients d'un modèle économétrique sont considérés comme stables si leur valeur ne varie pas trop lorsque le modèle est estimé sur des échantillons différents, échantillons recouvrant historiquement des périodes pendant lesquelles des chocs exogènes ont affecté les variables indépendantes du modèle.

2.3. Détection de l'instabilité: la méthode des estimations récursives

La définition de la stabilité que nous avons retenue a orienté notre choix de la méthode d'analyse que nous appliquons à nos modèles économétriques. Pour détecter les éventuelles phases d'instabilité des paramètres de ces derniers, nous avons choisi la méthode des esti-

mations récursives car elle nous semble une méthode très efficace pour détecter la ou les dates d'un éventuel déplacement de la demande de monnaie.³

La méthode des estimations récursives consiste à estimer une régression sur plusieurs échantillons et à présenter graphiquement les valeurs des paramètres estimés. Plusieurs méthodes existent dans la littérature économétrique. La plus usitée en pratique consiste à estimer une régression d'abord sur un échantillon de taille minimale – qui satisfait le nombre minimum de degrés de liberté pour permettre l'estimation – et ensuite de répéter l'exercice sur des échantillons de taille de plus en plus grande pour finir avec une estimation sur l'échantillon complet. Un exemple pourrait être le suivant: on estime une régression d'abord sur un premier échantillon qui s'étend, disons, du quatrième trimestre de 1972 (72:4) au premier trimestre de 1981 (81:1). Ensuite on réestime le modèle sur un deuxième échantillon qui s'étendra de 72:4 à 81:2, ensuite sur un troisième de 72:4 à 81:3 et ainsi de suite jusqu'à atteindre l'échantillon complet soit 72:4-94:4. Les valeurs successives prises par les paramètres peuvent être représentées graphiquement par une ligne dans un espace à deux dimensions. Plus la ligne est plate, plus le paramètre est stable. Dans la suite de cette étude, cette méthode est appelée *méthode récursive sur échantillons croissants*. Elle souffre d'un défaut important: comme elle garde fixe la date du début des échantillons, la méthode peut parfois imposer virtuellement une certaine stabilité aux régressions lorsque la taille des échantillons augmente. Cette méthode fait donc courir le risque de cacher une éventuelle instabilité surgis-

³ D'autres méthodes existent pour déceler l'instabilité des paramètres d'un modèle économétrique. On peut citer, par exemple, les tests de «Chow» ou de «CUSUM», l'examen de degré de signification de variables muettes modélisant des chocs précis ou encore l'examen des erreurs systématiques de prévision d'un modèle. La plupart de ces méthodes nécessitent la connaissance a priori de la date d'un événement susceptible de rendre les paramètres d'un modèle instables ce qui les rend moins générales que la méthode des estimations récursives. Par contre, le désavantage de la méthode des estimations récursives est qu'elle relève plus de la statistique descriptive que de la statistique mathématique en ce sens qu'elle ne développe pas un test rigoureux d'une hypothèse donnée contre une hypothèse alternative dûment spécifiée.

sant en fin de période d'estimation. Pour tenter de remédier à ce défaut, Lütkepohl et al. (1995) suggèrent, entre autre, d'utiliser deux méthodes alternatives d'estimations récursives que l'on pourrait appeler méthode récursive sur échantillons décroissants et méthode récursive avec échantillons glissants de taille fixe.

La méthode récursive sur échantillons décroissants consiste à estimer le modèle économétrique en gardant fixe la date finale des échantillons (dans l'exemple ci-dessus 94:4) et à faire varier la date du début des échantillons. Dans l'exemple ci-dessus, ceci revient à estimer le modèle successivement sur les échantillons 72:4-94:4, puis 73:1-94:4, 73:2-94:4 et ce jusqu'à 86:3-94:4. Le troisième trimestre de 1986 représente, dans cet exemple, la date limite de début d'un échantillon qui assure l'existence d'un nombre de degrés de liberté suffisant pour permettre une estimation efficace.

La méthode récursive sur échantillons glissants fait varier à la fois les dates de début et de fin des échantillons mais garde fixe la longueur de l'échantillon qui est choisie par l'analyste. Dans notre exemple, on pourrait estimer le modèle sur les échantillons allant de 72:4-81:1, 73:1-81:2, etc. jusqu'à 86:3-94:4.

En pratique, nous avons constaté que les défauts prêtés à la première de ces méthodes peuvent se retrouver dans les autres méthodes. De plus, les trois méthodes peuvent en certains cas produire des résultats en apparence contradictoires. Par conséquent, dans cette étude, nous avons généralisé la méthode des estimations récursives en faisant varier à la fois les dates du début et de fin des échantillons, ainsi que la longueur de ceux-ci. En d'autres termes nous avons combinés les trois méthodes spécifiques décrites ci-dessus. Plus précisément, nous avons estimé nos régressions sur des échantillons croissants depuis 72:4 (72:4-81:1, 72:4-81:2, ..., 72:4-94:4), puis successivement depuis 73:1 (73:1-81:2, 73:1-81:3, ..., 73:1-94:4), puis depuis 73:2 (73:2-81:3, 73:2-81:4, ..., 73:2-94:4), et ce jusqu'à la date limite du troisième trimestre de 1986 (86:3-94:4). Pour chacun des échantillons nous avons obtenu une valeur estimée pour chaque paramètre. Cette grande quantité d'information est

présentée de manière synthétique à l'aide de plusieurs graphiques.

2.4. Mode d'emploi pour la lecture des graphiques

Les résultats des estimations récursives pour chaque paramètre sont rassemblés dans quatre graphiques différents.

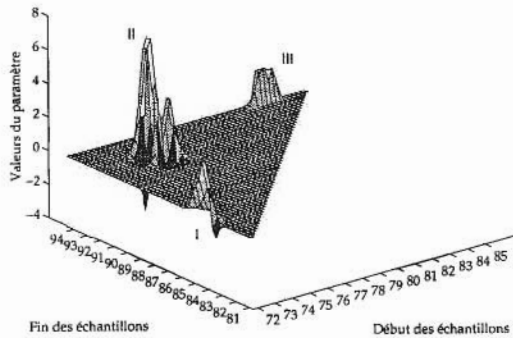
Un premier graphique résume la totalité des résultats concernant les estimations récursives d'un paramètre par une surface dessinée dans un espace à trois dimensions. Sur l'axe des x de ce graphique on peut lire la date du début de chaque échantillon, sur l'axe des y la date de fin de chaque échantillon et sur l'axe des z figurent les valeurs prises par le paramètre. Cette surface permet de révéler d'un seul coup d'oeil l'instabilité potentielle d'un coefficient.⁴ De manière générale dans ce type de graphique, plus un paramètre est stable, plus sa surface est plate.⁵ Une instabilité temporaire se lit comme un soubresaut de la surface, par contre une instabilité permanente se lit comme une ondulation de la totalité de la surface.

Pour illustrer notre propos, nous avons créé un exemple avec un paramètre dont la valeur est fixée à zéro, sauf à quelques exceptions pour simuler artificiellement trois zones d'instabilité. Dans le graphique 1, les trois zones d'instabilité artificiellement insérées sont signalées respectivement par les chiffres romains I, II et III. Elles sont aisément visibles grâce à la perspective ap-

⁴ Dans cette étude, les termes paramètre et coefficient sont utilisés indifféremment.

⁵ Il est toutefois difficile de juger de la stabilité d'un paramètre en absolu avec ce type de graphique car il est toujours possible de choisir une échelle très serrée permettant de juger un paramètre stable comme instable ou de choisir une échelle très large permettant de «stabiliser» visuellement un paramètre réellement instable. Par contre, un point fort de cette méthode est de permettre de juger la stabilité d'un paramètre de manière relative, c'est-à-dire en comparant la stabilité d'un même paramètre pour deux modèles différents. Il suffit pour cela de dessiner les surfaces des paramètres des deux modèles avec des échelles comparables, c'est-à-dire pour lesquelles la différence entre valeur maximale et valeur minimale est la même.

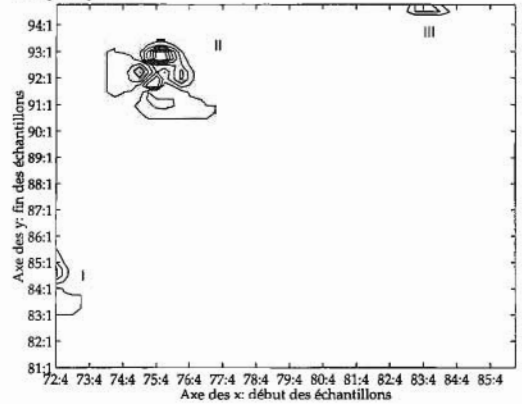
Graphique 1.



portée par les trois dimensions.⁶ Les dates où commencent et finissent l'instabilité du paramètre sont lisibles sur les axes des x et des y du graphique.⁷ La première zone (zone I) reflète une instabilité temporaire du paramètre lorsque ce dernier est estimé sur les échantillons qui commencent entre 1972 et 1973 et qui se terminent entre 1983 et 1985. Le paramètre du modèle artificiel est instable dans la zone II lorsqu'il est estimé sur les échantillons commençant entre 1974 et 1977 et se terminant entre 1990 et 1993. Enfin, le paramètre présente une troisième zone d'instabilité (zone III) sur les échantillons débutant entre 1983 et 1984 et se terminant entre les 2^{ème} et 4^{ème} trimestres de 1994.

Pour rendre les dates de début et de fin des zones d'instabilité plus lisibles, nous pouvons projeter la surface du paramètre sur le plan x,y du graphique 1. Nous obtenons ainsi un graphique des courbes de niveaux de la surface (graphique 2)

Graphique 2.



qui révèle exactement les dates des échantillons sur lesquels les valeurs estimées du paramètre varient suffisamment pour franchir un seuil prédéterminé, indiquant les périodes d'instabilité.

Dans un tel graphique, la stabilité d'un paramètre s'illustre par l'absence de courbes de niveau. Par contre, plus un paramètre est instable, plus les courbes de niveau sont serrées. L'écart entre deux courbes de niveau adjacentes est fixe et permet donc une interprétation directe comme sur une carte topographique.

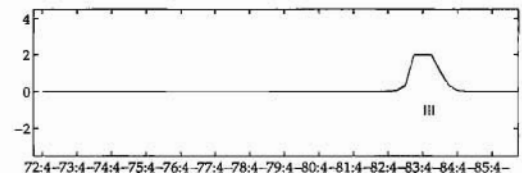
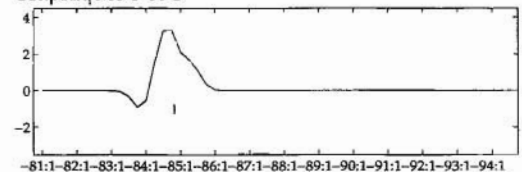
Pour compléter notre information, les résultats des estimations récursives selon la méthode traditionnelle des échantillons croissants ainsi que ceux des estimations récursives selon la méthode des échantillons décroissants sont rassemblées respectivement dans les graphiques 3 et 4.⁸

⁶ Pour faciliter la lisibilité des notations, sur l'axe des x du graphique 1 72, 73, 74, ... sont à lire comme 72:4, 73:4, 74:4, ... Sur l'axe des y , 81, 82, 83, ... signifient 81:1, 82:1, 83:1, ...

⁷ Dans le graphique 1, la surface estimée est tronquée en diagonale à partir de l'origine des axes x,y , ce qui reflète la diminution du nombre de données à disposition au fur et à mesure que la date de début des échantillons se rapproche de la date de fin.

⁸ Sur l'axe des x du graphique 3, -81:1, -82:1, -83:1, ... signifient 72:4-81:1, 72:4-82:1, 72:4-83:1, ... Sur l'axe des x du graphique 4, 72:4-, 73:4-, 74:4-, ... signifient 72:4-94:4, 73:4-94:4, 74:4-94:4, ...

Graphiques 3 et 4.



Les liens entre ces deux derniers graphiques et le graphique 1 peuvent être établis de la manière suivante. Le graphique 3 présente les résultats des estimations récursives sur échantillons croissants. Ces résultats ne sont rien d'autre que la projection de l'*extrémité gauche* de la surface du paramètre sur le plan y,z du graphique 1.⁹ Le graphique 4 rassemble les résultats des estimations récursives sur échantillons décroissants. Ces résultats sont la projection de l'*extrémité arrière* de la surface sur le plan x,z du graphique 1.¹⁰

Cet exemple artificiel est intéressant par le fait qu'il illustre concrètement des cas d'instabilité qui ne sont pas facilement détectables par les trois méthodes mentionnées par Lütkepohl et al. En effet, l'instabilité temporaire I de notre exemple n'est détectée *que* par la méthode des échantillons croissants, tandis que l'instabilité III n'est détectée *que* par la méthode des échantillons décroissants. De plus, l'instabilité II n'est détectée ni par la méthode des échantillons croissants ni par celle des échantillons décroissants. Seule la méthode des échantillons glissants peut la détecter. Par contre, la méthode généralisée utilisée dans cet article permet de détecter toutes les zones d'instabilité d'un paramètre, où qu'elles se trouvent.

2.5. Méthodes d'estimation

Pour éviter le risque de diagnostiquer une instabilité des paramètres de nos modèles qui ne serait due qu'à l'usage d'une méthode d'estimation particulière, nous avons utilisé deux méthodes d'estimation. Nous avons retenu l'estimateur du maximum de vraisemblance développé par Johansen (1988) et Johansen-Juselius (1990) ainsi que l'estimateur des moindres carrés dynamiques (DOLS) développé entre autres par Saikkonen (1991) et Stock-Watson (1993).

L'emploi de ces deux estimateurs est recommandé par la théorie économétrique lorsque les séries statistiques présentent un caractère non stationnaire.¹¹ Dans un tel cas, l'usage des moindres carrés ordinaires sur une régression en niveau produit des résultats d'estimation biaisés et la méthode de Johansen devient appropriée. Cependant, Stock-Watson (1993) ont révélé que

l'estimateur de Johansen pouvait présenter une sensibilité excessive à la présence de valeurs extrêmes («*outliers*») dans les données. Ils ont en outre montré que la méthode des moindres carrés dynamiques permettait de diminuer sérieusement l'importance de ce problème. Pour tenir compte de ces résultats, la méthode de Johansen et une variante de la méthode de Saikkonen – Stock-Watson sont utilisées conjointement dans la suite de cette étude.¹² Des configurations avec deux, quatre, voire cinq retards ont été utilisées.

A l'exception de M_1 , les résultats obtenus confirment l'analyse de Stock-Watson (1993). En effet, la méthode de Johansen a produit à plusieurs re-

⁹ Pour être plus précis, le graphique 3 illustre l'intersection de la surface avec le plan y,z .

¹⁰ Les diverses tranches de la surface prises en diagonale donnent les résultats des estimations récursives avec échantillons glissants de taille fixe. Ces résultats ne font pas l'objet d'un graphique séparé. On voit par cet exemple que notre méthode d'analyse est plus générale que les diverses méthodes recommandées par Lütkepohl et al. en ce sens qu'en faisant varier l'épaisseur des tranches le long de la diagonale de la surface, nous pouvons obtenir les résultats de l'estimation récursive avec échantillons glissants de diverses tailles fixes.

¹¹ Il a été plusieurs fois montré que les masses monétaires suisses, le produit intérieur brut réel, ainsi que les divers taux d'intérêt que nous utilisons dans cette étude partagent cette caractéristique de non stationnarité.

¹² Pour tenir compte du caractère non stationnaire des variables, la méthode de Johansen estime les paramètres de long terme d'un modèle par maximisation de la fonction de vraisemblance à l'aide d'une régression de rang réduit. A cette même fin, la méthode de Saikkonen – Stock-Watson inclut dans les régressions, en plus des variables en niveau, les différences premières retardées et avancées des variables indépendantes ainsi qu'une correction auto-régressive des erreurs. Les paramètres du modèle ainsi spécifié sont estimés itérativement par la méthode des moindres carrés auto-régressifs. Dans cette étude, le grand nombre de régressions requis par la méthode des estimations récursives généralisée que nous utilisons nous a conduit à employer une version simplifiée de la méthode de Saikkonen – Stock-Watson. Cette version simplifiée omet les termes auto-régressifs dans la spécification des erreurs du modèle afin de pouvoir estimer les paramètres par les moindres carrés ordinaires. Par simplicité, lorsque nous nous référons à l'usage de la méthode simplifiée inspirée par Saikkonen – Stock-Watson, nous utilisons le terme générique «retard» pour caractériser aussi bien les variables en différences premières retardées que les variables avancées et nous continuons d'appeler cette méthode «moindres carrés dynamiques» et d'utiliser le sigle DOLS.

prises des résultats non interprétables économiquement sans raison particulière apparente. Des valeurs extrêmes comme par exemple une élasticité-revenu de -51.13 ou une élasticité-intérêt de $+67.48$ ont été obtenues sur certains échantillons pour M_3 ! Tandis que de brusques renversements de signe caractérisent les valeurs de l'élasticité-intérêt de M_2 estimées sur quelques échantillons isolés.

A part ces périodes ponctuelles de divergence, les deux estimateurs donnent en général des résultats comparables pour chaque paramètre sur la majorité des échantillons. De plus, les résultats se sont avérés robustes au choix du nombre de retards aussi bien pour l'estimateur de Johansen que pour les spécifications DOLS. Ainsi, seuls les résultats obtenus avec la méthode des moindres carrés dynamiques avec deux termes avancés et deux termes retardés sont présentés dans la suite de cet article.

3. Résultats concernant les agrégats de définition large M_1 , M_2 et M_3

Après avoir brièvement décrit, dans une première section, les modèles économétriques que nous avons estimés, nous comparons les résultats obtenus concernant la stabilité des paramètres des trois agrégats M_1 , M_2 et M_3 dans la section 3.2 puis nous revenons, agrégat par agrégat, sur les valeurs prises par ces élasticités dans la section 3.3.

3.1. Les modèles économétriques des grands agrégats

Le modèle utilisé pour estimer l'équation de long terme de M_1 est celui publié dans Peytrignet (1995). Le logarithme naturel de M_1 est régressé sur le logarithme de l'indice des prix à la consommation (CPI), sur le logarithme du produit intérieur brut réel (GDP), sur le logarithme du rendement des obligations de la Confédération (RB) ainsi que sur le logarithme du rendement des comptes de transactions (TKZ) tel qu'il est calculé par Fluri (1995).¹³

Concernant M_2 , l'équation de long terme est estimée selon la ligne des modèles publiés dans Fischer-Peytrignet (1991, 1994) et Peytrignet (1994). Le logarithme naturel de M_2 est régressé sur le logarithme de l'indice des prix à la consommation (CPI), sur le logarithme du produit intérieur brut réel (GDP) ainsi que sur le logarithme du rendement des obligations de la Confédération (RB).

Le modèle de M_3 est identique au modèle de M_2 . Le logarithme naturel de M_3 est régressé sur le logarithme de l'indice des prix à la consommation (CPI), sur le logarithme du produit intérieur brut réel (GDP) et sur le logarithme du rendement des obligations de la Confédération (RB). Il correspond au modèle publié dans Fischer-Peytrignet (1990).

3.2. Résultats comparatifs

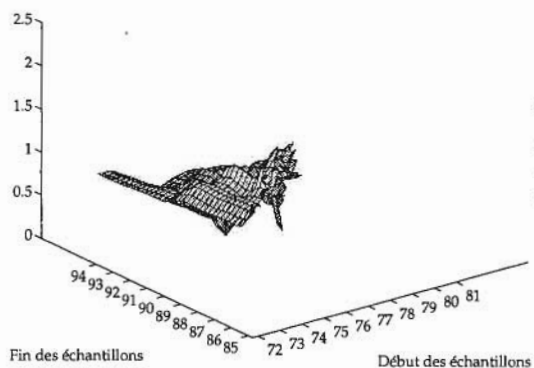
Les résultats concernant M_1 , M_2 et M_3 obtenus par la méthode des moindres carrés dynamiques (DOLS) avec une configuration de deux retards sont présentés, élasticité par élasticité, dans les graphiques des planches 1 à 3. La planche 1 rassemble les résultats concernant l'élasticité-prix de M_1 , de M_2 et de M_3 . La planche 2 présente les élasticités-revenu et la planche 3 les élasticités-intérêt, c'est-à-dire les élasticités de M_1 , M_2 et de M_3 par rapport au rendement des obligations de la Confédération.

Un bref examen des graphiques des trois planches nous permet immédiatement d'inférer que M_1 est, dans l'ensemble, l'agrégat monétaire dont le modèle économétrique présente une moins

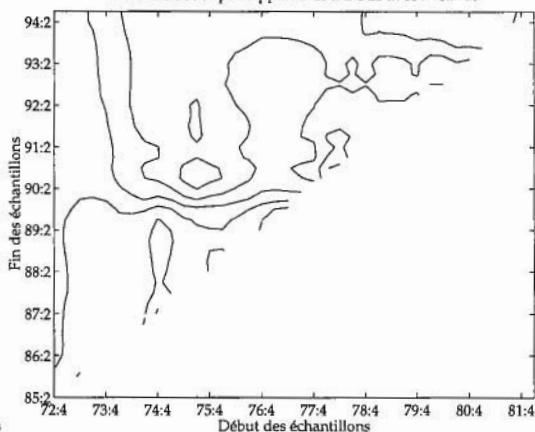
¹³ Le rendement des obligations de la Confédération semble être la variable taux d'intérêt qui joue le mieux le rôle de mesure du coût d'opportunité de la détention monétaire en ce qui concerne les agrégats monétaires suisses de définition large. Ceci ne signifie pas pour autant que les obligations de la Confédération doivent être considérées comme le moyen de réserve de valeur préféré des épargnants suisses. Ce taux long représente en fait une mesure empirique d'un «taux d'intérêt permanent» dont les variations refléteraient les anticipations des variations des taux d'intérêt courts futurs, variables qui en fait seraient celles qui dicteraient les réallocations de portefeuille.

Planche 1 : estimations récursives de l'élasticité-prix des grands agrégats dès 1972:4.

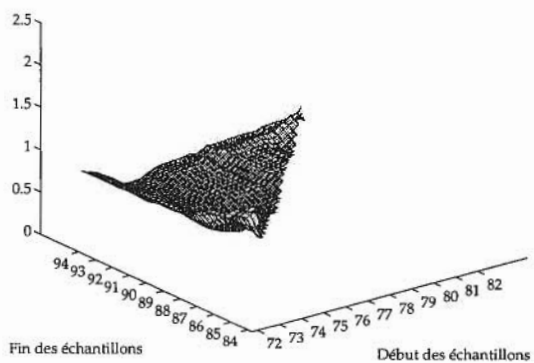
Elasticité de M1 par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



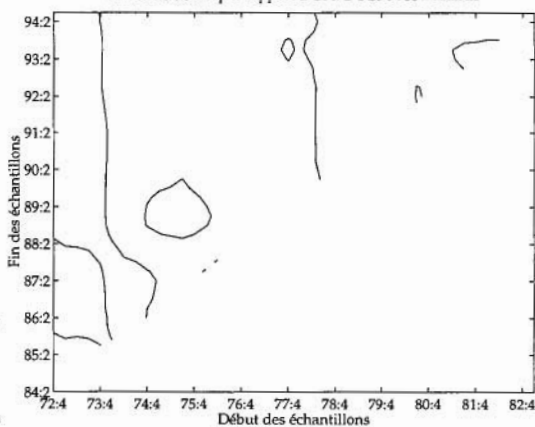
Elasticité de M1 par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



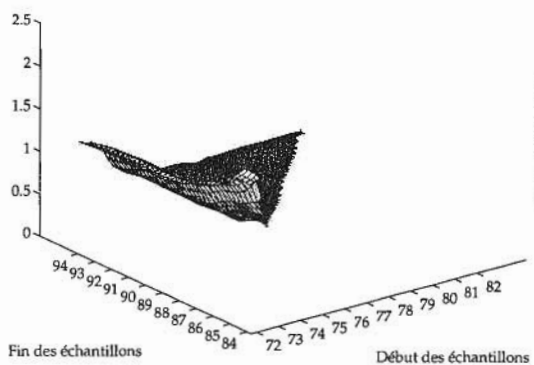
Elasticité de M2 par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M2 par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M3 par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M3 par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards

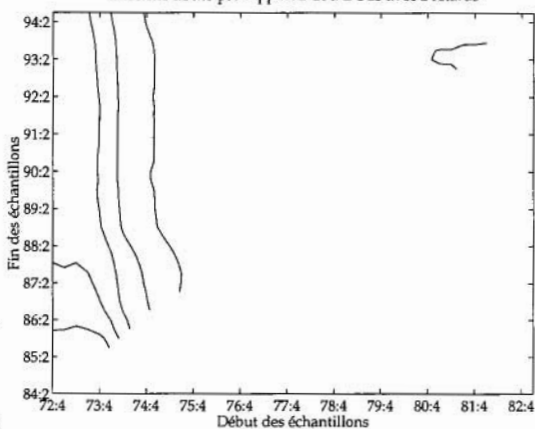
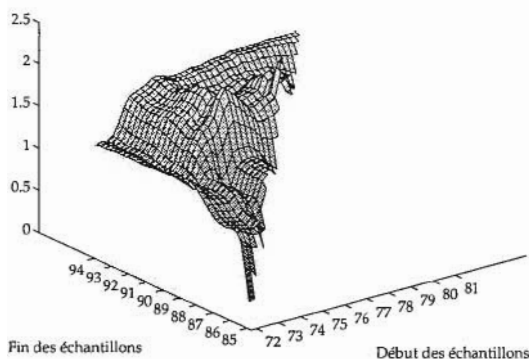
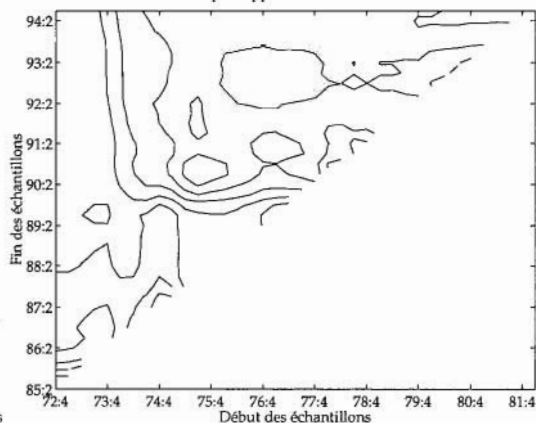


Planche 2 : estimations récursives de l'élasticité-revenu des grands agrégats dès 1972:4.

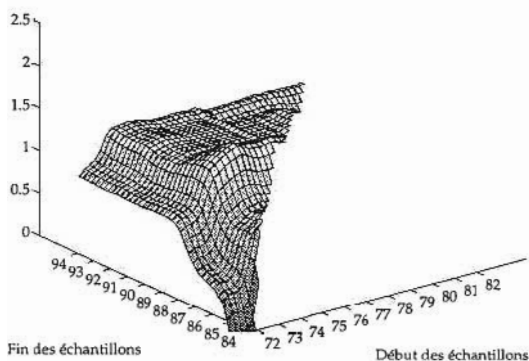
Elasticité de M1 par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



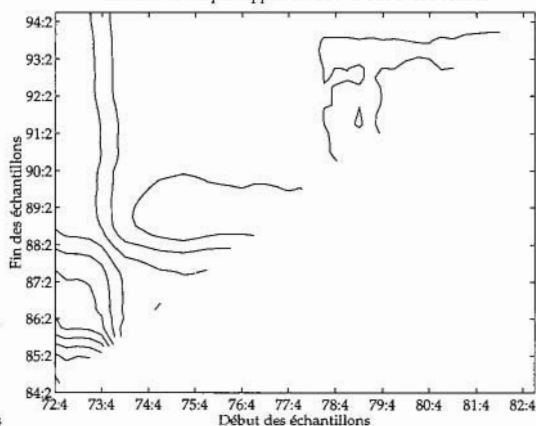
Elasticité de M1 par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



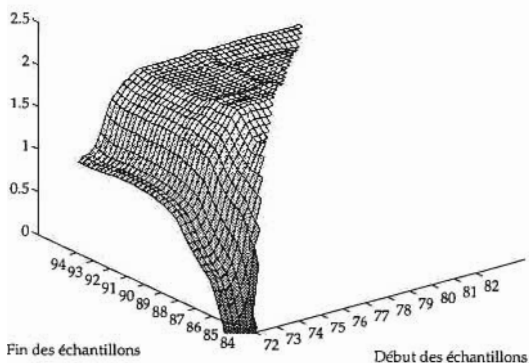
Elasticité de M2 par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M2 par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M3 par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M3 par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards

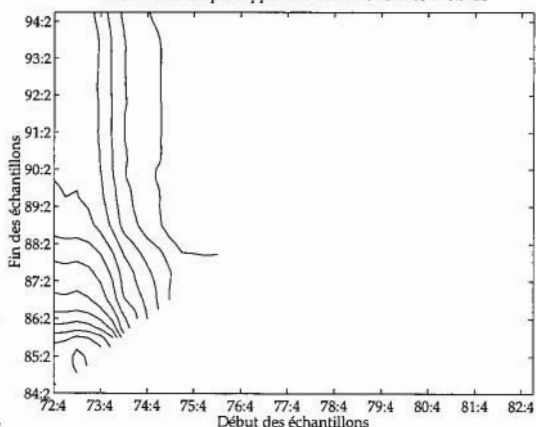
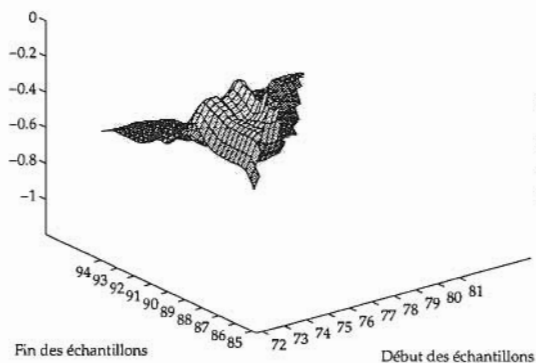
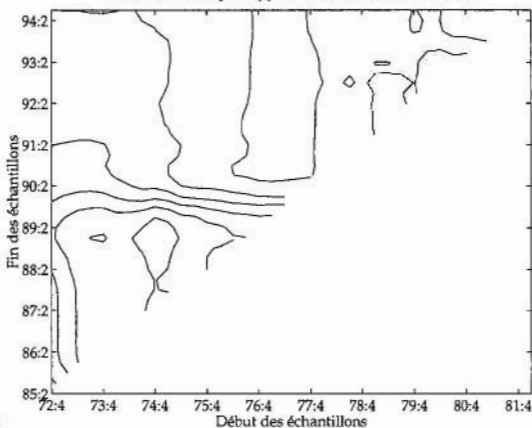


Planche 3 : estimations récursives de l'élasticité-intérêt des grands agrégats dès 1972:4.

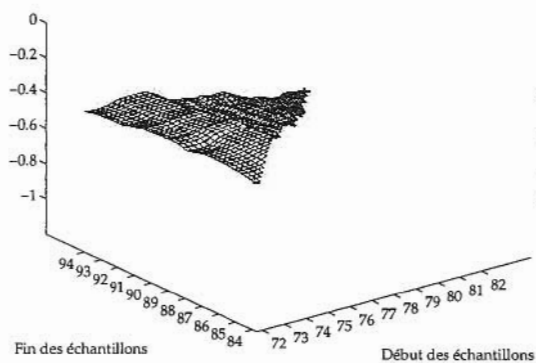
Elasticité de M1 par rapport à RB: DOLS avec 2 retards



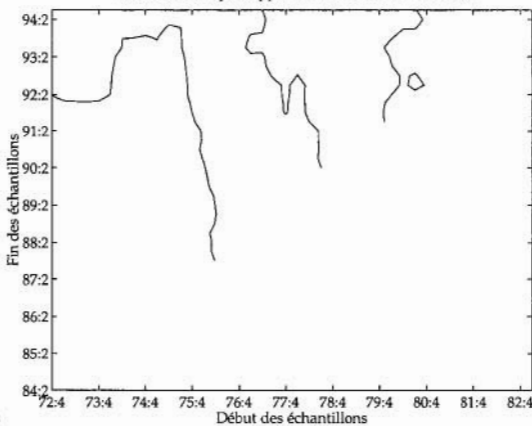
Elasticité de M1 par rapport à RB: DOLS avec 2 retards



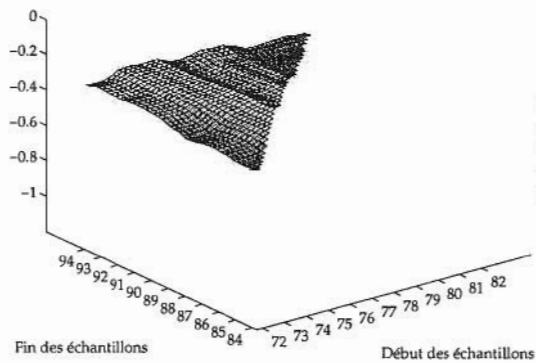
Elasticité de M2 par rapport à RB: DOLS avec 2 retards



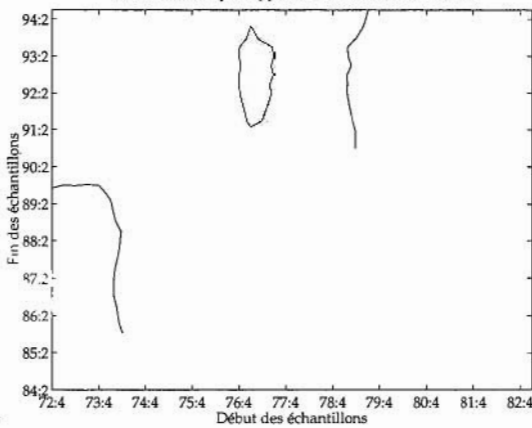
Elasticité de M2 par rapport à RB: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M3 par rapport à RB: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M3 par rapport à RB: DOLS avec 2 retards



grande stabilité par rapport aux modèles de M_2 ou de M_3 . Dans les graphiques à trois dimensions, les surfaces des élasticités de M_1 présentent plus d'aspérités que celles des élasticités de M_2 et de M_3 .^{14, 15}

Ce fait empirique est confirmé par l'inspection du graphique des courbes de niveau.¹⁶ Le graphique concernant M_1 présente beaucoup de courbes de niveau différentes, notamment circulaires, indiquant plusieurs phases d'instabilité temporaires des paramètres du modèle économétrique. Les causes de ces instabilités seront approfondies dans la section suivante.

Sur tous les échantillons qui comprennent des données des années 1970 jusqu'à la fin de 1975, deux zones d'instabilité se dégagent clairement des graphiques concernant les élasticités-prix et revenu des trois agrégats. La première zone d'instabilité concerne tous les échantillons commençant entre le dernier trimestre de 1972 et le troisième trimestre de 1973. Elle peut être considérée comme *temporaire* car elle disparaît lorsque les échantillons se terminent après le début des années 1990. En d'autres termes, lorsque le modèle est estimé depuis 1972:4 ou depuis 1973:3, les résultats ne sont pas statistiquement différents si les échantillons se terminent en 1990 ou en 1994. Ceci peut être confirmé visuellement d'une part par une stabilisation de la surface des élasticités-prix et revenu après 1990 et d'autre

part par des courbes de niveau en arcs de cercle. Par contre, la seconde zone d'instabilité peut être considérée comme *permanente* car si elle concerne tous les échantillons commençant entre le troisième trimestre 1973 et le deuxième trimestre 1975, cette instabilité persiste quelle que soit la date finale des échantillons. Ainsi, lorsque le même modèle est estimé avec des données postérieures à 1975, nous obtenons des valeurs des paramètres sensiblement différentes de celles que nous obtenons lorsque le modèle est estimé avec des données d'avant 1975 et cela que le modèle soit estimé jusqu'en 1990, jusqu'en 1991 ou jusqu'en 1994. Visuellement, les surfaces présentent toutes une ondulation entre 1973 et 1975, quelle que soit la date de fin des échantillons, et des courbes de niveau parallèles se prolongeant verticalement jusqu'en 1994.

Cette instabilité permanente concerne les trois agrégats de définition large que calcule la Banque nationale. Elle est cependant plus nette pour M_3 que pour M_1 ou M_2 . Cette instabilité ne se reflète pas, par contre, dans les graphiques des élasticités-intérêt des trois agrégats.

Les causes de l'instabilité permanente de 1973–1975 sont à chercher dans un changement de comportement des agents économiques face à la détention d'avoirs monétaires. En effet, la fin du régime de changes fixes de Bretton Woods et l'adaptation de l'économie au régime des changes flexibles qui s'en suivit, ainsi que l'augmentation du prix du pétrole et la forte inflation qu'a connus la Suisse à cette époque sont certainement des facteurs économiques qui ont sans aucun doute influencé les préférences des agents face à la détention monétaire.¹⁷ Ainsi, cette zone d'instabilité permanente, commune aux trois agrégats, illustre typiquement des déplacements de la fonction de demande pour ces agrégats causés par des chocs exogènes et un changement de régime de politique économique.

Les graphiques des planches 1 à 3 révèlent que sur tous les échantillons commençant après 1975 ou 1976, les élasticités de long terme des modèles économétriques de M_2 et de M_3 présentent une stabilité remarquable. Ainsi, dès 1977, M_2 et M_3 sont incontestablement les agrégats monétaires de définition large les plus stables. Ce sont les

¹⁴ Dans cette étude, vu que nous utilisons une version simplifiée de la méthode DOLS qui omet la correction auto-régressive des erreurs, le risque de biais des moments de second ordre impliqué par l'usage des moindres carrés ordinaires nous incite à ne reporter dans les graphes que les estimations ponctuelles.

¹⁵ Pour permettre les comparaisons, les échelles des graphiques des surfaces des paramètres ont été normalisées sur l'intervalle 0 à 2,5 pour les élasticités-prix et revenu et sur l'intervalle -1,2 à 0 pour les élasticités-taux d'intérêt long.

¹⁶ Deux courbes de niveau adjacentes représentent une variation de paramètre de 0,2 en ce qui concerne les élasticités-prix et revenu de M_1 , M_2 et M_3 et de 0,1 en ce qui concerne les élasticités-intérêt des trois agrégats. Comme pour les graphiques à trois dimensions, les graphiques des courbes de niveau sont directement comparables.

¹⁷ Cette zone d'instabilité permanente a été détectée par tous les estimateurs utilisés. Elle n'est donc pas due au choix d'un estimateur particulier.

agrégats pour lesquels les surfaces de toutes les élasticités présentent le moins d'aspérités. L'absence presque totale de courbe de niveau confirme ce fait selon un autre angle visuel.

Dans les trois sections qui suivent, nous avons décidé d'éliminer a priori les périodes d'instabilité du début des années 1970 pour ne considérer que les estimations fondées sur des échantillons débutant à partir de 1977. Cette focalisation sur des périodes moins mouvementées nous permettra de mieux comparer la stabilité relative des trois agrégats et d'inférer une valeur moyenne pour chaque élasticité non biaisée par les turbulences de la première partie des années soixante-dix.

3.3. M_1 , estimations dès 1977:1

La planche 4 rassemble les graphiques à trois dimensions des quatre paramètres du modèle économétrique de M_1 . Elle présente aussi les graphes des estimations récursives à échantillons croissants et des estimations récursives à échantillons décroissants pour chaque élasticité.

Les graphiques à trois dimensions des quatre élasticités illustrent encore une instabilité nette des paramètres du modèle, notamment sur les échantillons de taille réduite (visibles le long de la diagonale).

En ce qui concerne l'élasticité-prix de M_1 , les estimations récursives sur échantillons croissants montrent une stabilisation de ce paramètre sur les échantillons se terminant après 1990 vers une valeur oscillant entre 0,7 et 0,8. Par contre, les estimations récursives sur échantillons décroissants montrent une diminution de ce paramètre passant de 0,76 à 0,23. Si ces différences d'estimation reflète une fois encore l'instabilité du modèle de M_1 , cette dernière valeur de 0,23 n'est toutefois à retenir qu'avec précaution car les échantillons comprennent de moins en moins de données avec les estimations sur échantillons décroissants.

Les estimations de l'élasticité-revenu de M_1 semblent mieux assurées. Après l'instabilité se reflé-

tant jusqu'à la fin de 1989, les valeurs numériques de ce paramètre sont clairement supérieures à un et oscillent dans la fourchette allant de 1,8 à 1,9. Signe réjouissant, ces valeurs sont obtenus aussi bien par les estimations récursives sur échantillons croissants que sur celles sur échantillons décroissants, ce que confirme la relative platitude de la surface du paramètre après l'ondulation initiale.

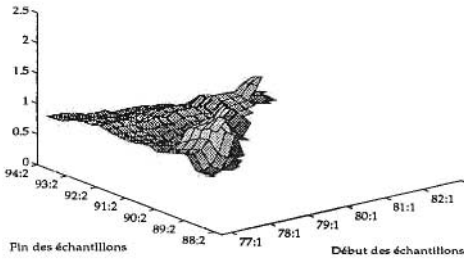
Des commentaires analogues peuvent être faits concernant l'élasticité de M_1 par rapport au rendement des obligations de la Confédération. La valeur de long terme la plus probable pour cette élasticité semble être approximativement -0,6.

L'élasticité de M_1 par rapport au rendement des comptes de transactions change de signe sur les échantillons finissant après 1990. En effet, de négative qu'elle était avant 1990, elle devient positive après 1990 – elle s'élève en moyenne à 0,1 – mais semble devenir non significativement différente de zéro sur les échantillons commençant après 1980 et finissant en 1994. Le comportement assez étrange de ce paramètre semble être la source majeure de l'instabilité intrinsèque de M_1 !

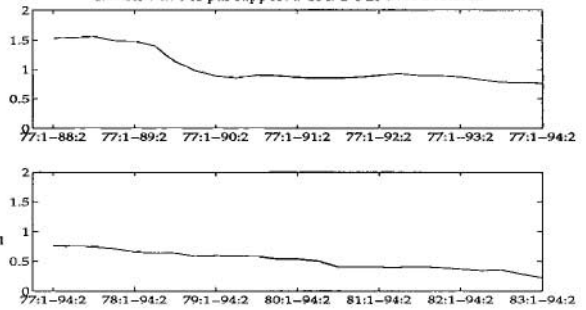
Cette inversion de signe du coefficient est explicable économiquement par l'évolution temporelle du rendement servi sur les comptes de transactions (TKZ). En effet, avant 1988, l'évolution temporelle de TKZ est très proche de celle du rendement servi sur les dépôts d'épargne (RDS), dépôts exclus de la définition de M_1 . Par conséquent, TKZ jouait le rôle de coût d'opportunité de la détention monétaire avant cette date et avait, par conséquent, un signe négatif. Par contre, après 1988 et surtout dès la fin de 1989, le comportement de TKZ diverge complètement de celui du rendement servi sur les comptes d'épargne (cf. figure 1). Dès cette date, TKZ joue pleinement son rôle de rendement des comptes de transaction, composante incluse dans la définition de M_1 . Par conséquent, l'élasticité de M_1 par rapport à TKZ devient positive, signe économiquement correct. En outre, l'instabilité des paramètres du modèle économétrique de M_1 avant 1990 peut s'expliquer par la colinéarité qui caractérise le comportement statistique de TKZ avec le rendement des obligations de la Confédération (RB).¹⁸

Planche 4 : estimations récursives des élasticités de M1 dès 1977:1.

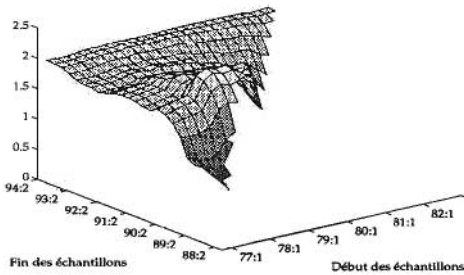
Elasticité de M1 par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



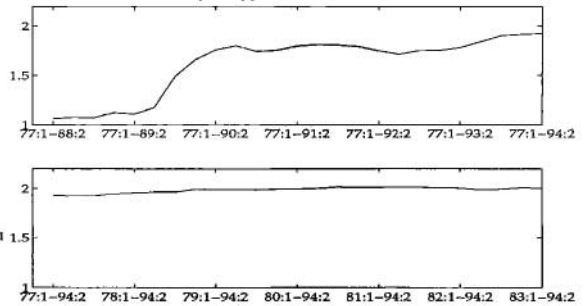
Elasticité de M1 par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



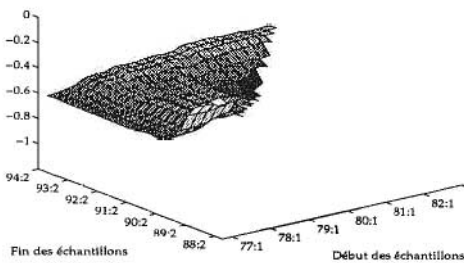
Elasticité de M1 par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



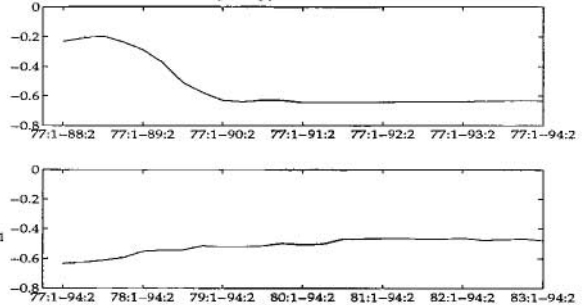
Elasticité de M1 par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



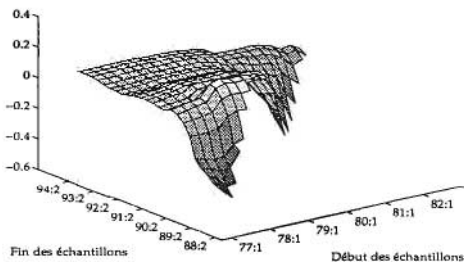
Elasticité de M1 par rapport à RB: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M1 par rapport à RB: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M1 par rapport à TKZ: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M1 par rapport à TKZ: DOLS avec 2 retards

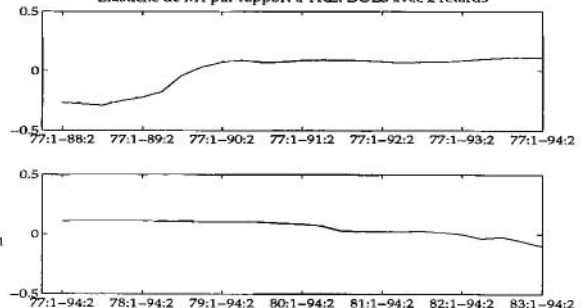
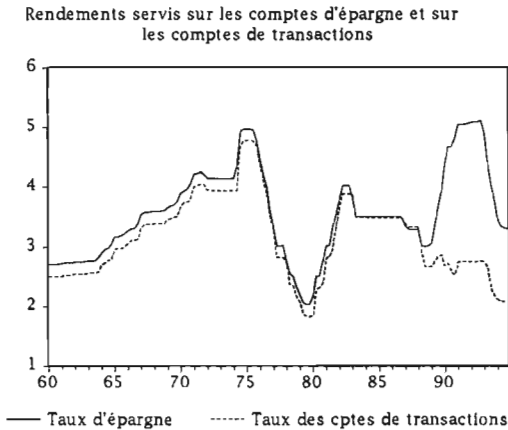


Figure 1



L'omission de la variable TKZ du modèle économétrique de M_1 n'apporte, dans l'ensemble, que peu d'améliorations. Le modèle sans TKZ est plus stable sur les échantillons comprenant des données d'avant 1990 mais les diverses élasticités, notamment l'élasticité-intérêt long de M_1 , sont moins stables sur les échantillons comprenant des données postérieures à 1990. Les résultats sont présentés dans l'annexe I. Une explication de l'instabilité postérieure à 1990 pourrait être cherchée dans les effets de la plus grande utilisation des cartes de crédit et des cartes de paiement par le public qui se ferait au détriment de la circulation du numéraire, variable incluse dans la définition de M_1 . Nous reviendrons plus en détails sur ce point dans la section 4 lorsque la stabilité des billets en circulation sera examinée.

En résumé, M_1 est un agrégat dont le comportement à long terme présente certains signes d'instabilité compte tenu de la difficulté d'estimer précisément les paramètres de son modèle économétrique. Cette difficulté est à attribuer notamment au changement de comportement des banques dans la fixation du rendement des comptes de transactions.

¹⁶ Les coefficients de corrélation croisés entre ces deux variables s'élève à 0,37 entre TKZ_t et RB_t, mais augmente à 0,81 entre TKZ_t et RB_{t-4} entre 1977:1 et 1988:4. En différences premières – variables entrant dans les spécifications Johansen et DOLS du modèle – TKZ et RB sont même corrélés à plus de 40% sur les retards 1 et 2.

3.4. M_2 , estimations dès 1977:1

Quel que soit l'estimateur utilisé, les méthodes récursives donnent des résultats plus clairs pour l'agrégat monétaire M_2 que pour l'agrégat M_1 . A partir du premier trimestre 1977, M_2 est raisonnablement stable dans son ensemble comme en témoigne la relative uniformité des surfaces des trois paramètres du modèle économétrique. Les résultats sont rassemblés dans la planche 5.

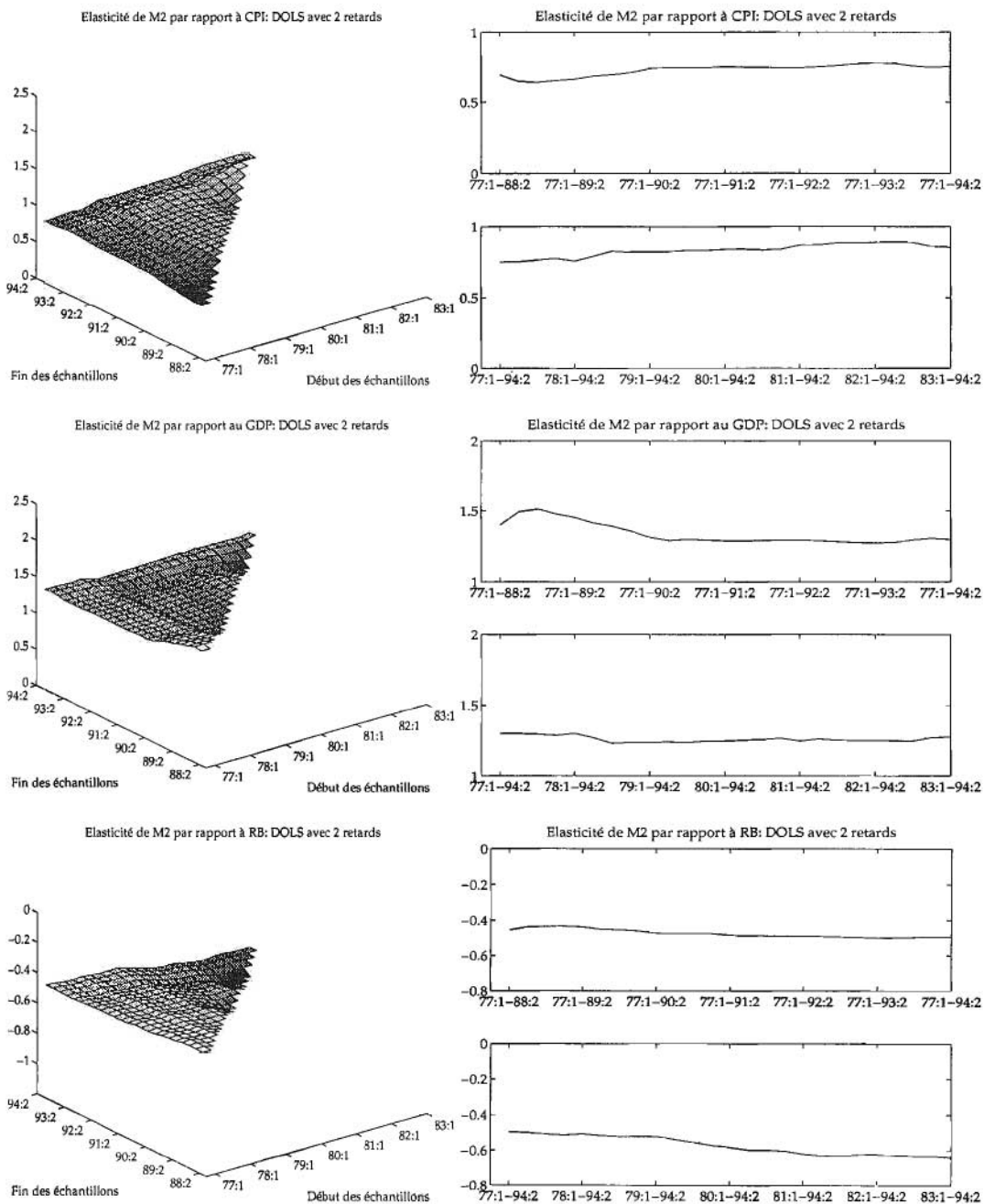
Numériquement, l'élasticité-prix de M_2 oscille dans la fourchette allant de 0,64 à 0,78 avec la méthode des estimations récursives sur échantillons croissants et dans l'intervalle 0,75 à 0,89 avec la méthode des estimations récursives sur échantillons décroissants. Ces dernières valeurs sont tout à fait représentatives des résultats obtenus sur tous les échantillons qui comprennent des données des années 1990 et suivantes. On peut relever encore que les valeurs minimales et maximales de toute la surface de ce paramètre estimée sur les échantillons compris entre 1977:1 et 1994:4 s'élèvent respectivement à 0,64 et à 1,11.

L'élasticité-revenu de M_2 atteint environ 1,5 sur les échantillons comprenant des données qui se terminent avant 1990. Par contre, elle se stabilise aux environs de 1,2–1,3 sur les échantillons incluant les données d'après 1990. Sur l'ensemble de la surface, les valeurs minimale et maximale de cette élasticité s'élèvent à 1,06 et à 1,51.

L'élasticité de M_2 par rapport au rendement des obligations de la Confédération oscillent entre –0,43 et –0,50 avec la méthode des estimations récursives sur échantillons croissants et entre –0,50 et –0,64 avec la méthode sur échantillons décroissants. –0,43 représente également la valeur maximale de la totalité de la surface de ce paramètre, tandis que le minimum absolu s'élève à –0,69. On peut remarquer que cette élasticité tend à augmenter en valeur absolue sur les échantillons débutant après 1980 et se terminant en 1994.

En résumé, notre analyse récursive permet de confirmer ce que Fischer-Peytrignet (1991, 1994) et Peytrignet (1994) avaient déjà trouvé pour M_{1B} : M_2 peut être considéré, dans l'ensemble, comme

Planche 5 : estimations récursives des élasticités de M2 dès 1977:1.



un agrégat monétaire stable, surtout sur les échantillons qui commencent depuis 1977. Toutefois, la valeur exacte prise par l'élasticité-intérêt sur les échantillons très récents, en particulier sur ceux qui ne comprennent que des données des années 80 et 90, reste à surveiller.

3.5. M_3 , estimations dès 1977:1

Les estimations faites à l'aide de la méthode de Johansen révèlent une instabilité drastique et permanente de la plupart des coefficients du modèle statistique de M_3 . Par contre, lorsque la méthode des moindres carrés dynamiques est utilisée, les coefficients du modèle présentent une stabilité comparable à celle de M_2 . Ainsi, l'instabilité extrême diagnostiquée par l'estimateur de Johansen ne représente en fait qu'une instabilité due à la sensibilité excessive de cet estimateur particulier. La planche 6 rassemble les graphiques des trois élasticités de M_3 estimées par DOLS avec une configuration de deux retards.

L'élasticité-prix de M_3 se fixe entre 0,7 et 0,8 en moyenne sur les divers échantillons. Les graphiques des estimations récursives sur échantillons croissants et décroissants révèlent des valeurs comparables ne présentant aucune aspérité particulière. Les valeurs extrêmes prises par cette élasticité sur tous les échantillons compris entre 1977:1 et 1994:4 – qui correspondent aux minimum et maximum de la surface du paramètre – correspondent respectivement à 0,67 et 0,86. L'étroitesse de cette fourchette témoigne de la régularité et de la précision des estimations.

Sur ce point, M_3 est encore plus stable que M_2 . Si l'on se rapporte aux graphiques des courbes de niveau des planches 1 à 3, on peut remarquer la quasi-absence de courbes de niveau dans les graphiques concernant les élasticités-prix et revenu de M_3 , confirmant la très grande stabilité de cet agrégat depuis 1977.

Comme on vient de le mentionner, l'élasticité-revenu de M_3 peut également être estimée avec une grande précision. Avec la méthode des estimations récursives sur échantillons croissants, le minimum et le maximum atteints par cette élasticité représentent respectivement 1,89

et 1,99 depuis 1977:1. Avec la méthode des estimations récursives sur échantillons décroissants, ces deux valeurs sont même 1,94 et 1,97. Sur tous les échantillons possibles depuis 1977, le minimum et le maximum de la surface du paramètre correspondent à 1,83 et 2,0. Il est intéressant de constater que la valeur nettement supérieure à 1 prise par cette élasticité-revenu illustre le caractère de réserve de valeur et de moyen de transmission des richesses dans le temps de cet agrégat.

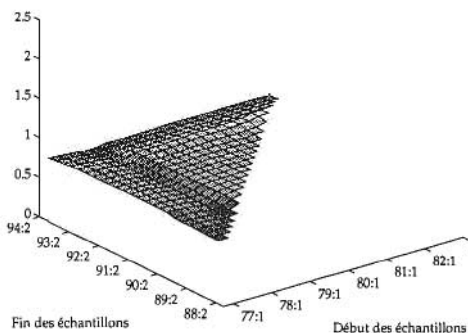
L'élasticité de M_3 par rapport au rendement des obligations de la Confédération présente également un caractère de stabilité remarquable comme en témoigne aussi bien les graphiques de la planche 3 que ceux de la planche 6. Les valeurs minimales et maximales obtenues par les méthodes récursives sur échantillons croissants et décroissants sont respectivement de $-0,31$, $-0,28$ et $-0,34$, $-0,27$. Les minimum et maximum de la surface du paramètre depuis 1977:1 s'élèvent à $-0,37$ et à $-0,27$. Les valeurs inférieures en valeur absolue prises par cette élasticité en comparaison avec celles de M_1 et de M_2 montrent les effets de l'internalisation de la plupart des réallocations de portefeuille dans la définition de M_3 . Lorsque les taux d'intérêt varient à la suite d'une mesure de politique monétaire, les ajustements de portefeuille réalisés par les agents économiques induisent des fluctuations de plus grande ampleur des agrégats M_1 et M_2 que de M_3 .

Ces résultats remettent en question la réputation d'instabilité qu'avait acquis cet agrégat avec d'autres méthodes d'investigation (cf. Fischer-Peytrignet, 1990). Plusieurs raisons peuvent expliquer cette divergence.

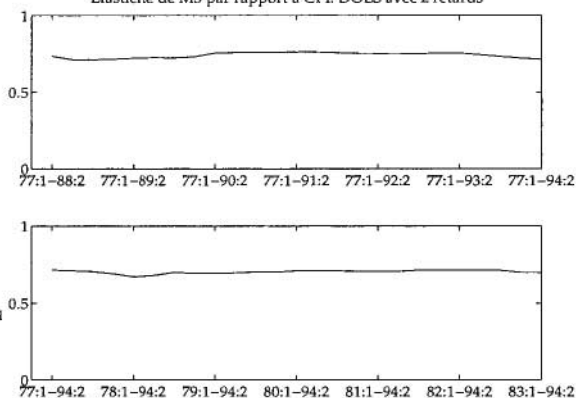
– Dans l'article de 1990, le constat d'instabilité de M_3 était fondé sur une nette divergence des résultats de tests de cointégration effectués sur des échantillons de diverses longueurs. Selon les auteurs, M_3 n'était pas cointégré avec le niveau des prix, le produit intérieur brut réel et le rendement des obligations de la Confédération lorsque les tests étaient effectués sur les échantillons 1967:2–1989:4 et 1973:1–1989:4. Par contre, les résultats s'amélioraient lorsque le test était effectué sur l'échantillon 1980:1–1989:4. En fait, les résultats décevants obtenus

Planche 6 : estimations récursives des élasticités de M3 dès 1977:1.

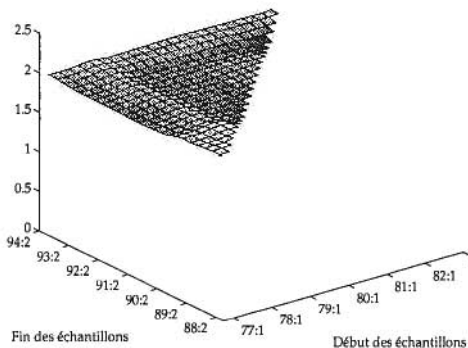
Elasticité de M3 par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



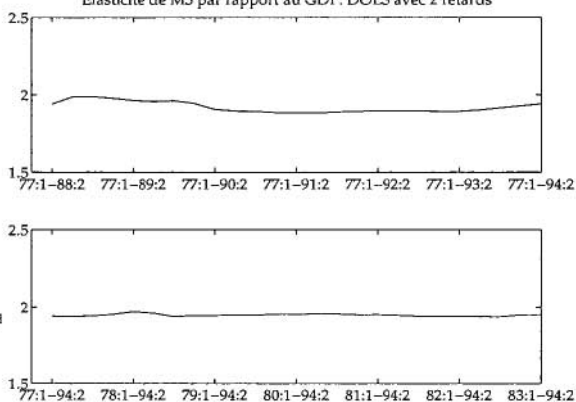
Elasticité de M3 par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



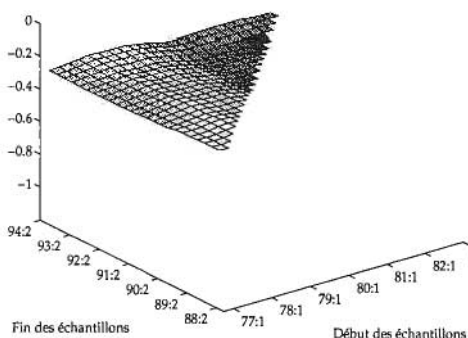
Elasticité de M3 par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



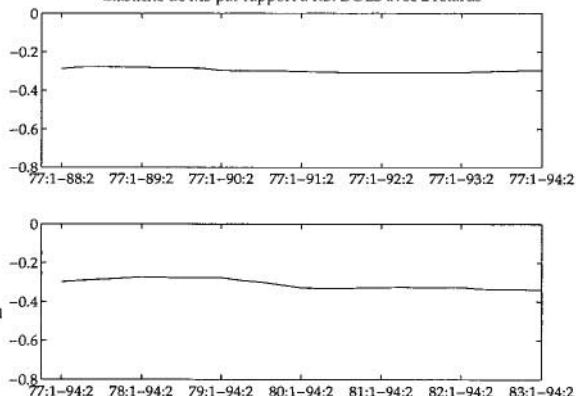
Elasticité de M3 par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M3 par rapport à RB: DOLS avec 2 retards



Elasticité de M3 par rapport à RB: DOLS avec 2 retards



sur les deux premiers échantillons ne font que confirmer ce que nous avons déjà écrit précédemment: nos résultats montrent que M_3 est instable sur les échantillons qui comprennent des données d'avant le milieu des années 1970.

- En outre, les résultats précaires de cointégration obtenus sur l'échantillon 1980:1–1989:4 se fondaient sur un échantillon de taille trop réduite pour permettre à ce test d'avoir une quelconque puissance. En effet, si l'on effectue le test de cointégration avec les données actuelles sur l'horizon de taille réduite 1980:1–1989:4, on obtient une valeur de t de Dickey-Fuller qui s'élève seulement à $-3,21$.¹⁹ Par contre, si l'on augmente la taille de l'échantillon au delà de 1989:4, soit de 1977:1 à 1994:4, on obtient une valeur de $-4,43$ indiquant clairement la cointégration.

En résumé, M_3 définition 1995 est un agrégat monétaire stable lorsque son modèle économétrique est estimé sur des données qui commencent après 1976. Du point de vue économétrique, la stabilité de M_3 est comparable à celle de M_2 .

4. Résultats concernant les billets en circulation

Le modèle économétrique utilisé est décrit brièvement dans une première section. Ensuite, une deuxième section rassemble les résultats des estimations récursives obtenus sur les échantillons commençant dès la fin de 1972. Comme les paramètres de l'équation sont instables jusqu'à la fin des années 70, les résultats postérieurs à 1980 sont analysés plus en détail dans une troisième section.

4.1. Le modèle économétrique de la circulation des billets

Le modèle utilisé pour estimer l'équation de long terme des billets en circulation s'inspire de celui publié par Ettlín (1989). En particulier, le rendement servi sur les comptes d'épargne semble la variable la plus appropriée pour mesurer le coût d'opportunité de la détention monétaire sous forme de billets de banque. Cependant, notre mo-

dèle s'écarte de celui de Ettlín en ce sens que ce dernier postule une élasticité-prix égale à l'unité. Nous laissons cette élasticité non restreinte. A la différence de celui de Ettlín, nous retenons le produit intérieur brut comme mesure des transactions au lieu des dépenses de consommation. Ainsi, notre modèle régresse le logarithme naturel des billets en circulation sur le logarithme de l'indice des prix à la consommation (CPI), sur le logarithme du produit intérieur brut réel (GDP) ainsi que sur le niveau du rendement des dépôts d'épargne (RDS). Quatre variables déterministes sont incluses dans le modèle: trois variables saisonnières (centrées) ainsi qu'une variable visant à corriger l'effet fiscal bisannuel qui affecte la circulation des billets à la fin des années paires. La présence de cette dernière variable dans notre modèle découle en droite ligne de l'article de Ettlín (1989).

Contrairement aux modèles pour M_1 , M_2 et M_3 la forme semi-logarithmique semble la forme fonctionnelle la mieux appropriée pour modéliser statistiquement la demande de long terme de billets en circulation. Le paramètre concernant cette variable doit dès lors être interprété comme une semi-élasticité et non comme une élasticité. Cependant, pour rendre comparable les graphiques des estimations des billets avec ceux de M_1 , M_2 et M_3 , nous avons utilisé pour les billets une échelle à peu près quatre fois moins étendue que celle des élasticités des grands agrégats. Le choix de cette proportion est motivé par le fait que la semi-élasticité des billets est plus ou moins quatre fois moins élevée que l'élasticité correspondante.²⁰

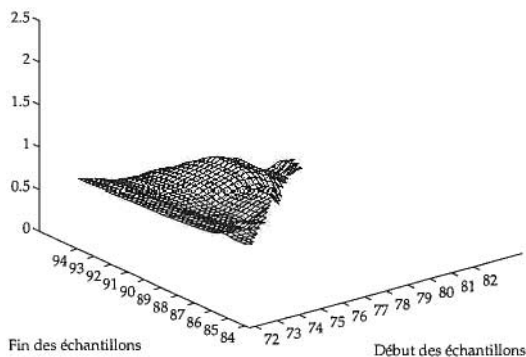
Comme le but de cet article est d'examiner la stabilité des paramètres de long terme de la fonction de demande de billets, nous avons renoncé à in-

¹⁹ Dans l'article de 1990, les auteurs obtenaient $-3,29$ en utilisant la définition 1975 de M_3 qui diffère de la définition 1995 par l'inclusion des comptes de prévoyance.

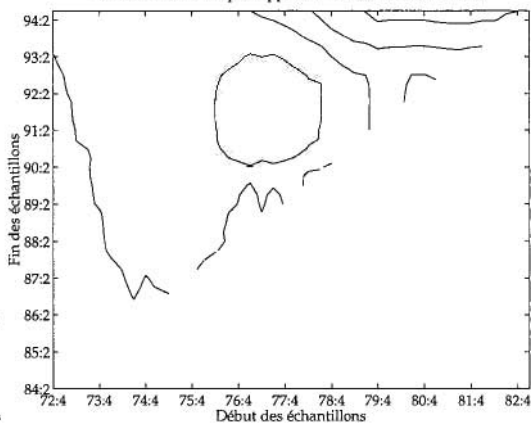
²⁰ Sur l'échantillon 72:4–94:4, la semi-élasticité des billets par rapport à RB s'élève à $-0,044$ tandis que l'élasticité sur la même période est estimée à $-0,166$. Le rapport entre ces deux grandeurs devient $0,262$. Comme nous avons représentées graphiquement les élasticités-intérêt des autres agrégats sur l'échelle allant de $-1,2$ à 0 , la semi-élasticité des billets par rapport à RDS est dessinée sur l'échelle $-0,32$ à 0 .

Planche 7 : estimations récursives des paramètres à long terme des billets dès 1972:4.

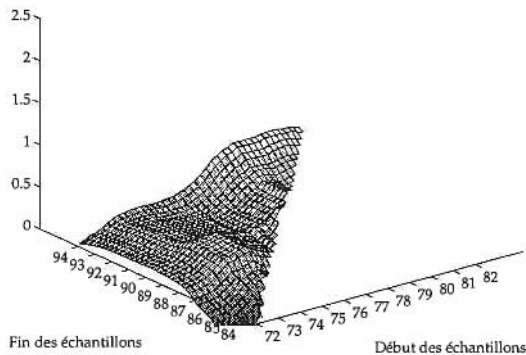
Elasticité des billets par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



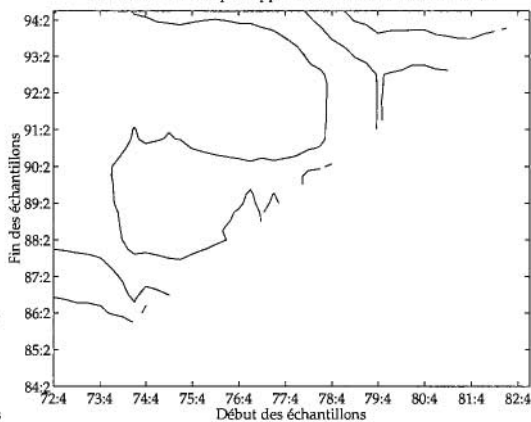
Elasticité des billets par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



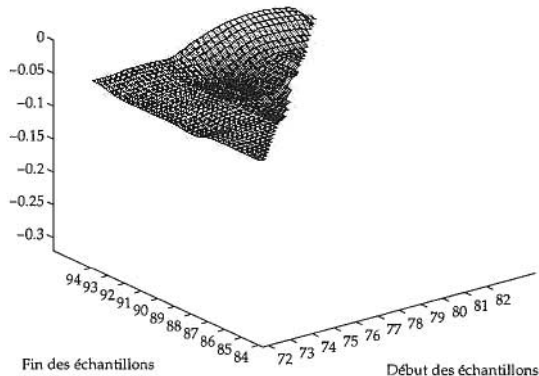
Elasticité des billets par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



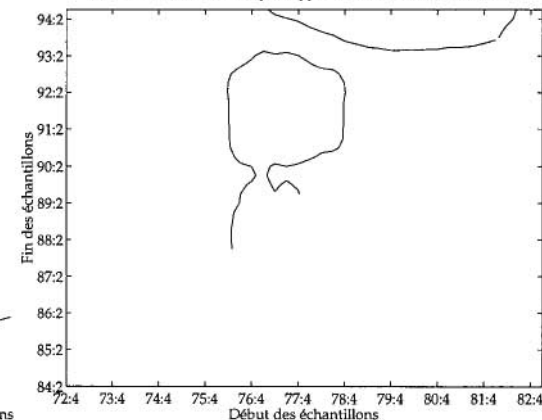
Elasticité des billets par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



Semi-élasticité des billets par rapport à RDS: DOLS avec 2 retards



Semi-élasticité des billets par rapport à RDS: DOLS avec 2 retards



clure dans le modèle des variables muettes ayant pour effet de corriger a priori des événements spécifiques susceptibles de déstabiliser les coefficients de l'équation. Sur ce point, nous nous distançons de Ettlín (1989).

Le modèle est estimé avec l'estimateur DOLS. Deux configurations ont été retenues, l'une avec 4 retards et l'autre avec 2 retards. Les résultats des estimations récursives obtenus avec la configuration contenant 2 retards sont présentés dans les deux sections qui suivent.²¹

4.2. Les résultats des estimations dès le quatrième trimestre de 1972

Les résultats des estimations récursives débutant dès le quatrième trimestre de 1972 sont rassemblés dans la planche 7.

Le premier résultat révélé par ces graphiques est que, contrairement aux agrégats larges M_1 , M_2 et M_3 , l'effondrement des accords de Bretton Woods et la période d'adaptation qu'a nécessité le passage aux changes flexibles n'ont pas provoqué une instabilité notoire des paramètres de long terme de la demande de billets en circulation pendant les années 1973–1975.

Par contre, les graphes des surfaces des paramètres du modèle des billets en circulation révèlent des valeurs estimées différentes sur les échantillons comprenant des données d'avant 1977 de celles obtenues sur des échantillons comprenant des données d'après 1979. Les ondulations de la totalité de ces surfaces indiquent une instabilité permanente à ces dates. Les causes sont à chercher dans la période troublée qu'a connu le monde monétaire suisse pendant ces années, période dominée par les diverses mesures prises pour lutter contre les afflux de fonds étrangers (intérêts négatifs, etc.) et qui s'est terminée en 1978–1979 par les interventions massives de la Banque nationale sur le marché des changes. En effet, la BNS est non seulement intervenue drastiquement en 1978 en approvisionnant le marché de liquidité pour combattre la hausse spectaculaire du franc suisse mais elle a annoncé, à la fin de cette année-là, son intention de suspendre son objectif monétaire au profit

d'un objectif de change. Bien que de durée temporaire, on peut voir qu'empiriquement ce changement de régime de politique monétaire a affecté de manière durable les paramètres de long terme de la demande de billets en circulation.

4.3. Les résultats des estimations dès le premier trimestre de 1980

Pour pouvoir examiner plus en détail la stabilité des paramètres de la demande de billets, nous allons laisser de côté la période instable des années 1970 et resserrer nos estimations sur les échantillons comprenant des données qu'à partir de 1980. Le «zoom» des résultats est présenté dans la planche 8.

A partir de 1980, les stabilité globale des paramètres de long terme du modèle économétrique de la demande de billets en circulation ne semble pas présenter un très gros problème. Les surfaces des paramètres sont relativement plates et ne présentent aucune aspérité particulière. Cependant, les graphiques des courbes de niveaux de la planche 7 ainsi que les graphiques rassemblant les estimations récursives sur échantillons croissants dans la planche 8 montrent une brusque instabilité des paramètres dès le troisième trimestre 1992. L'élasticité-prix diminue de 0,5 à 0,15; l'élasticité-revenu monte de 0,4 pour se stabiliser à 0,7 tandis que la semi-élasticité-intérêt passe temporairement de -0,04 à 0.

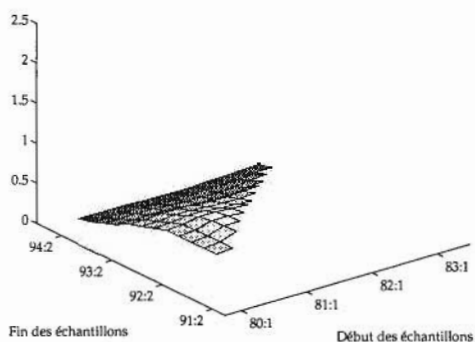
Les causes de cette phase d'instabilité sont difficiles à cerner. Toutefois, l'usage plus fréquent par le public de moyens de paiement alternatifs aux billets (cartes de crédit, cartes de débit, carte POS de paiement aux points de ventes, etc.) pourrait être un facteur susceptible d'expliquer cette évolution. En effet, comme le montre la figure 2, la valeur des transaction sur cartes de crédit et sur cartes POS s'est considérablement accélérée depuis le début des années 1990.

L'inclusion dans les régressions du logarithme de la valeur des transactions sur cartes de crédits et

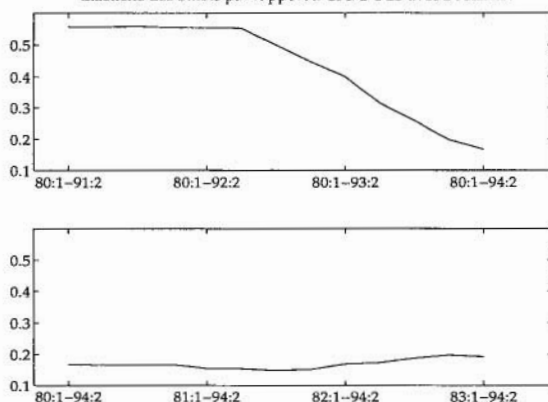
²¹ Les résultats obtenus avec la configuration à 4 retards sont trop similaires pour être présentés séparément.

Planche 8 : estimations récursives des paramètres à long terme des billets dès 1980:1.

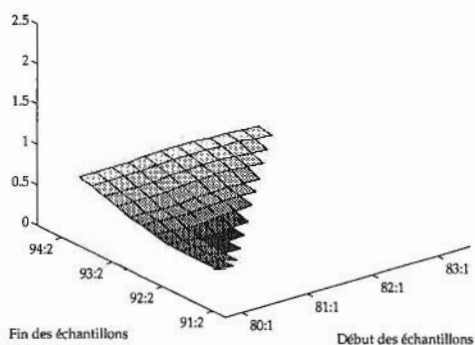
Elasticité des billets par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



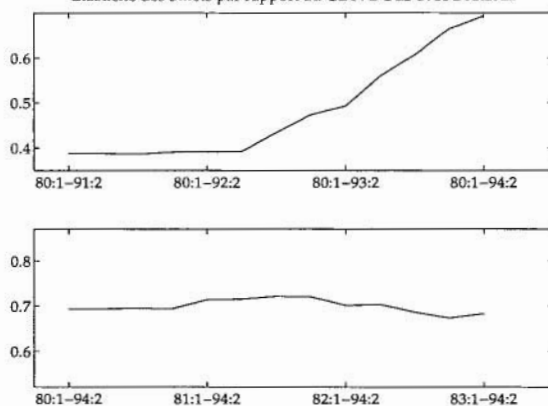
Elasticité des billets par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards



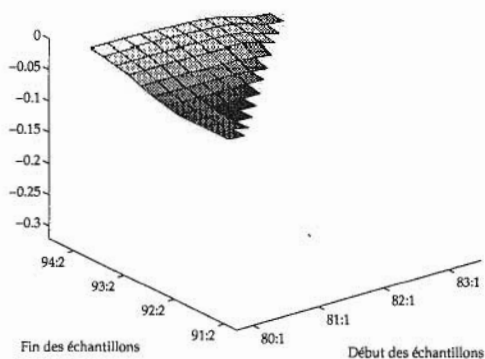
Elasticité des billets par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



Elasticité des billets par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards



Semi-élasticité des billets par rapport à RDS: DOLS avec 2 retards



Semi-élasticité des billets par rapport à RDS: DOLS avec 2 retards

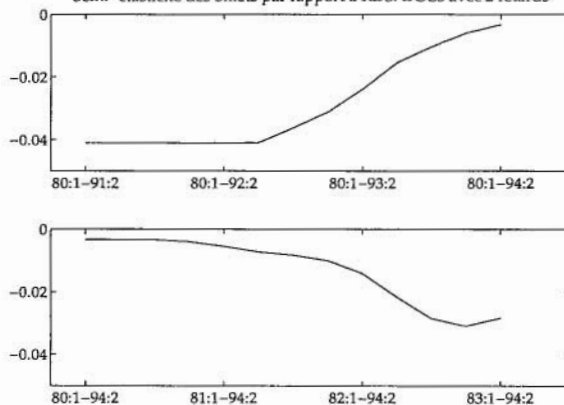
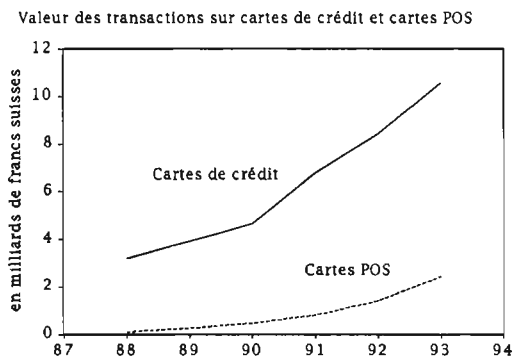


Figure 2



sur cartes POS montre que ces deux variables influencent significativement la demande de billets lorsque celle-ci est estimée à partir de 1972:4. Par contre, lorsqu'on estime l'équation à partir de 1980:1, seules la variable POS reste significative.

Cependant, plusieurs facteurs nous font douter que la cause de l'instabilité de la demande de billets dès 1992 soit exclusivement due à un usage plus fréquent de la «monnaie plastique»:

- Le phénomène débute en 1990 or on n'observe une instabilité des paramètres du modèle que depuis le troisième trimestre de 1992.
- Lorsqu'on étudie la stabilité de la demande de billets par coupure, on remarque que l'instabilité de l'agrégat provient des billets de 500 et de 1000 francs et non des petites coupures (billets de 10 à 100 francs). Or l'on pourrait s'attendre que les cartes de crédit soient des substituts parfaits de toutes les coupures et que les cartes de paiement soient des substituts des petites coupures. Ainsi, si un usage plus fréquent des cartes de crédits et des cartes POS était la cause de l'instabilité récente de la demande de billets, la demande de toutes les coupures devraient être affectées et en particulier celle des petites coupures.
- L'inclusion d'une simple tendance déterministe à partir du premier trimestre de 1990 non seulement corrige en partie l'instabilité de la demande de billets de banque mais rend non

significativement différentes de zéro les deux variables correspondant à la valeur des transactions sur cartes de crédits et sur cartes POS.²²

Les résultats concernant les estimations récursives de la demande de billets en circulation incluant une tendance linéaire depuis le premier trimestre de 1990 sont rassemblés dans la planche 9. On voit dans ces graphiques que le problème de la stabilité des paramètres du modèle avec la méthode des estimations récursives sur échantillons croissants est partiellement résolu par l'introduction de la tendance linéaire déterministe: les élasticités-prix et revenu ainsi que la semi-élasticité-intérêt sont plus stables. De plus, les valeurs prises par ces paramètres sont plus plausibles du point de vue économique: en particulier, l'élasticité-prix estimée par la méthode des estimations récursives sur échantillons décroissants oscille entre 0,4 et 0,7 plutôt que de prendre des valeurs inférieures à 0,2. D'autre part, la semi-élasticité-intérêt ne tend plus vers zéro sur les échantillons des années 1980-1994. Toutefois, le désavantage de cette correction ad hoc est une légère déstabilisation des valeurs des paramètres obtenues par la méthode des estimations récursives sur échantillons décroissants: les estimations des élasticités-prix et revenu oscillent davantage. Enfin, les surfaces des paramètres semblent globalement moins stables lorsque la tendance correctrice ad hoc est incluse dans le modèle.

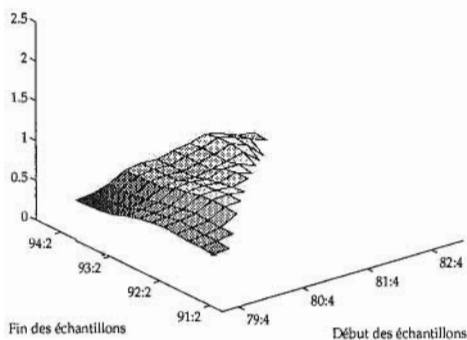
4.4. Résumé des résultats concernant les billets en circulation

En résumé, les estimations récursives identifient deux phases distinctes d'instabilité dans les paramètres de notre fonction de demande de billets. La première phase est observable lorsqu'on travaille avec des échantillons contenant des données commençant entre 1976-1980. Cette phase d'instabilité est certainement liée au contexte économique perturbé de cette époque ainsi

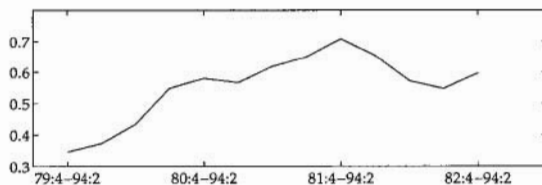
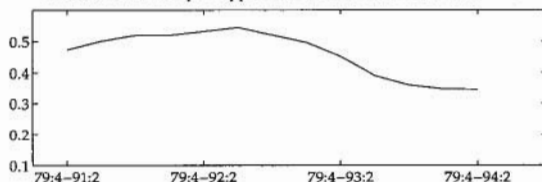
²² Il est clair que ce dernier résultat pourrait aussi refléter la qualité douteuse des données dont nous disposons concernant la valeur des transactions sur cartes de crédits et sur cartes POS.

Planche 9 : idem planche 8 dès 1979:4 avec une tendance linéaire commençant en 1990:1.

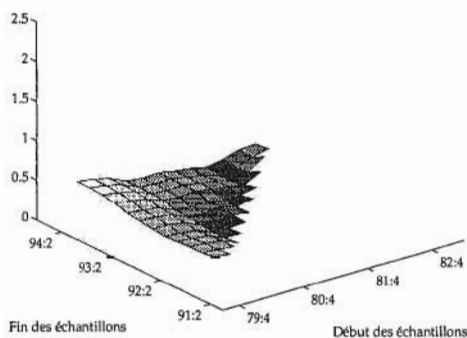
Elasticité des billets par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards et TRD90



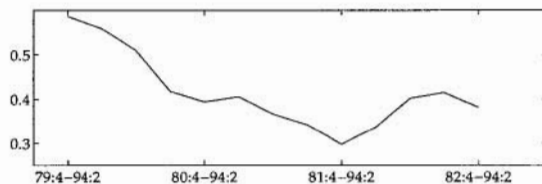
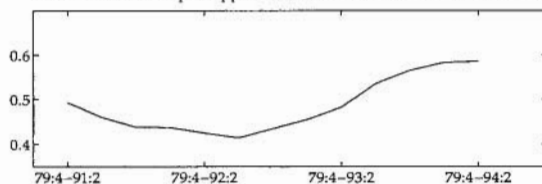
Elasticité des billets par rapport à CPI: DOLS avec 2 retards et TRD90



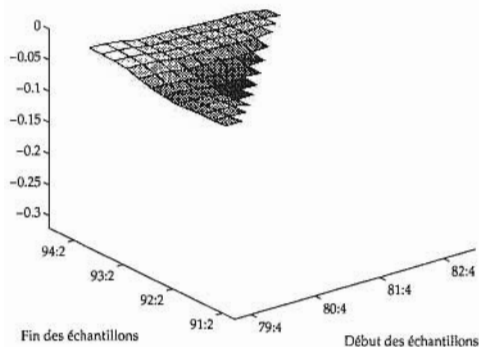
Elasticité des billets par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards et TRD90



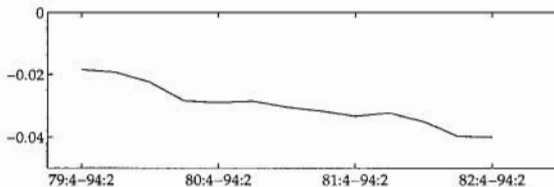
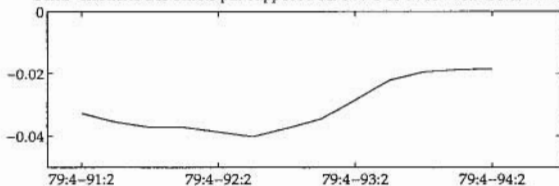
Elasticité des billets par rapport au GDP: DOLS avec 2 retards et TRD90



Semi-élasticité des billets par rapport à RDS: DOLS avec 2 retards et TRD90



Semi-élasticité des billets par rapport à RDS: DOLS avec 2 retards et TRD90



qu'aux interventions massives effectuées par la BNS en 1978–1979. La seconde phase d'instabilité est plus récente. Les estimations de notre modèle la révèle depuis 1992. Nous pourrions penser que les innovations technologiques, qui permettent de plus en plus d'effectuer des paiements sans billets, pourraient être un facteur expliquant ces variations. En effet, concernant les ménages, l'usage de plus en plus répandu des cartes de crédit, l'installation de plus en plus de machines de paiement direct aux points de vente (POS), et, concernant les entreprises, la modernisation des instruments de paiements sont autant de facteurs qui peuvent influencer durablement les préférences des agents économiques face aux moyens de paiement liquide et qui peuvent donc affecter la demande de billets de banque. Si nous avons tenté d'analyser statistiquement la validité de cette hypothèse, aucun résultat quantitatif prometteur n'a été obtenu jusqu'à maintenant en raison du peu de chiffres détaillés disponibles concernant ces innovations technologiques et surtout de la qualité encore douteuse de ces données. Dans l'attente de pouvoir clairement expliquer cette situation, l'inclusion d'une tendance déterministe dans le modèle suffit à corriger partiellement l'instabilité des paramètres de long terme du modèle.

5. Conclusions

Cette étude avait deux buts: le premier était de trouver une méthode suffisamment générale pour diagnostiquer efficacement les périodes d'instabilité des agrégats monétaires suisses et le second était de trouver les causes des instabilités diagnostiquées.

A ce stade, on peut considérer que le premier but a été raisonnablement atteint. En effet, économétriquement, nous pensons que la méthode d'investigation que nous avons utilisée permet de se faire une idée assez précise de la stabilité relative des divers agrégats monétaires calculés par la Banque nationale suisse.

Les résultats obtenus permettent de déceler clairement une zone d'instabilité fondamentale qui affecte tous les agrégats monétaires de définition

large (M_1 , M_2 et M_3) pendant les années 1973–1974. Par contre sur les données postérieures à 1977, M_2 et M_3 semblent particulièrement stables tandis que M_1 présentent certains signes d'instabilités imputables notamment au comportement des banques quant à la rémunérations des comptes de transactions.

Si les billets en circulation ne semblent pas spécialement affectés par les conséquences de l'abandon du régime de Bretton Woods, ils se révèlent par contre sensibles aux turbulences monétaires des années 1976 et suivantes ainsi qu'au changement de régime de politique monétaire suivi par la BNS en 1978–1979.

Concernant aussi bien M_1 que les billets en circulation, notre méthode d'investigation a permis encore de mettre en lumière une nouvelle phase d'instabilité depuis 1992. Il est encore trop tôt pour affirmer que cette instabilité est empiriquement liée aux changements d'habitude de paiement des agents économiques depuis l'extension de l'usage de la «monnaie plastique» sous toutes ses formes. En effet, certains doutes subsistent quant à cette explication vu que, concernant les billets, seules les grandes coupures sont instables pendant cette période.

Ainsi, les difficultés de discerner clairement en pratique les causes de cette phase d'instabilité récente de M_1 et des billets de banque nous laissent à penser qu'une recherche plus approfondie sera nécessaire pour pouvoir atteindre complètement notre second but.

Enfin, nous pensons utile de souligner, pour conclure, que si les modèles de demande de long terme de M_1 et de billets en circulation semblent moins stables économétriquement que ceux de M_2 et de M_3 , il est important de constater que la demande de billets en circulation est moins sensible aux variations de taux d'intérêt que ne le sont les demandes pour les agrégats de définition large. La forte sensibilité aux variations de taux d'intérêt de M_2 et de M_3 rendent les mouvements de ces agrégats souvent délicats à interpréter malgré la stabilité relative de leur demande de long terme. Par conséquent, il serait difficile de retenir, sans autre, M_2 et M_3 comme objectif intermédiaire de politique monétaire.

Références

- Banque Nationale Suisse (1995). «Révision de la statistique monétaire», Monnaie et conjoncture, Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, No 1, p. 70–75.
- Ettlin F., (1989). «Der schweizerische Notenumlauf 1962–1988: Eine ökonomische Untersuchung aufgrund des Cointegrations- und Fehler-Korrektur-Ansatzes», Monnaie et conjoncture, Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, No 3, p. 257–268.
- Fischer A. M., Peytrignet M., (1990). «Are Larger Monetary Aggregates Interesting? Some Exploratory Evidence for Switzerland Using Feedback Models», Revue suisse d'Economie politique et de Statistique, Vol. 126, p. 505–520.
- Fischer A. M., Peytrignet M., (1991). «The Lucas Critique in Light of Swiss Monetary Policy», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 53, p. 481–493.
- Fischer A. M., Peytrignet M., (1994). «Geldmengenaggregate: Was bringt die Ausklammerung der Termingelder?», Monnaie et conjoncture, Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, No 3, p. 243–252.
- Fluri R., (1995). «Grundlagen zur Revision der Geldaggregate im Jahre 1995», Monnaie et conjoncture, Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, No 1, p. 76–88.
- Friedman B. M., (1995). «The Rise and Fall of Money Growth Targets as Guidelines for U.S. Monetary Policy», article présenté à la septième conférence internationale de l'Institut des études économiques et monétaires de la Banque du Japon.
- Johansen S., (1988). «Statistical Analysis of Cointegrating Vectors», Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, p. 231–254.
- Johansen S., Juselius K., (1990). «Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money», Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 52, p. 169–210.
- Lüscher B., Ruoss E., (1996). «Entwicklung der potentiellen Produktion in der Schweiz», Monnaie et conjoncture, Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, No. 1, p. 61–74.
- Lütkepohl H., Moryson M., Wolters J., (1995). «Stabilitätsanalyse der bundesdeutschen Geldnachfrage anhand alternativer Ansätze zur Modellierung variierender Regressionskoeffizienten», Kredit und Kapital, Vol. 28, p. 107–133.
- Meltzer A. H., (1963). «The Demand for Money: The Evidence from the Time Series», Journal of Political Economy, Vol. 71, p. 219–246.
- Neumann M. J. M., (1995). «A Conference Panel Discussion: What Do We Know About How Monetary Policy Affects the Economy?», in Channels of Monetary Policy, Proceedings of the Nineteenth Annual Economic Policy Conference of the Federal Reserve Bank of St. Louis, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Vol. 77, p. 138–142.
- Peytrignet M., (1994). «Swiss Monetary Aggregates: Some New Results for M_{1B} », Banque nationale suisse, miméo.
- Peytrignet M., (1995). «Analyse statistique de l'agrégat monétaire M_1 , définition 1995», Monnaie et conjoncture, Bulletin trimestriel de la Banque nationale suisse, No 1, p. 89–107.
- Saikkonen P., (1991). «Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrating Regressions», Econometric Theory, Vol. 7, p. 1–21.
- Stock J. H., Watson M. W., (1993). «A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems», Econometrica, Vol. 61, p. 783–820.

Planche A1 : estimations récursives des élasticités de M1 sans TKZ dès 1977:1.

