
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

EXCES DE LIQUIDITE MONETAIRE ET

PRIX DES ACTIFS

Sylvain Gouteron et Daniel Szpiro

Septembre 2005

NER - E # 131



**EXCES DE LIQUIDITE MONETAIRE ET
PRIX DES ACTIFS**

Sylvain Gouteron et Daniel Szpiro

Septembre 2005

NER - E # 131

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « www.banque-France.fr ».

The Working Paper Series reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website "www.banque-France.fr".

Excès de liquidité monétaire et prix des actifs

Sylvain Gouteron^{**} & Daniel Szpiro^{***}

^{**} Banque de France, DGEI-DEER-SEPMF

^{***} Université de Lille 1, Banque de France et EconomiX-CNRS

Nous remercions Laurent Clerc et Jean-Pierre Villetelle pour leurs remarques sur une première version de ce travail.

Résumé non technique

La récente hausse des excès de liquidité aux Etats-Unis et dans la zone euro est préoccupante pour les autorités monétaires. Cependant, elle ne s'est pas traduite par une résurgence de l'inflation. Les excès de liquidité, plutôt que de se diriger vers le marché des biens de consommation, pourraient se diriger vers les marchés d'actifs. La liquidité en excès aurait ainsi contribué à la progression du cours des actions ou au dynamisme prolongé du marché immobilier.

La présente étude examine cette thèse après avoir défini la notion d'excès liquidité. Une évolution globale des prix d'actifs est d'abord recherchée. Puis des modèles vectoriels d'interaction entre prix des actifs, activité économique et excès de liquidité sont construits. Enfin, la théorie quantitative de la monnaie est étendue aux transactions sur actifs. L'étude couvre la période allant de 1980 à 2004 et porte sur les Etats-Unis, la zone euro, le Royaume-Uni et le Japon.

Les principaux résultats sont les suivants :

Il n'y a pas d'évolution commune des prix d'actifs, ce qui ne plaide pas en faveur d'un effet global de la liquidité ;

Les modèles vectoriels ne permettent pas d'expliquer les mouvements de prix d'actifs à partir des évolutions des excès de liquidité ;

En France, l'extension de l'équation quantitative de la monnaie aux transactions sur actifs ne permet pas de stabiliser la vitesse de circulation de la monnaie.

Mots clés : liquidité, prix d'actifs, monnaie, immobilier, équation quantitative.

Classification JEL : E31, E44, E52.

Non Technical Summary

The recent rise of excess liquidity in the United States and in the euro zone is a matter of concern for monetary authorities. However, it did not result in a resurgence of inflation. Excess liquidity, rather than heading towards the market of consumer goods, could have moved towards the asset markets. The liquidity in excess would have thus contributed to the rise of stock prices or the dynamism of real estate market.

The present study examines this thesis, after having defined the concept of excess liquidity. First, the importance of a global trend in the asset prices is measured. Then, vector models of interaction between asset prices, economic activity and excess liquidity are estimated. Lastly, the quantity theory of money is extended to transactions on assets. This study covers the period going from 1980 to 2004 and relates to the United States, the euro zone, the United Kingdom and Japan.

The main results are as follows:

- There is no common trend in the asset prices, which is not supportive of a global effect of liquidity;

- Vector models cannot explain the movements of asset prices by the evolution of excess liquidity;

- In France, the extension of the quantitative equation of money to transactions on assets does not stabilize the money velocity.

Keywords: Liquidity, Asset Prices, Money, Real Estate, Quantitative Equation.

Classification JEL: E31, E44, E52.

SOMMAIRE :

Excès de liquidité monétaire et prix des actifs

SECTION 1 QUELS LIENS THEORIQUES ENTRE EXCES DE LIQUIDITE ET PRIX DES ACTIFS ?	4
L'EXCES DE LIQUIDITE	4
LE LIEN ENTRE LIQUIDITE ET PRIX DES ACTIFS	6
SECTION 2 APPRECIATION EMPIRIQUE DU LIEN ENTRE EXCES DE LIQUIDITE ET PRIX DES ACTIFS	9
ANALYSE DESCRIPTIVE	9
UN MODELE EMPIRIQUE D'INTERACTIONS ENTRE EXCES DE LIQUIDITE ET PRIX	12
UNE RELATION QUANTITATIVE DE LA MONNAIE ETENDUE AUX ACTIFS	19
CONCLUSION	23
ANNEXE 1 : LES DONNEES	26
ANNEXE 2 : DECOMPOSITION DES PRIX D'ACTIFS EN TENDANCE ET ECART	34
ANNEXE 3 : LES TESTS DE STATIONNARITE ET DE COINTEGRATION	36
ANNEXE 4 : TESTS D'EXCLUSION	42
ANNEXE 5 : RESULTATS DES MODELES VAR OU VECM	49
ANNEXE 6 : STABILITE DES RESULTATS	56
A) ESTIMATIONS RECURSIVES ET REPONSES A LONG TERME	56
B) SENSIBILITE A LA DEFINITION DU CREDIT DANS LE CAS DES ÉTATS-UNIS	61
BIBLIOGRAPHIE	62

La question du lien entre liquidité et prix d'actifs a déjà été posée lors de la crise de 1929, quand le crédit facile fut soupçonné de favoriser l'exubérance des marchés (White E. N., 1990), ou quand la politique monétaire restrictive fut pointée comme à l'origine du retournement des marchés et de la récession (Friedman M. & Schwartz A, 1982 ou Bernanke B S, 2002). Elle est redevenue d'actualité dans la période récente où, dans un contexte de bas taux d'intérêt, la croissance soutenue de la masse monétaire et du crédit a réveillé les craintes de mouvements excessifs de prix des actifs (rapport annuel de la B.R.I. 2004, p 75).

La première section de cette étude examine de façon critique les raisonnements que l'on peut tenir *a priori* sur la relation entre excès de liquidité et prix des actifs. Cela suppose une définition préalable de la notion d'excès de liquidité, que nous avons choisi d'entendre dans son acception la plus large. Il n'y a pas de théorie unifiée à ce sujet, mais plusieurs approches, parfois même plusieurs angles d'attaque de cette question qui est à la croisée des théories de l'inflation et de celles de la valorisation des actifs. Les raisonnements relèvent tantôt de la théorie monétaire, tantôt de la théorie des marchés d'actifs, sans qu'il y ait eu jusqu'à présent d'unification de ces deux approches.

La deuxième section présente plusieurs nouvelles approches empiriques de la question, appliquées au cas des principaux pays de l'OCDE. La conclusion synthétisera les principaux résultats de ces analyses.

Section 1 QUELS LIENS THEORIQUES ENTRE EXCES DE LIQUIDITE ET PRIX DES ACTIFS ?

Par analogie avec la théorie quantitative de la monnaie, on peut penser qu'un surplus de monnaie qui n'est pas dépensé sur le marché des biens et services est susceptible d'être dépensé sur le marché des actifs. Cependant, ni la notion d'excès de liquidité, ni celle de hausse des prix d'actifs via celle des transactions, ne sont immédiates.

L'EXCES DE LIQUIDITE

Dans son acception la plus large, l'excès de liquidité est généralement entendu comme le surplus de monnaie - ou de crédit - incompatible avec la stabilité des prix à long terme. Puisque la seule théorie économique qui établit un lien direct entre monnaie et prix est la théorie quantitative de la monnaie, la définition de l'excès de liquidité prend généralement appui sur elle

La théorie quantitative de la monnaie a pour origine une identité comptable : $m + v = p + y$, où les variables en logarithme désignent respectivement la monnaie, sa vitesse de circulation, le niveau général des prix et les transactions en volume. Par définition, c'est la vitesse de circulation de la monnaie, qui n'est pas mesurée de façon autonome, qui s'ajuste comptablement pour rendre cette relation non falsifiable. La théorie quantitative de la monnaie suppose en outre que cette vitesse est stable, ce qui permet, compte tenu des anticipations de croissance réelle et de progression de la masse monétaire, de prédire l'évolution des prix.

Il est alors possible de tirer des conclusions normatives de cette relation en ce qui concerne la progression souhaitable de la masse monétaire. Il y a excès de liquidité quand la masse monétaire est trop importante par rapport aux transactions en volume (biens, services, voire actifs). La plupart des

banques centrales s'appuient sur deux mesures de l'excès de liquidité (BCE, 2001), mais d'autres indicateurs se trouvent aussi dans la littérature économique :

- **Le *money gap*** reflète l'écart entre le niveau observé des encaisses et leur niveau théorique. Ce niveau théorique peut être obtenu de plusieurs manières. La BCE le définit comme l'encours de monnaie compatible avec la stabilité des prix. Il est obtenu en appliquant à un niveau initial une norme de progression de la monnaie issue de l'équation quantitative. Ce calcul résulte d'hypothèses sur la progression du PIB, des prix et de la vitesse de circulation de la monnaie¹.

Les limites théoriques d'une telle définition apparaissent rapidement. Le choix de la date de référence présente un caractère arbitraire ; la mesure est fortement dépendante des hypothèses formulées quant à la croissance potentielle, l'objectif de stabilité des prix et la baisse de la vitesse de circulation ; enfin, l'équation quantitative de la monnaie est utilisée de manière normative et non plus seulement positive.

- **Le *money overhang*** est une tentative de réponse aux limites conceptuelles du *money gap*. Le niveau d'équilibre n'est plus défini à partir de la relation quantitative de la monnaie, mais d'une relation de long terme tirée d'un modèle de demande de monnaie. Le niveau observé des encaisses est alors comparé au niveau d'équilibre donné par le modèle.

Si cette définition permet de ne plus fixer de date de référence et évite de formuler des hypothèses sur les évolutions tendanciennes du PIB et de la vitesse de circulation de la monnaie, elle rencontre d'autres limites, liées au choix de modélisation et à la robustesse des estimations.

- Le ratio ***monnaie sur PIB*** (Borio, Kennedy & Prowse 1994) est dérivé du *money gap*, ainsi que l'écart de ce ratio à sa tendance (Kaminsky & Reinhart 1999, Borio & Lowe 2002). Le premier indicateur présente sur le *money gap* l'avantage de ne nécessiter aucune date de référence tout en restant proche d'une définition d'excès, puisqu'une transformation logarithmique suivie d'une différenciation revient à comparer la croissance de la masse monétaire à celle du PIB. Le second indicateur permet de tenir compte d'une éventuelle inflexion de tendance de la vitesse de circulation de la monnaie, mais est sensible aux paramètres de lissage retenus (moyenne mobile ou filtre HP).
- Le ratio ***crédit sur PIB*** (Borio Kennedy Prowse 1994, Kaminsky & Reinhart 1999, Borio & Lowe 2002) est le pendant du ratio monnaie sur PIB, l'agrégat de monnaie étant simplement remplacé par sa principale contrepartie, le crédit au secteur privé².

¹Le niveau théorique de M3 est celui qui aurait été atteint s'il avait suivi depuis 1999 une progression de 4,5 % par an (hausse des prix inférieure à 2 %, croissance potentielle comprise entre 2 et 2,5 %, ralentissement tendanciel de la vitesse de circulation de M3 de l'ordre de 0,5 à 1 % par an). La BCE définit également cet excès en termes réels, en comparant le niveau des encaisses réelles (M3 rapporté à l'indice des prix) à celui qu'il aurait été s'il avait suivi depuis 1999 une progression de 3 % par an (ce chiffre s'obtient par addition de la croissance potentielle et de la baisse de la vitesse de circulation).

² On rencontre aussi dans la littérature des mesures d'excès de liquidité définies à partir de primes de signature (Slok & Kennedy 2004). L'idée sous-jacente est qu'un surplus de liquidité pourrait diminuer l'aversion au risque des investisseurs. L'écart de taux entre emprunts d'Etat et emprunts privés constituerait alors une mesure des conditions de liquidité. Cet argument est plus indirect que les précédents et ne sera pas approfondi ici.

LE LIEN ENTRE LIQUIDITE ET PRIX DES ACTIFS

Selon la théorie quantitative de la monnaie, si la masse monétaire est trop importante par rapport aux besoins de l'économie, elle sera dépensée, ce qui fera augmenter les prix. L'inflation étant aujourd'hui contenue, peut-être la monnaie excédentaire est-elle utilisée à l'achat d'actifs, ce qui ferait augmenter leur prix. Les différentes théories justifiant ce point de vue sont décrites ci-dessous.

La sélection des mieux-disants

Sur les marchés où s'échangent principalement un stock d'actifs préexistant, le lien entre volume de transaction et prix n'est pas évident, car les anticipations jouent un rôle prépondérant et semblent exclure les notions de courbe d'offre et de courbe de demande. La théorie standard de la formation des prix d'actifs suppose que les agents rationnels évaluent la valeur fondamentale pour déterminer les prix. La quantité de titres échangés n'y a pas de place, car c'est le couple rentabilité/risque qui est recherché et non un titre en tant que tel.

Cependant, le modèle de Carey M S, (1990) établit une possibilité de pression de la demande sur le prix, en explicitant les conséquences de l'hétérogénéité aléatoire des prévisions autour de l'anticipation parfaite. Un surplus de demande se traduit par des prix plus élevés quand l'offre de titres est fixe, car lorsque plus de fonds sont disponibles pour l'ensemble des intervenants, les offreurs peuvent se contenter d'échanger avec les mieux-disants. C'est par cet effet de sélection et d'agrégation que se produit la hausse des prix (encadré 1).

Encadré 1 : *Le modèle de Carey M S (1990)*

Chacun des N investisseurs a un capital à investir L et se forge sa propre opinion de façon rationnelle sur le prix maximum P auquel il est prêt à acheter un actif. La proportion d'investisseurs prêts à acheter à un prix P peut s'exprimer à l'aide de la fonction de répartition F des prix de réservation. Elle est égale à $1-F(P)$ -avec une fonction F qui dépend des opinions des individus et donc de leur nombre, mais qui ne dépend pas des fonds disponibles-.

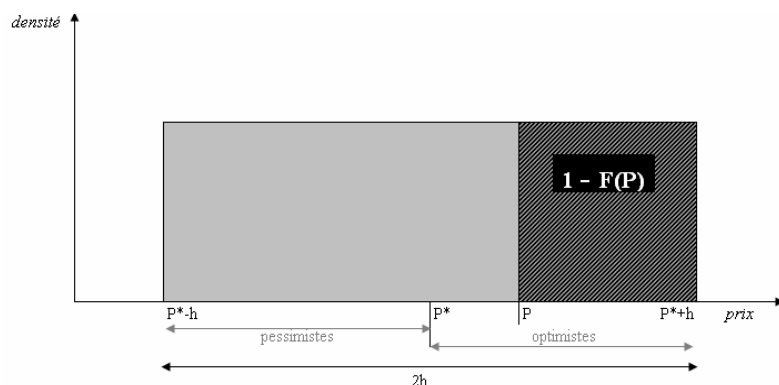
On en déduit la demande d'actif en valeur : $[1-F(P)].N.L$.

L'offre est supposée fixe, d'un niveau Z en volume, et $P.Z$ en valeur.

À l'équilibre, l'offre est égale à la demande en valeur, soit : $P = \{[1-F(P)].N.L\} / Z$

Pour simplifier, on considère une distribution uniforme des prix de réservation, centrée autour de la valeur fondamentale P^* et d'étendue $\pm h$ (h étant une mesure du degré d'hétérogénéité des croyances sur le prix acceptable). Le schéma ci-dessous, où l'étendue de la distribution est de $2h$, indique que la valeur de la densité doit être $\frac{1}{2h}$ pour que l'on puisse bien définir une probabilité sur

l'ensemble du domaine. La valeur de $[1-F(P)]$, représentée par la surface de la zone hachurée foncée, est égale à $\frac{P^* + h - P}{2h}$.



On en déduit le prix d'équilibre :

$$P = [N(P^* + h)L] / [2hZ + NL]$$

La dérivée de ce prix par rapport à L (les fonds disponibles), $\frac{2hZN(P^* + h)}{[2hZ + NL]^2}$, est toujours positive ; le

prix augmente donc avec la disponibilité de fonds des investisseurs présents sur le marché des actifs. Plus précisément, le taux de croissance des prix p (et non le niveau) est lié au taux de croissance des fonds disponibles l par la relation : $p = \frac{2hZ}{2hZ + NL} l$, qui indique que l'élasticité

des prix aux fonds disponible est d'autant plus forte que le niveau initial des fonds disponible est faible.

Ce modèle de pression de la demande présente une certaine cohérence avec la théorie de l'anticipation rationnelle du prix de l'actif (noté $E(P^*)$ dans l'encadré). Certes, dans celle-ci les quantités demandées ne sont pas censées jouer sur les prix, et si le paramètre d'incertitude ($\pm h$) du modèle de Carey est faible, le marché restera peu sensible à la demande. La divergence des points de vue entre ces deux approches vient de l'explicitation de l'écart entre la prévision rationnelle et la prévision exacte.

Une limite de ce modèle est qu'il suppose que les investisseurs se font une idée préalable du prix acceptable et qu'ils sont prêts à acheter toute quantité à ce prix, s'ils en ont la possibilité. En outre, ce modèle fait peser l'excès de liquidité sur un seul marché, celui des actifs, sans expliquer pourquoi les agents privilégieraient un achat d'actifs plutôt qu'un achat de biens et services

Les choix de portefeuille

L'approche par les choix de portefeuille permet également d'expliquer qu'une hausse de la liquidité puisse provoquer une hausse des prix d'actifs. Cette théorie considère la monnaie comme un actif parmi d'autres, dont la proportion désirée fait l'objet d'un choix de portefeuille (Friedman M ; 1988). Si l'offre de monnaie augmente de façon autonome, il se produira une réallocation de portefeuille pour rétablir le portefeuille désiré. Si l'on suppose que la quantité de titres est fixe et que seule la masse monétaire augmente, le prix des autres actifs (action, obligation, immobilier) devra augmenter par rapport à celui de la liquidité. Par cet effet de rééquilibrage de l'ensemble des marchés, l'accroissement de la quantité de monnaie joue sur le prix d'actifs.

Toutefois, ce raisonnement omet d'expliquer pourquoi cette monnaie, dont les agents ont hâte de se débarrasser, est demandée en premier lieu. Lorsque la quantité de monnaie augmente, comment ne pas songer qu'il s'est passé quelque chose du côté de la demande de monnaie, qui a dû aussi augmenter ? En tenant compte de l'accroissement de la demande, pourquoi l'accroissement monétaire devrait se déverser sur d'autres actifs ? Finalement, il n'est pas si évident que les choix de portefeuille aboutissent à la conclusion de Friedman M (1988) pour qui une augmentation de la masse monétaire se traduit par une augmentation des prix d'actifs.

Le crédit comme incitation à prendre des risques

L'excès de liquidité peut s'examiner à travers sa contrepartie d'octroi de crédit à l'économie, avec les problèmes de doutes quant au remboursement de la créance que cela implique. Cette idée, partiellement inspirée par Stiglitz J et Weiss A (1981), a été appliquée au marché d'actifs par Allen F & Gale D (2000).

Dans ce modèle, les agents sont neutres au risque, le taux d'intérêt est donc égal à la rentabilité du capital. Les investisseurs empruntent pour placer sur les marchés d'actifs financiers ou immobiliers et les banques prêtent à un taux sans risque. Si la rentabilité - qui est aléatoire - n'est pas suffisante, les investisseurs pourront se trouver en situation de faillite et ne pas rembourser leur emprunt. Le sachant, ils sont tentés d'investir dans un actif risqué, car les pertes éventuelles n'étant pas totalement assumées par eux-mêmes, l'espérance de gain augmente avec le risque encouru. Les agents misent donc sur la myopie des banques pour leur faire courir des risques non tarifés. Cette théorie se rapproche du comportement de « myopie au désastre » décrit par Guttentag J M & Herring R J (1986) à la suite de Tversky & Kahneman (1982), issue de l'idée que les événements rares sont sous-estimés, car les *managers* finissent par ne plus y prêter attention après de longues périodes calmes.

Les limites du raisonnement se trouvent dans l'étude originelle de Stiglitz J & Weiss A (1981) qui intègre des comportements bancaires plus pertinents. Le comportement trop audacieux des investisseurs ne conduit pas à un développement immodéré du crédit par la demande, mais à des restrictions de crédit ou à la prise de garantie par les banquiers. Le modèle de Allen F & Gale D (2000) suppose donc *a priori* que les créanciers sont laxistes et peu attentifs au risque de crédit, ce qui limite sa portée.

Le facteur commun ou le signal

Un facteur commun peut entraîner une évolution simultanée des agrégats monétaires et des prix d'actifs. Par exemple, de meilleures perspectives économiques sont la cause à la fois d'un accroissement de la liquidité - car la demande de monnaie augmente, en particulier dans un modèle de type « *cash in advance* »- et des prix d'actifs - car les anticipations de profits deviennent meilleures (Baks K & Kramer C ; 1999) -. Plus généralement, le lien entre la baisse des taux d'intérêt et l'augmentation de la valeur fondamentale du prix des actions et/ou de l'immobilier résulte de l'ensemble des canaux de transmission de la politique monétaire.

Un changement de politique monétaire est un signal permettant de modifier les anticipations de croissance économique et donc les perspectives de profit³. Par exemple, une baisse des taux renseigne les agents sur la volonté des autorités de soutenir la croissance, ce qui laisse anticiper des profits et des dividendes plus élevés.

³ Une variante de cette théorie est une modification des croyances en l'avenir à la suite d'une décision de politique monétaire, quand bien même il n'y aurait pas de raison fondamentale le justifiant. Remarquons qu'il n'y a que peu de différence de nature entre signal et croyance, cela dépend de l'état de la connaissance en matière de prévision économique.

Section 2 APPRECIATION EMPIRIQUE DU LIEN ENTRE EXCES DE LIQUIDITE ET PRIX DES ACTIFS

La démarche suivie consiste à examiner sous trois angles le lien entre excès de liquidité et prix des actifs :

- dans un premier temps l'évolution des prix d'actifs est présentée de façon descriptive, en examinant le degré d'homogénéité des évolutions de prix de différents types d'actifs et son éventuel lien avec l'excès de liquidité.
- dans un deuxième temps, un modèle vectoriel d'interaction entre excès de liquidité et prix d'actifs est estimé, pour tenter de repérer les interactions statistiques ;
- dans un troisième et dernier temps, la relation quantitative de la monnaie est étendue à l'ensemble des actifs, ce qui permet de s'affranchir de la définition nécessairement arbitraire d'excès de liquidité. Les données disponibles permettent cette approche pour la France seulement.

ANALYSE DESCRIPTIVE

2.1.1 Une évolution générale des prix ?

La théorie quantitative de la monnaie prévoit une évolution *générale* des prix à long terme, et non de celle des prix relatifs. Ceux-ci sont déterminés par l'économie réelle, même s'il n'est pas exclu que des imperfections d'information ou des coûts de transactions modifient, mais seulement à court terme, un prix relatif.

Vérifier l'existence d'un effet global de la liquidité sur *l'ensemble* des prix consiste à rechercher une évolution globale, afin de distinguer un mouvement général des prix d'une variation des prix relatifs. La décomposition entre dynamique commune et dynamique propre pourrait être effectuée à l'aide d'un filtre de Kalman, mais pour ne pas imposer des hypothèses trop contraignantes sur la dynamique de chaque prix d'actif, nous avons préféré effectuer une analyse en composante principale des écarts de chaque prix d'actif (en logarithme) à leur tendance de long terme⁴. Cette tendance représente la valeur fondamentale, liée au taux d'actualisation, et a été estimée par un filtre HP(1600)⁵.

Trois catégories d'actifs sont retenues : les actions, les obligations et l'immobilier. Une évolution coordonnée des prix d'actifs serait parfaite si la composante principale captait 100% de la variance. Inversement, un poids de la première des trois composantes de 1/3 reflèterait l'absence de composante commune.

⁴ La tendance est propre à chaque actif, du fait de la prime de risque contenue dans le taux d'actualisation. Autrement dit, on s'attend à une tendance d'évolution des prix plus forte pour les produits risqués, afin de compenser la prise de risque de l'investisseur par une plus value en espérance plus élevée qu'avec un produit sans risque.

⁵ Le résultat n'est pas qualitativement modifié par un autre paramètre du filtre HP.

Dans la zone Euro comme au Japon, la composante principale n'explique guère plus qu'un tiers de la variance⁶ (tableau 1). Aux USA, la première composante explique 52% de la variance, grâce à une corrélation de 53 % entre prix des actions et immobilier, mais il y a très peu de corrélation avec les obligations. Au Royaume-Uni, 55% de la variance totale des prix provient de la première composante, avec un rôle similaire des trois prix. Le poids de la première composante est un peu plus important dans les pays anglo-saxons que dans les autres, mais sans être proche pour autant d'une évolution commune (tableau 1)

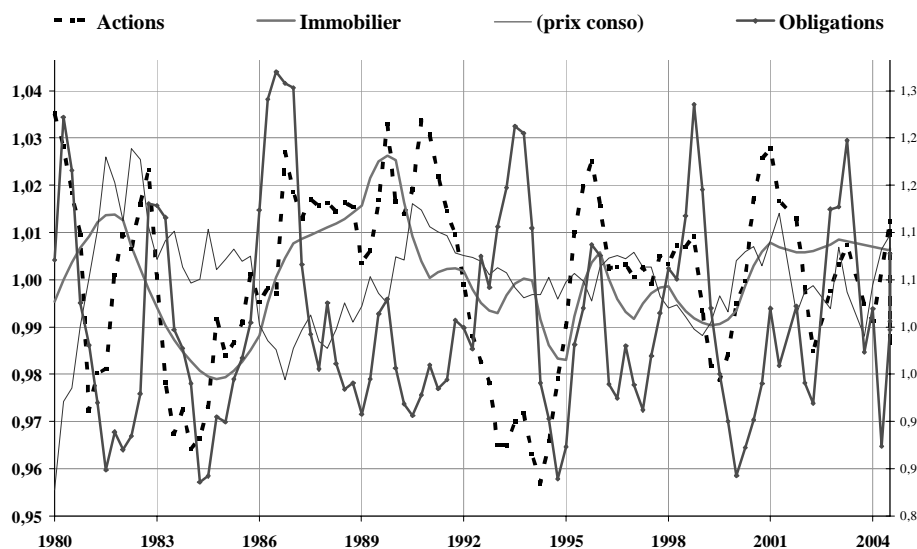
Tableau 1 : Part de chaque composante dans la variance des prix d'actifs (ACP)

Composante	Zone Euro	USA	Royaume-Uni	Japon
1	0.3776	0.5163	0.5538	0.4728
2	0.3346	0.3291	0.2897	0.3023
3	0.2878	0.1546	0.1565	0.2248
total	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

Le graphique 1 ci-dessous retrace pour chaque zone les évolutions de prix, ce qui corrobore les résultats donnés par l'ACP. Il est donc difficile de parler d'évolution commune dominante des prix d'actifs, ce qui ne milite pas pour un mécanisme global d'évolution des prix. Ces résultats jettent un doute sur l'existence d'un effet prépondérant de la quantité de monnaie, puisqu'elle ne se déverse pas sans discernement dans des achats d'actifs.

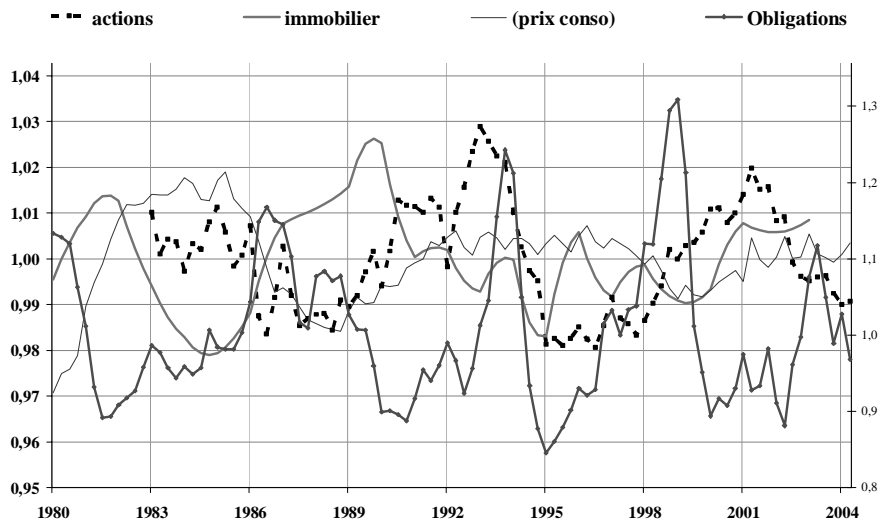
Graphique 1 : Degré de correspondance des évolutions des prix d'actifs (en écart à la tendance) (l'indice des prix à la consommation est ajouté à titre indicatif)

1-a) USA

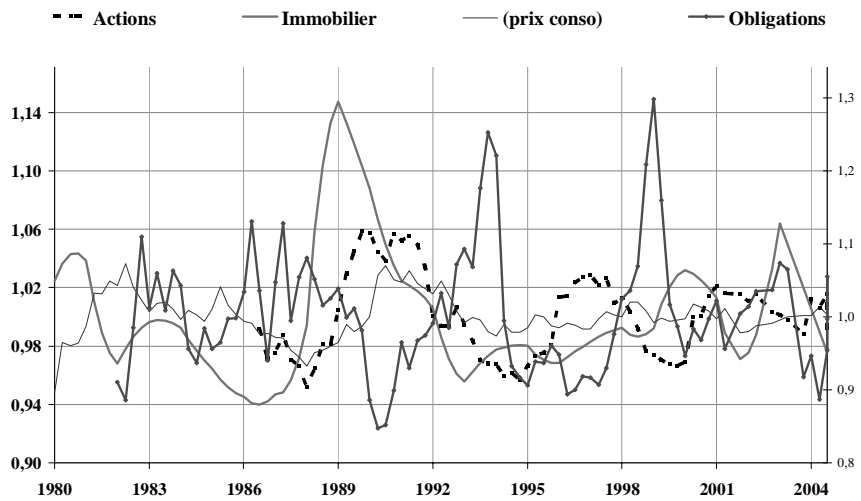


⁶ Les réflexions qui ont présidé au choix des indicateurs et les sources des données sont présentées en annexe 1 et 2.

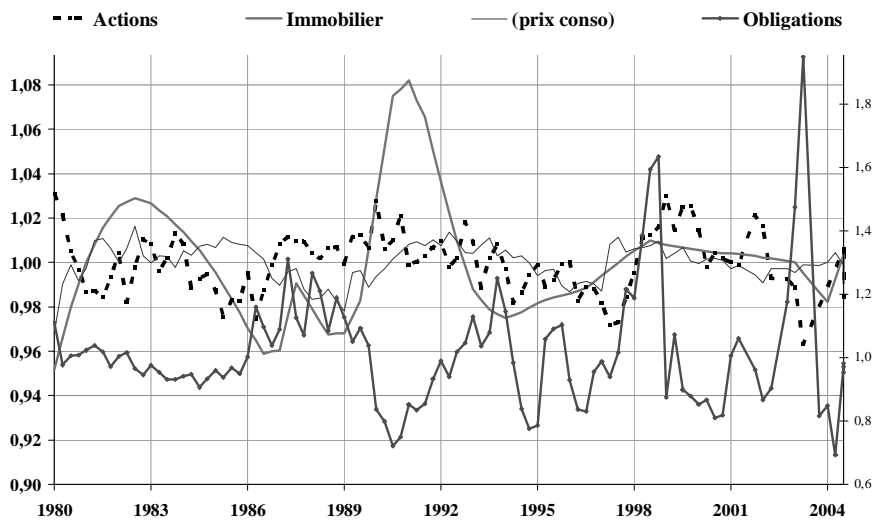
1-b) Zone Euro



1-c) Royaume-Uni



1-d) Japon



2.1.2 Les données

Avant la modélisation, les séries de prix d'actifs et d'excès de liquidité sont examinées. En ce qui concerne l'excès de liquidité, nous avons retenu les trois principaux indicateurs⁷ que l'on trouve dans la littérature (cf section 1) :

- a) le ratio Monnaie / PIB nominal. Le choix de l'agrégat de monnaie répond aux interrogations habituelles de la demande de monnaie, où un agrégat large comme M3 est traditionnellement utilisé. Du point de vue de la théorie quantitative de la monnaie, c'est aussi la pratique habituelle. Pour la zone euro et les Etats-Unis nous avons donc retenu M3, et pour le Japon et le Royaume-Uni, leur substitut le plus proche (M2+Certificats de Dépôts pour le Japon et M4 pour le Royaume-Uni)⁸ ;
- b) le ratio Crédit / PIB nominal, le crédit au secteur privé étant la principale contrepartie de la masse monétaire ;
- c) le taux d'intérêt réel. Il ne s'agit pas d'un volume de liquidité en excès, mais plutôt du prix de la liquidité. Toutefois, prix et quantité sont intimement liés, une baisse du taux d'intérêt allégeant la charge de la dette et permettant d'emprunter davantage. De la même façon que la quantité de liquidité a été rapportée à une norme de PIB pour définir la notion d'excès, le taux d'intérêt réel a été diminué du taux d'intérêt naturel. Ce taux d'intérêt naturel a été défini par la croissance de long terme, considérée constante sur la période d'estimation.

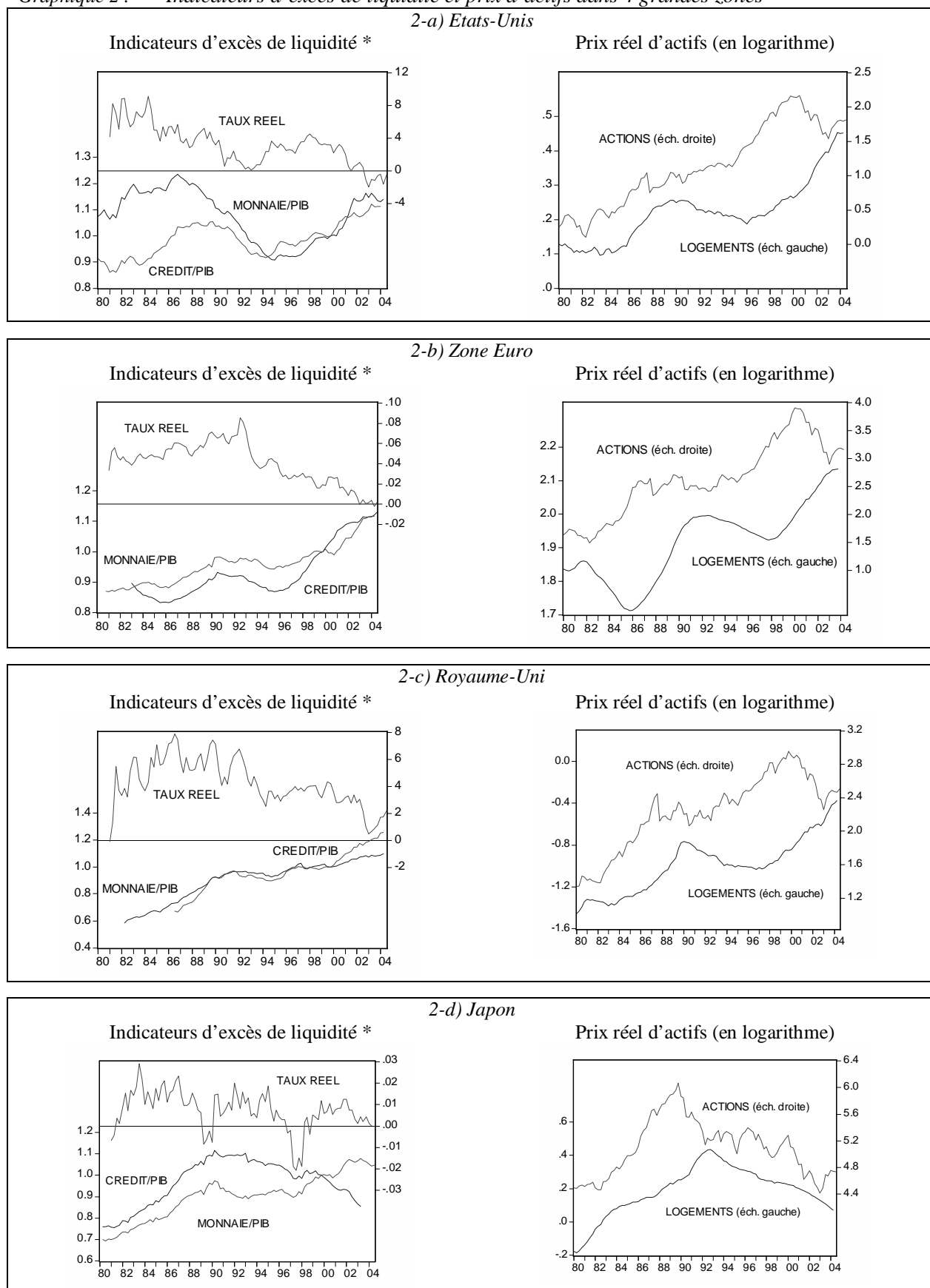
Les prix d'actifs ont été rapportés aux prix à la consommation⁹, afin d'étudier l'impact de l'excès de liquidité non sur les prix nominaux, mais sur les prix relatifs. Cette transformation nous a semblé doublement avantageuse. D'un point de vue théorique, la valorisation des actifs est liée à leurs revenus nominaux, qui dépendent eux-mêmes du niveau des prix des biens produits. Il paraît donc plus pertinent de tester l'impact des excès de liquidité sur la déformation des prix réels plutôt que sur celle des prix nominaux d'actifs. Du point de vue économétrique, cela permet de se ramener à des variables intégrées d'ordre 1 après transformation logarithmique (tests complets en annexe 3).

⁷ Les indicateurs de liquidité utilisés ici sont les mêmes que ceux retenus par Borio, Kennedy et Prowse (1994) ou Goodhart et Hoffman (2004). Ils sont également très proches de ceux retenus par Kaminsky et Reinhart (1999) ou Borio et Lowe (2002), qui ont déflaté la masse monétaire et le crédit par le déflateur du PIB plutôt que par les prix à la consommation et qui ont pris comme variable l'écart à la tendance..

⁸ Une description complète de toutes les données utilisées figure à l'annexe I.

⁹ L'indice des prix à la consommation permet de prendre en compte le prix des biens importés. Le déflateur implicite du PIB est parfois retenu, mais il présenterait l'inconvénient d'occulter les importations et de ne pas tenir compte de l'amélioration de la qualité au cours du temps (en dehors de celle touchant la consommation), donc d'intégrer dans l'inflation une augmentation du volume de la production. Ce biais est particulièrement problématique en ce qui concerne l'investissement.

Graphique 2 : Indicateurs d'excès de liquidité et prix d'actifs dans 4 grandes zones



* Pour la monnaie et le crédit excédentaire, échelle de gauche (base 1 en 2000) ; pour le taux d'intérêt, échelle de droite

L'analyse du graphique 2 montre que :

- dans tous les pays, les évolutions des trois indicateurs de liquidité sont assez marquées, des phases de hausse et de baisse se succédant. Les seules exceptions concernent les indicateurs de liquidité Monnaie/PIB et Crédit/PIB du Royaume-Uni, ainsi que le taux réel au Japon, qui subit des variations rapides mais d'ampleur plus limitée que dans les autres zones ;
- les phases de hausse des prix immobiliers semblent succéder ou être concordantes aux phases de hausse des ratios monnaie/PIB et crédit/PIB (Etats-Unis, zone euro voire Royaume-Uni autour des années 1990 et 2000), mais le lien excès de liquidité / prix des actions est beaucoup moins net, puisque la hausse des excès de liquidité semble surtout succéder à la baisse du prix des actions.

Après cet examen descriptif, un modèle vectoriel autorégressif (VAR ou VECM) est estimé afin de tester le lien entre excès de liquidité et prix d'actif, en tenant compte de l'endogénéité éventuelle des variables.

2.1.3 Filiation théorique du modèle

Pour pallier les biais d'estimation dues à l'endogénéité, notamment celle de la politique monétaire dans le cas où la Banque centrale réagirait au prix des actifs, un modèle vectoriel autorégressif est estimé (un VECM s'il y a une relation de cointégration, un VAR sinon) avec trois variables : le prix réel des actifs, le PIB réel, et l'excès de liquidité. La période d'analyse est limitée par l'existence des données, ce qui impose une grande parcimonie dans le nombre de variables à retenir, afin de disposer d'un nombre de degrés de liberté suffisant pour l'estimation.

Le principe de modélisation repose sur une décomposition du prix des actifs entre une valeur fondamentale et une éventuelle bulle spéculative :

- La valeur fondamentale est égale, pour les actions, à la somme actualisée de tous les dividendes futurs, ou à distance finie de tous les dividendes avec les plus ou moins-values de cession. Dans ce dernier cas, si l'on ne prend pas en compte ces plus ou moins-values, il semble raisonnable de retenir les bénéfices plutôt que les dividendes ; cela revient à considérer que la part des *plus-values* qui ne correspondent qu'à la valeur fondamentale est générée par les bénéfices qui restent dans l'entreprise. Une approximation supplémentaire est de considérer qu'à long terme, la part des profits dans la valeur ajoutée est constante, tandis qu'à court terme, la part des profits augmente en phase de bonne conjoncture. Cela conduit à retenir comme explication de la valeur fondamentale le PIB à long terme et ses variations à court terme. Pour l'immobilier, on retient des hypothèses similaires : les loyers -qui jouent alors le rôle des dividendes- sont aussi supposés être liés au PIB nominal.
- La partie « bulle spéculative » n'est pas liée aux bénéfices actualisés, mais résulte de l'exubérance des marchés. Il n'est pas dans notre propos de chercher à cerner les explications de ces comportements, mais simplement de tester si l'excès de liquidité y tient une place. L'observation des graphiques montrant une forte persistance des évolutions des indicateurs d'excès de liquidité, l'inclusion de ces derniers dans la relation de long terme d'un modèle à correction d'erreurs nous a semblé justifiée.

2.1.4 Spécification du modèle

La modélisation retenue est dans la lignée des travaux de Borio C, Kennedy N & Prowse S.D. (1994) et Goodhart C & Hofmann B (2004)¹⁰. Un modèle à trois variables endogènes composant un vecteur x est spécifié de la manière suivante :

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^4 A_i \Delta x_{t-i} + \alpha \cdot [\beta \cdot x_{t-1} + a \cdot trend + b] + c + \varepsilon_t$$

avec $x = \begin{bmatrix} \log (AP/P) \\ \log (PIB/P) \\ \text{Excès de Liquidité} \end{bmatrix}$

où : AP désigne les prix d'actifs : alternativement les actions ou l'immobilier,

P est l'indice de prix à la consommation,

PIB est exprimé en valeur,

Excès de Liquidité est un indicateur construit selon trois variantes alternatives :

(i) la monnaie réelle au sens de M3 (c'est-à-dire déflatée par l'indice de prix à la consommation), rapportée au PIB en volume,

(ii) le crédit bancaire réel (déflaté par l'indice de prix à la consommation) rapporté au PIB en volume,

(iii) le taux d'intérêt réel à court terme (taux à 3 mois moins le glissement annuel des prix à la consommation) défini à une constante près¹¹.

trend est la tendance temporelle.

$[\beta \cdot x_{t-1} + a \cdot trend + b]$ est la relation de cointégration -lorsque celle-ci existe- (qui inclut donc éventuellement une tendance).

Les prix réels d'actifs, les indicateurs d'excès de liquidité et le PIB sont des séries intégrées d'ordre 1, d'après les tests de Dickey-Fuller augmenté, Philipps-Perron et Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (annexe 3), quoique certains cas sont difficiles à trancher entre la non stationnarité et la stationnarité autour d'une droite (par exemple pour le prix des logements de la zone Euro).

La cointégration des variables est testée selon la méthode de Johansen. Une tendance est incluse dans la relation afin d'éviter la détection d'une pseudo cointégration provenant de la présence d'une tendance déterministe dans les séries.

Le nombre de retards est testé selon la méthode de Sims, consistant à estimer au préalable un VAR en niveau avec un nombre important de retards, puis à tester la significativité des derniers retards par la statistique du χ^2 sur le rapport des vraisemblances¹². Dans notre cas, le nombre initial de retard est fixé à 4 (un an)¹³, afin de ne pas multiplier le nombre de paramètres à estimer.

¹⁰ Contrairement à Goodhart C & Hofmann B (2004), nous n'ajoutons pas d'indicatrices au modèle pour blanchir les résidus de nos estimations, de crainte d'un effet de sélection non aléatoire de l'échantillon susceptible de biaiser les résultats, au prix bien entendu d'une imprécision dans la spécification des tests statistiques. Une deuxième limite engendrée par l'inclusion d'indicatrices temporelles serait de ruiner les possibilités de prévision d'un tel modèle. Enfin, nos séries diffèrent parfois de celles de Goodhart et Hofmann, ceux-ci utilisant les séries du FMI ou de l'OCDE, alors que nous utilisons celles de la BRI à l'exception des séries de crédit (FMI). Une description complète de toutes les données utilisées figure à l'annexe I

¹¹ Cette constante est le taux naturel supposé constant au cours de la période.

¹² L'application des critères d'exclusion type Akaike ou Schwartz donne parfois des résultats légèrement différents.

¹³ Au delà, l'estimation des matrices du VAR en niveau présente des problèmes de stabilité. C'est peut-être ce qui explique la sensibilité des résultats du test de cointégration au nombre de retards choisis.

Selon le pays, l'actif et l'indicateur d'excès de liquidité considéré, les résultats des tests de cointégration sont donnés dans le tableau 2 ci-dessous (les tests complets sont en annexe 3 ; en cas d'ambiguïté, il a été considéré qu'il n'y avait pas de cointégration) :

Tableau 2 : Nombre de relations de cointégration entre prix, excès de liquidité et PIB, selon la définition de l'excès de liquidité et la zone géographique (tests complets en annexe 3)

Liquidité :	prix du logement			prix des actions		
	Monnaie/PIB	Crédit/PIB	Taux réel	Monnaie/PIB	Crédit/PIB	Taux réel
États-Unis	aucune	aucune	1	aucune	aucune	aucune
Zone Euro	ambigu*	ambigu*	ambigu*	aucune	aucune	aucune
Royaume-Uni	1	ambigu ⁺	aucune	aucune	1	aucune
Japon	1	1	aucune	1	1	ambigu

Lecture : chaque colonne désigne une variante du modèle, selon que l'on s'intéresse au prix du logement ou des actions, et selon l'indicateur d'excès de liquidité retenu.

* en zone euro, la construction d'un VECM donne des coefficients de court terme trop proches de l'unité pour que la relation de cointégration puisse être validée ;

+ au Royaume-Uni, la construction d'un VECM donne des coefficients de rappel qui ne corrigent pas les erreurs mais les amplifient.

Dans les cas où il n'y a pas de relation de cointégration, des tests d'exclusion ont été réalisés. Ces tests se ramènent à des tests de causalité à la Granger trivariés, Pour pouvoir exclure la variable « excès de liquidité » du VAR, il faut que celle-ci ne cause ni les prix d'actifs, ni le PIB. A l'issue de ces tests, il apparaît que la variable « excès de liquidité » ne contribue pas toujours à expliquer les prix d'actifs, ce qui invalide l'estimation d'un VAR à trois variables :

Tableau 3 : Tests d'exclusion de la variable « Excès de liquidité » (résultats complets en annexe)

Liquidité :	prix du logement			prix des actions		
	Monnaie/PIB	Crédit/PIB	Taux réel	Monnaie/PIB	Crédit/PIB	Taux réel
États-Unis	Inclusion	Exclusion	Coint.	Exclusion	Exclusion	Inclusion
Zone Euro	Inclusion	Inclusion	Inclusion	Exclusion	Exclusion	Exclusion
Royaume-Uni	Coint.	Inclusion	Exclusion	Exclusion	Coint.	Exclusion
Japon	Coint.	Coint.	Inclusion	Coint.	Coint.	Exclusion

Il faut noter qu'aux Etats-Unis comme dans la zone euro, l'excès de monnaie ne cause pas le prix des actifs. En revanche, l'excès de monnaie est causé par le prix des actions (p-value de 2 % dans le cas des Etats-Unis et de 1 % dans celui de la zone euro), ce qui est compatible avec la théorie des arbitrages de portefeuille, qui considère que la vive progression de M3 en zone euro depuis 2001 s'explique par le transfert de patrimoine en actions des agents non financiers vers les actifs monétaires.

2.1.5 Résultats des estimations VAR/VECM

Après estimation des modèles pour lesquels la variable « excès de liquidité » ne pouvait pas être exclue, nous n'avons retenu que les modèles présentant les caractéristiques suivantes :

- un pouvoir explicatif minimal, la variance des prix d'actifs devant être expliquée à hauteur d'au moins 10 % ;

- une cohérence théorique, la réponse de long terme des prix d'actifs à un choc structurel sur le PIB devant être positive¹⁴ ;
- une stabilité temporelle minimale, appréhendée par les réponses à long terme¹² des prix d'actifs pour un choc structurel de 1 % sur le PIB d'une part, pour un choc structurel de 1 % sur l'indicateur d'excès de liquidité d'autre part. On effectue donc des estimations récursives en faisant varier la date de début ou de fin d'estimation, et on calcule pour chaque estimation les réponses à long terme.

Les réponses impulsionnelles utilisent la décomposition de Cholesky, dans laquelle l'ordre des variables est susceptible de conditionner les résultats. Dans tous les cas, on considère que le PIB ne peut pas réagir instantanément à un choc de liquidité ou à une variation des prix d'actifs, ce qui fournit deux restrictions identifiantes sur les trois nécessaires. Les tests de causalité qui ont été effectués précédemment ne suffisent pas à déterminer les restrictions identifiantes, si bien que les chocs sont identifiés selon deux variantes.

Dans une première variante, il est supposé que les prix d'actifs ne peuvent réagir *instantanément* à un choc de liquidité. Cette hypothèse est certes contestable (par exemple Goodhart C & Hofmann 2004 retiennent l'hypothèse inverse), mais elle présente l'avantage de considérer que la liquidité réagit instantanément au prix des transactions, ce qui est un *a priori* raisonnable car l'achat d'un bien immobilier entraîne souvent immédiatement une demande de crédit ou que la liquidation d'un portefeuille d'actifs entraîne un accroissement de liquidité immédiat (si la vente n'est pas effectuée par une banque ou un non-résident). Comme le but de l'étude est précisément d'étudier le lien entre liquidité et prix d'actif, une deuxième variante est effectuée en prenant l'hypothèse symétrique : la liquidité est alors contrainte à ne pas réagir instantanément au prix des actifs¹⁵ ;

Les estimations récursives effectuées selon la première variante figurent à l'annexe 6. Les estimations récursives effectuées selon la seconde variante n'y figurent pas par souci de parcimonie, les réponses étant les mêmes à l'exception des trois cas mentionnés ci-dessous.

¹⁴ À ce sujet, il faut rappeler que dans le cas du modèle à correction d'erreur, le signe des coefficients de long terme ne donne pas forcément le sens de la réponse d'une variable à un choc sur une autre variable, du fait de l'endogénéité des variables tierces. En effet, dans un VECM, les coefficients de la relation de co-intégration ne donnent les élasticités à long terme d'une variable expliquée que s'il n'y a pas plus de deux endogènes dans le système (ce qui n'est pas le cas dans cette étude). Pour fixer les idées, prenons le cas d'un VECM à trois endogènes où l'on écrit la relation de long terme : $X_t = \beta Y_t + \delta Z_t$. Le coefficient β ne définit l'élasticité de X à Y que si Z ne dépend pas de X et de Y, ce qui n'est pas le cas général.

¹⁵ D'autres auteurs comme Iacovello M & Minetti R (2003) utilisent une restriction selon laquelle la liquidité ne produit pas d'effet à long terme sur le prix de l'immobilier. Il nous paraît peu prudent d'imposer cette hypothèse compte tenu du fait que la question posée est trop proche de ce type de restriction postulé.

Tableau 4 : Pertinence et stabilité des réponses du modèle, selon l'indicateur de liquidité (synthèse des graphiques de l'annexe 6)

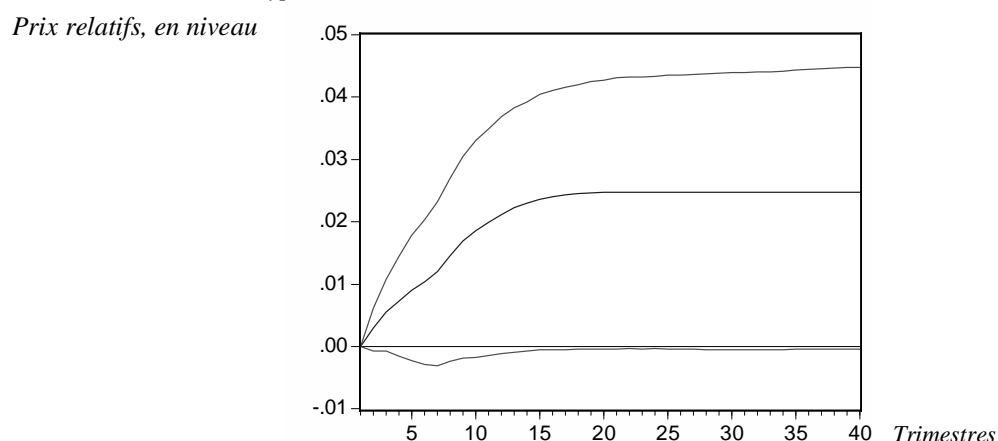
	prix du logement			prix des actions		
	Monnaie / PIB	Crédit / PIB	Taux réel	Monnaie / PIB	Crédit / PIB	Taux réel
États-Unis	instabilité	-	Validation	-	-	instabilité
Zone Euro	Ambiguïté*	Ambiguïté*	Validation	-	-	-
Royaume-Uni	Validation	Validation	-	-	instabilité	-
Japon	instabilité	instabilité	Ambiguïté*	Instabilité	instabilité	-

* dépend de la décomposition de Cholesky

Sur 14 modèles estimés, seuls quatre modèles sont exploitables tandis que trois autres donnent des réponses impulsionnelles conditionnées par l'ordre des variables. Il en ressort que, le seul pays où un effet de l'excès de liquidité *stricto sensu* sur les prix d'actifs peut être mis en évidence – excès de monnaie ou excès de crédit - est le Royaume-Uni.

Cependant, même si l'excès de liquidité sur le prix de l'immobilier est significatif, il reste limité. Le graphique ci-dessous montre la réponse, en niveau, du prix de l'immobilier à un choc sur l'excès de crédit.¹⁶ Alors que le prix de l'immobilier réagit fortement à l'évolution du PIB - un choc structurel de 1% du PIB entraîne au bout de trois ans une hausse des prix de 5% -, l'excès de crédit joue un rôle plus modeste, un choc structurel de 1% entraînant une hausse des prix de 0,8% environ.

Graphique 3 : Royaume-Uni : réponse du prix de l'immobilier à un choc sur le crédit excédentaire (choc structurel d'un écart-type)



Dans zone euro et aux Etats-Unis, l'impact du taux d'intérêt réel sur les prix immobiliers est clairement mis en évidence, mais il est ambigu pour les excès de monnaie ou de crédit, les réponses impulsionnelles des prix d'actifs à un choc structurel sur l'excès de liquidité (monnaie ou crédit) dépendant assez sensiblement de l'ordre des variables. Si on ordonne le prix des actifs avant l'excès de

¹⁶ La modélisation est de type VAR, c'est-à-dire qu'aucune relation de cointégration n'est présente ; seule la variation du prix est expliquée et non le niveau. La réponse a été intégrée pour être présentée en niveau. L'intervalle de confiance est obtenue par bootstrap, les réponses extrêmes étant elles aussi intégrées.

liquidité, l'effet d'un excès de liquidité sur le prix des actifs est nul. En revanche, si on ordonne l'excès de liquidité avant le prix des actifs, l'effet n'est plus négligeable¹⁷.

Les résultats issus d'un modèle d'interactions entre liquidité, prix et activité économique, ne plaident donc pas pour un effet notable de l'excès de liquidité sur les prix d'actifs.

UNE RELATION QUANTITATIVE DE LA MONNAIE ETENDUE AUX ACTIFS

La monnaie sert à toutes les transactions et pas seulement à celles sur biens et services. Cette idée est ancienne (Fisher I, 1911 et Friedman, 1969), mais elle n'a guère été mise en œuvre, principalement du fait de la difficulté d'obtention des données, notamment en ce qui concerne les transactions immobilières¹⁸.

Une critique fréquemment adressée à la relation quantitative de la monnaie est que la vitesse de circulation n'est pas assez stable pour utiliser la relation (cf Section 1). Lorsque l'on avance que la monnaie est source d'inflation sur les prix d'actifs, la même question émerge. Théoriquement, le fait de mettre en jeu l'ensemble des transactions, et non seulement celles sur biens et services, devrait améliorer la stabilité de la vitesse de circulation de la monnaie, qui souffre moins de l'omission d'un pan de l'économie. Ainsi, si la monnaie joue sur le prix des actifs via la relation quantitative, on s'attend à une plus grande stabilité de la vitesse lorsque les transactions sur actifs sont prises en compte.

La France est un des rares pays où les données de transactions immobilières sont répertoriées de façon exhaustive¹⁹ grâce aux centralisations de l'administration fiscale (voir annexe 1 sur les sources de données). Quant aux transactions financières, elles incluent malheureusement le plus souvent les transactions entre institutions monétaires, qui n'utilisent pas de monnaie au sens de M3 ou M1, mais de la liquidité bancaire. Il faudrait donc pouvoir retraiter les séries pour enlever les transactions réalisées par les IFM (il s'avère qu'elles sont prépondérantes), mais ceci n'est faisable que depuis très peu de temps (2001 et l'Enquête titres de la Banque de France). Enfin, le choix d'un agrégat monétaire pour la France pose un problème depuis 1999, puisqu'à partir de cette date il n'existe plus d'agrégats nationaux, mais seulement des contreparties à la croissance des agrégats de la zone euro, qui ne comprennent plus la masse fiduciaire (voir annexe 1). Nous revenons ci-dessous sur ces problèmes de définition.

L'idée est donc de considérer que la monnaie peut aussi servir à des transactions sur actifs, dont les évolutions peuvent être sensiblement différentes de celles des transactions sur biens et services. Cela mène à étudier la relation :

$$m + v = \log(\text{transactions en valeur}) = \log(P \cdot T_{b\&s} + P_{\text{actifs}} T_{\text{actifs}})$$

où

¹⁷ Dans des travaux ultérieurs, la question pourrait être tranchée en n'utilisant que deux restrictions identifiantes de court terme, la dernière restriction étant une restriction imposant, à long terme, une neutralité du PIB à un choc structurel sur l'excès de liquidité.

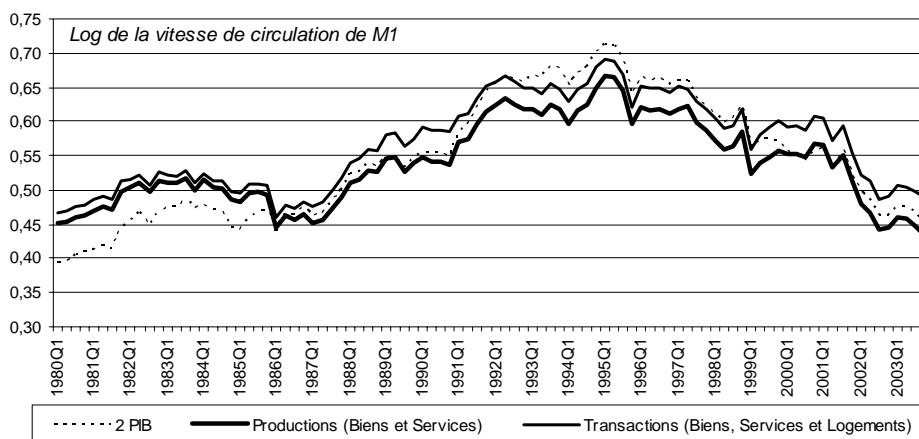
¹⁸ Snyder C (1923) construit un indice de transactions en 28 catégories, dont 4 dans le domaine financier (actions sur le NYSE, émission de capital, contrats à termes sur les céréales ou le coton, le tout représentant 4% des échanges) mais ne généralise pas ces indices, ni géographiquement ni en ce qui concerne l'immobilier de seconde main ; cet agrégat est utilisé pour calculer un hypothétique indice général des prix à partir de la relation quantitative, qui n'est pas testée par Snyder C (1924). Alchian A A & Klein B (1973) considèrent aussi qu'il faut prendre en compte des échanges financiers, mais ne font qu'ajouter une variable de rentabilité ou de plus-values sur actions, au lieu d'utiliser des transactions, ce qui est assez loin du but recherché.

¹⁹ Par exemple, aux États-Unis, seules sont disponibles les transactions sur constructions nouvelles, ce qui n'est qu'un reflet lointain de la réalité de l'ensemble des échanges.

- m désigne le logarithme de la masse monétaire, dont on prend trois mesures alternatives : M1, M2, M3 (source : Banque de France) ; depuis 1999, il s'agit de la contrepartie française de l'agrégat européen, auquel on a rajouté la quote-part française de billets, puisqu'il n'existe plus de circulation fiduciaire nationale. Il est montré à l'annexe 1 que l'erreur réalisée en assimilant masse fiduciaire en circulation sur le territoire français et quote-part française de la masse fiduciaire de la zone euro est négligeable ;
- $P.T_{b\&s}$ désigne les transactions en valeur sur biens et services, qui sont approximées par la production nationale, notion proche du chiffre d'affaires (source INSEE)²⁰. Elles sont environ deux fois plus élevées que le Pib en valeur ;
- $P_{actifs}.T_{actifs}$ désigne la valeur des transactions sur actifs immobiliers²¹ et aussi sur titres lorsqu'elles sont disponibles (voir annexe 1 sur la source des données). Dans un premier temps, seuls les actifs immobiliers ont été ajoutés à l'équation quantitative de la monnaie et dans un deuxième temps – depuis 2001 seulement – ont été rajoutés les transactions sur titres (actions, obligations et OPCVM non monétaires) réalisées par les ménages, les sociétés et les assurances.

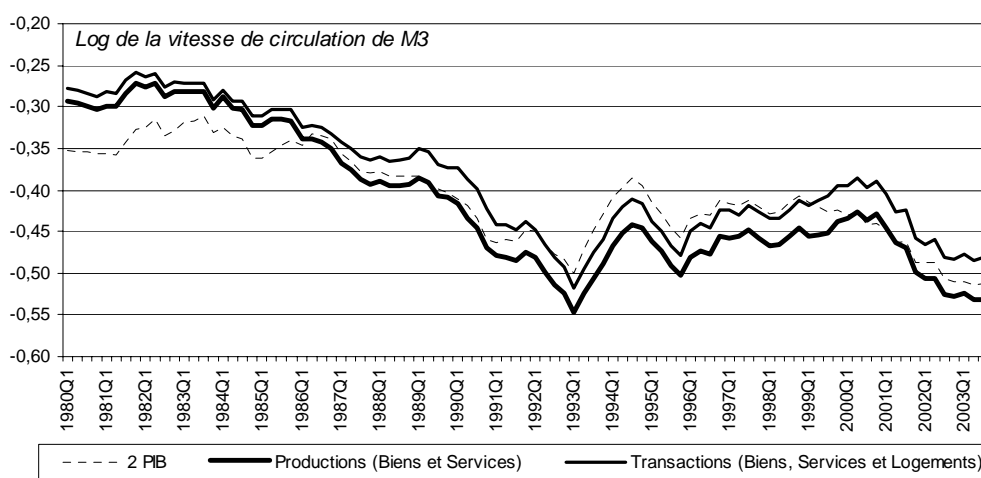
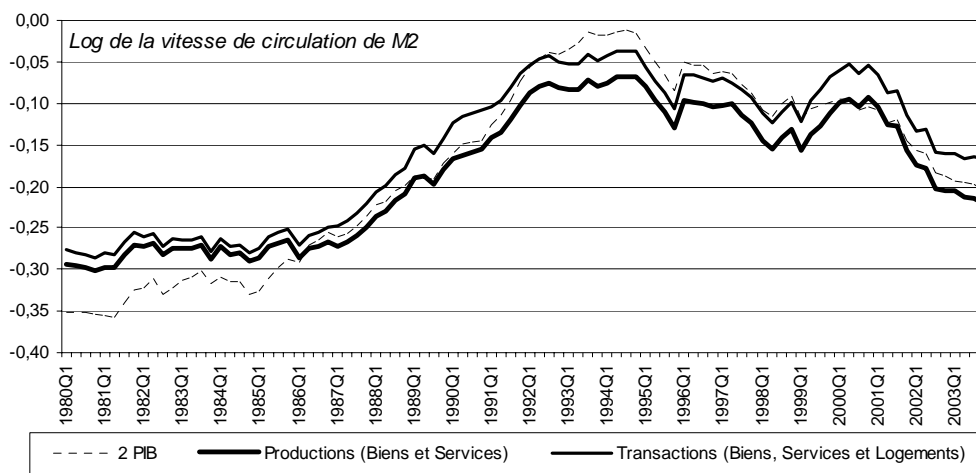
L'éventuel apport des transactions sur actifs sur la stabilisation de la vitesse de circulation de la monnaie v peut s'apprécier par le graphique 4, pour différentes notions de transactions et de masses monétaires : rien de probant n'apparaît nettement.

Graphique 4 : vitesse de circulation de la monnaie en France (en log), selon trois ensembles de transactions



²⁰ On peut noter deux types d'omission de cette mesure des transactions qui résultent d'un manque de données fiables. La première concerne la distinction entre chiffre d'affaires et production, c'est-à-dire les variations de stock. La deuxième concerne les transactions sur biens d'occasions.

²¹ La FBCF logement des ménages a été retranchée de l'ensemble des transactions immobilières pour éviter un double compte avec le PIB.



Pour apprécier l'apport des transactions immobilières à la stabilité de la progression de la vitesse de circulation (tableau 4), nous comparons les écart-types des progressions trimestrielles.

Le tableau 5 confirme l'impression donnée par les graphiques : l'écart-type n'est jamais réduit par l'ajout de la série des transactions immobilières. On ne peut donc pas conclure à une stabilisation de la vitesse de circulation par la prise en compte des actifs.

Tableau 5 : *écart-types des variations de la vitesse de circulation de la monnaie en France (en log)*

Agrégat monétaire	Transactions	Écart-type	Probabilité de normalité ²²
M1	Biens et Services	0,017	2.10^{-4}
	Biens et S. + immobilier	0,017	5.10^{-5}
M2	Biens et services	0,012	0,49
	Biens et S. + immobilier	0,012	0,74
M3	Biens et services	0,011	0,73
	Biens et S. + immobilier	0,011	0,32

On pourrait penser que l'une des causes de l'instabilité de la vitesse de circulation de la monnaie est l'absence des autres transactions sur actifs, c'est-à-dire des actions, des obligations et des OPCVM non monétaires.

Les transactions monétaires sur titres effectuées par les ménages, les entreprises et assurances ne sont disponibles que sur une période très courte, depuis 2001 (voir annexe 1 sur les données). Lorsque nous ajoutons cette série à la série des autres transactions, la vitesse n'est pas plus stable que précédemment, comme l'indique le tableau 5.

Tableau 6 : *Écart type des variations de la vitesse de circulation en France (en log)*

Agrégat monétaire	Transactions sur biens et services	+ sur biens immobiliers	+ sur titres
M1	0,018	0,020	0,046
M2	0,010	0,012	0,050
M3	0,011	0,013	0,050

Quelque soit l'angle d'analyse, l'ajout des transactions sur immobilier ou sur titres ne permet pas de stabiliser la vitesse de circulation de la monnaie ; ce résultat ne valide donc pas l'hypothèse d'une transmission de la politique monétaire sur les prix d'actifs *via* la relation quantitative de la monnaie, qui a été ici généralisée.

²² Nous étudions la statistique de Jarque-Bera, qui compare le kurtosis à celui d'une distribution normale.

CONCLUSION

Le rôle éventuel de l'excès de liquidité sur le prix des actifs peut transiter par plusieurs canaux : la relation quantitative de la monnaie généralisée aux transactions sur actifs, l'idée d'un « crédit facile » qui encouragerait les achats et pèserait sur les prix, le rôle direct du taux d'intérêt dans la valorisation fondamentale des actifs ou encore les anticipations engendrées par la politique monétaire. Cette étude examine dans quelle mesure ces théories sont pertinentes, et le cas échéant quel poids joue la politique monétaire dans l'évolution du prix des actions ou de l'immobilier dans la zone Euro, les USA, le Royaume-Uni et le Japon depuis la décennie 1980.

La première approche consiste à tirer parti du fait que la liquidité est par définition même un instrument global de pouvoir d'achat. Cependant, il est constaté qu'elle ne pèse pas de façon généralisée sur les prix d'actifs, dans la mesure où le mouvement propre à chaque prix d'actif est plus important que le mouvement général de l'ensemble des actifs.

Une analyse économétrique plus poussée du lien entre prix et excès de liquidité doit prendre en compte l'éventualité d'une rétroaction des prix d'actifs sur la liquidité, si bien que des modèles VAR ou VECM ont été estimés sur les quatre zones géographiques. Cette modélisation n'a pas permis de mettre en évidence un effet de l'excès de liquidité sur le prix relatif des actions. Le constat est plus nuancé pour le prix relatif des logements, puisque un effet a pu être décelé au Royaume-Uni. En outre, il faut rappeler les limites de cette modélisation. Non seulement le nombre de variables utilisées est réduit, mais la modélisation a été menée dans un cadre linéaire, excluant notamment la prise en compte d'effets de seuils.

Enfin, les données disponibles pour la France permettent d'approfondir la notion de relation quantitative étendue aux actifs et d'en mesurer la pertinence. Il s'avère que l'ajout des transactions sur l'immobilier ou sur les actions ne permet pas de stabiliser la mesure de la vitesse de circulation de la monnaie, ce qui ne valide pas l'hypothèse d'une transmission de la politique monétaire sur les actifs *via* la traditionnelle idée quantitative de la monnaie, qui a été ici généralisée.

Au total, si les prix d'actifs déterminent partiellement l'évolution des excès de liquidité, en sens inverse, l'hypothèse d'un effet de l'excès de liquidité sur le prix des actifs est peu confortée par les données.

Cette conclusion suscite plusieurs interrogations. Les données sont-elles adaptées ? La notion d'excès de liquidité est-elle pertinente ? L'intuition d'un lien entre liquidité et prix est-elle fondée ?

- Les mesures d'excès de liquidité traditionnellement utilisées - et reprises dans une large mesure dans la présente étude - sont peut-être trop sommaires pour refléter le phénomène. Mais la première approche de l'étude a montré que ce sont plus les prix *relatifs* des actifs qui connaissent d'amples mouvements que le prix *global*, contrairement à ce qui est attendu d'un effet de la liquidité. Ce constat ne saurait être perturbé par l'usage d'une « bonne » (ou d'une meilleure) mesure, si bien que cette première interprétation de nos résultats n'est probablement pas celle à privilégier.

- L'excès de liquidité a été défini comme une liquidité incompatible avec la stabilité des prix. L'étude met donc à jour un paradoxe, puisque l'inflation reste maîtrisée et les prix d'actifs ne sont que très peu influencés par cet « excès ». Peut-on alors continuer à parler d'excès de liquidité ? L'origine de sa mesure réside dans la théorie quantitative, à laquelle on adjoint une norme de progression non inflationniste de la monnaie. Si elle n'est pas pertinente, l'évolution considérée à tort comme excessive ne serait qu'une *demande* de monnaie supplémentaire (à la suite par exemple d'un choix de portefeuille qui se détournerait des actions et obligations, dont le rendement ou le risque ne seraient pas perçus comme favorables). Il n'y aurait alors pas d'*offre* excédentaire de monnaie dont les agents économique se débarrasseraient en faisant pression sur les prix. La monnaie serait redevenue -pour un

temps- un instrument de placement, en plus d'un instrument d'échange, rendant inopérante la relation quantitative, du point de vue de son utilisation normative appliquée à des prévisions d'évolution de prix.

- La dernière interprétation, qui n'exclut pas la précédente, est que les prix d'actifs ne sont pas influencés par la liquidité. La théorie traditionnelle de formation des prix par la valeur fondamentale, tout comme celles des bulles spéculatives et des développements de la finance comportementale ne font pas référence à la monnaie. De ce point de vue, seules les anticipations ou croyances sont pertinentes ; s'il se trouve des bulles spéculatives dans le prix des actions ou de l'immobilier, celles-ci n'auraient pas eu besoin de la politique monétaire pour se former.

ANNEXES

Excès de liquidité monétaire et prix des actifs

ANNEXE 1 : LES DONNEES

I. Les Prix d'actifs

Les prix des actions sont, pour les Etats-Unis, l'indice *S&P500*, pour le Japon l'indice *Nikkei* et pour le Royaume-Uni l'indice *Footsee*. Pour la zone euro, un indice a été reconstitué en rétopolant l'indice *Eurostoxx 50* avant 1991 par une série construite en pondérant les différents indices nationaux. Les séries nationales proviennent des instituts nationaux de statistique et/ou des banques centrales d'Allemagne (*CDAX-Kursindex*), d'Autriche (*Wiener Boerse Index*), de Belgique (indice des bourses de Bruxelles et d'Anvers, source *BNB*), d'Espagne (indice national publié par la Banque d'Espagne à partir de 1985 seulement, auparavant nous utilisons les données du FMI), de France (indice INSEE établi de 1973 à 1993 à partir de 120 valeurs cotées), d'Italie (indice national publié jusqu'en 1993 par la *Banca d'Italia*), des Pays-Bas (l'indice publié par la banque centrale ne datant que de 1995, nous utilisons l'indice FMI). Les séries de ces sept pays sont pondérées par les capitalisations nationales, fournies par la FIBV (Fédération Internationale des Bourses de Valeurs)²³. Quatre pays ne sont pas représentés dans la rétopolation de l'indice Eurostoxx (Irlande, Luxembourg, Grèce et Portugal), faute de données disponibles sur les valorisations et/ou sur les capitalisations boursières à partir de 1980. La série brute figure dans les tableaux ci-dessous. Elle a ensuite été désaisonnalisée par SEATS.

Les prix des logements sont, pour les Etats-Unis, l'indice *OFHEO* (ventes répétées avec hypothèque), que nous avons préféré à l'indice *Bureau of Census* (prix hédonique, mais sur les seuls logements neufs). L'idéal serait un indice de prix des ventes (du type *OFHEO*) avec prise en compte de l'effet qualité, comme l'indice *Bureau of Census*. Le premier indice est biaisé vers le haut, car il répercute dans les prix l'augmentation de la qualité, le deuxième est biaisé vers le bas car il répercute en volume les changements de qualité sur les nouvelles constructions, qui sont plus faibles que sur l'ensemble du stock de logement existant. Pour le Royaume-Uni, nous avons retenu l'indice de l'Institut National de Statistiques (*Office For National Statistics*) qui remonte à 1968 et couvre l'ensemble des transactions nécessitant un emprunt hypothécaire. Pour le Japon, nous utilisons l'indice fourni par la banque centrale, construit à partir du prix des terrains – au Japon, le prix des maisons n'inclut pas le terrain sur lequel elles sont construites - dans les six plus grandes villes du pays. Pour la zone euro, une série de

²³ Trois types de pondération ont été envisagés :

(i) Des poids qui maximisent la variance de l'agrégat. Sløk T & Kennedy M (2004) utilisent la statistique descriptive pour décider automatiquement des poids d'agrégation, en retenant les axes d'une analyse en composantes principales (obtenus en maximisant la variance de l'agrégat). Cette technique originale soulève plusieurs problèmes. La stabilité de cette notion n'est pas assurée si l'on change de période, donc son caractère reproductible n'est pas clair. De plus, les bases mêmes de cette construction ne sont pas justifiées par des considérations économiques, car on ne sait pas dans quelle mesure ces poids qui maximisent la variance de l'échantillon affectent les explications du phénomène.

(ii) Le poids de chaque actif dans les transactions. Cette pondération se rapproche de celle utilisée pour l'indice des prix à la consommation, qui reflète la dépense des agents et non leur patrimoine. Cette pondération est conforme à la théorie quantitative, qui relie la monnaie aux transactions effectuées et non aux stocks de biens ou d'actifs disponibles. Cette approche se heurte certes à des indisponibilités de données, et seules des approximations sont utilisables. Goodhart C (2001) propose comme approximation des transactions d'utiliser l'investissement au sens de la comptabilité nationale, pour ce qui concerne les transactions sur actifs immobiliers. Cela conduit toutefois à occulter la revente d'un logement déjà existant, ce qui n'est pas souhaitable.

(iii) La part dans la richesse (nette) de chaque actif. L'avantage de cette approche est qu'elle est cohérente avec les modalités de construction des indices élémentaires eux-mêmes : l'indice des actions pondère chaque titre par sa capitalisation (en stock ou en flottant), les indices de prix de l'immobilier pour la France pondèrent par le stock de logement existant. Cette agrégation retenue par Borio C & Lowe P (2002) est devenue assez courante et bénéficie d'un appareil statistique complet. C'est celle qui a été retenue.

fréquence annuelle a été reconstituée en agrégeant les séries nationales de tous les pays qui composent la zone euro (source BRI). Les séries nationales ont été pondérées par les PIB, faute de séries historiques sur les comptes de patrimoines. La série annuelle a ensuite été trimestrialisée par interpolation à l'aide d'une fonction *spline*.

II. Les Prix à la consommation

Toutes les séries proviennent des comptes nationaux. Les sources sont, pour les États-unis, le *Department of Labor*, pour le Royaume-Uni, l'*Office for National Statistics* et pour le Japon, la *Bank of Japan*. Pour la zone euro, la série IPCH d'Eurostat a été réropolée par celle de la base AWM de la BCE (WP n°42 de la BCE, Henry Fagan Mestre, année 2002). *Eurostat* construit cette série en pondérant les indices de prix des différents États membres. Le poids de chaque État membre est égal à sa part dans la consommation privée intérieure totale de la zone euro. La conversion en euros des anciennes monnaies nationales est effectuée avec les taux de change irrévocables du 31 décembre 1998 (31 décembre 2000 pour la Grèce).

III. Les taux d'intérêt

Les taux courts sont les taux de marché interbancaire à 3 mois. Ces taux sont fournis par la banque centrale dans le cas des États-Unis et du Japon, par l'*Office for National Statistics* dans le cas du Royaume-Uni. Pour la zone euro, la Fédération Bancaire Européenne calcule depuis 1999 le taux Euribor à 3 mois que nous avons prolongé dans le passé à partir de la base AWM de la BCE (WP n°42 de la BCE, Henry Fagan Mestre, 2002).

Les taux longs sont ceux des emprunts d'État à 10 ans. Les données sont fournies par les banques centrales de chaque pays mais sont prolongées dans le passé lorsqu'elles sont trop courtes²⁴. Dans le cas de la BCE, il s'agit de la série de taux de la base AWM (WP n°42 de la BCE, Henry Fagan Mestre, année 2002) pour les données avant 1999 ; dans le cas du Royaume-Uni, de la courbe zéro-coupon calculée par la BRI pour les données avant 1993 ; dans le cas du Japon, de la courbe zéro-coupon calculée par la BRI pour les données avant 1986. Les taux de ces courbes zéro-coupon ne sont pas parfaitement substituables à ceux des emprunts phares – ces derniers donnant lieu à versement d'un coupon, généralement annuel -, mais il s'agit du meilleur *proxy* de titres dont les caractéristiques ne sont pas standardisées.

IV. La monnaie

Les agrégats larges de monnaie sont ceux qui sont le plus proches de l'agrégat M3 de la zone Euro. Il s'agit de M3 pour les USA, de « *M2 + Certificats of Deposits* » pour le Japon, de M4 pour le Royaume-Uni. Les séries sont CVS et sont fournies par les banques centrales de chaque pays – pour la BCE, la série est disponible sur le site www.ecb.int/stats/money/aggregates/series/ - à l'exception du Royaume-Uni, où la source OCDE a été retenue car la série de la *Bank of England* affiche en 1991 une rupture due à un changement de méthodologie, et l'OCDE a recalculé la série pour tenir compte de la rupture.

V. Le crédit

²⁴ Le FMI dispose de séries longues, mais leur construction n'est pas explicitée.

L'agrégat retenu est le crédit bancaire au secteur privé. Pour la zone euro, la série est disponible sur le site www.ecb.int/stats/money/aggregates/series/html/index.en.html. Elle est CVS, comprend les 12 États membres de l'Union Monétaire et est construite avant 1999 (2001 pour la Grèce) par agrégation des séries nationales converties en euro avec les taux de change irrévocables. Pour les autres zones, les séries sont celles du FMI (*Claims on Private Sector*, code 32d). Elles ont été désaisonnalisées par SEATS.

En ce qui concerne les États-Unis, selon que l'on retienne les établissements de crédit (code FMI 32d) ou les établissements de crédit élargis aux *Other Financial Institutions*, y compris *brokers* et *mortgages* (code FMI 52d) on obtient des résultats sensiblement différents. Nous avons donc retenu les deux séries.

VI. Le PIB

Toutes les séries sont extraites des comptes nationaux et sont CVS (pour les États-Unis, *Department of Commerce*, pour le Royaume-Uni, *Office for National Statistics*, pour le Japon, *Economic Planning Agency*). Pour la zone euro, nous ne pouvons pas utiliser directement le PIB Eurostat car le PIB nominal est construit par agrégation à taux de change flottants (Ecu courant jusqu'en 1999, Euro par la suite) alors que M3 et l'agrégat de crédit sont construits par agrégation à parités irrévocables. La BCE a certes calculé un déflateur permettant de recalculer un PIB nominal à agrégation fixe à partir du PIB réel Eurostat (ECU 1995), mais les séries d'Eurostat ne remontent qu'à 1991.

Il nous fallait donc agréger les différentes séries de PIB nationaux (SEC 95 quand ils étaient disponibles en données trimestrielles depuis 1980, SEC 79 sinon) en les convertissant au préalable en euros à l'aide des taux de change fixés de manière irrévocable en 1999 (2001 pour la Grèce)²⁵. Ce travail ayant été réalisé dans l'étude du FMI de Calza, Lévy, Gerdemeister de 2001 pour les 11 premiers États membres de l'Union Monétaire (www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp01179.pdf), nous avons procédé comme suit²⁶ :

- de 1999 à 2004, nous avons retenu les séries Eurostat de PIB réel et nominal de l'Union à 11 pays ;
- ces deux séries ont été rétopolées jusqu'en 1980 à l'aide des progressions disponibles dans l'étude du FMI ;
- ont été ajoutées à ces deux séries de PIB celles de la Grèce, converties à l'aide des parités irrévocables de 2001.

²⁵ Pour reconstituer la zone Euro, plusieurs modalités d'agrégation sont possibles *a priori* : les taux de change du marché à chaque date, les parités de pouvoir d'achat ou les taux de change irrévocables ayant servi à transformer les monnaies nationales en euro. Les avantages et inconvénients de ces pondérations sont présentés ci-dessous :

a) Les taux de change du marché. L'inconvénient est que si un pays de la zone dévalue, on considèrera que la liquidité de la zone diminue à due concurrence. Ce n'est pas le choix qui paraît le plus pertinent.

b) Les parités de pouvoir d'achat. Ce taux de change fictif est pertinent pour agréger les PIB en volume, mais, par construction, ne s'applique pas aux agrégats d'actifs.

c) Les taux de change donnés par les parités irrévocables. Si l'on se réfère à l'idée quantitative qui guide notre démarche, l'inconvénient est que l'investisseur d'un pays qui obtient de la liquidité pour acheter un actif d'un autre pays ne pourra le faire qu'au taux de change du marché, et non à un taux qui prévaudra seulement dans le futur. Mais l'avantage, majeur de notre point de vue, est que les changements de parités restent neutres sur la mesure du pouvoir d'achat interne à chaque pays. Comme la diversification internationale des portefeuilles constitue une part minoritaire des comportements et des placements, cette dernière méthode est a été retenue (c'est aussi celle qui est retenue par la BCE dans la rétopolation de la masse monétaire de la zone euro). Elle a été appliquée pour les prix d'actifs, la liquidité et le PIB (avant euro).

²⁶ La méthode introduit un léger biais puisque la somme de deux séries CVS n'est pas égale à la somme désaisonnalisée de deux séries brutes, mais la comparaison sur la période 2001-2004 entre la série Eurostat à 12 et la série reconstituée montre que l'erreur est de l'ordre de 0,01 % seulement.

VII. Les données françaises

Les transactions immobilières

La série des transactions immobilières a été construite par Friggit J. (2003) à partir des droits de mutations (enregistrés par la Direction Générale des Impôts) divisés par l'historique des taux de ces droits (droits d'enregistrement et taxe hypothécaire). De telles statistiques n'ont pas été repérées pour les autres pays, seule la France centralisant de façon nationale ce type d'information. Les données sont annuelles avant 1995. Elles ont été rendues trimestrielles de 1980 à 1994 en calculant des coefficients de saisonnalité à partir d'un échantillon de quatre années pour lesquelles nous disposons d'une fréquence trimestrielle, en tenant compte également des corrélations entre prix et transactions (la série des prix est de fréquence trimestrielle sur un historique plus long).

Les transactions sur actions

Les données de transactions sur actions domestiques françaises sont fournies par Euronext depuis 1990 (fréquence annuelle), et par la FIBV (Fédération Internationale de Bourse des Valeurs)²⁷ de 1981 à 1989. Seule la partie « *Trade System View* » a été retenue, à l'exclusion de la partie « *Regulated Electronic View* », qui intègre également les achats d'actions étrangères. Ces données comprennent les transactions effectuées au règlement mensuel. Une série trimestrielle étant disponible depuis 1995 (site internet FIBV.com), la série annuelle a été trimestrialisée sur le modèle des transactions immobilières.

Cependant, il est indispensable de ne retenir que les transactions qui ne sont pas effectuées par des institutions financières et monétaires, car la liquidité bancaire que ces dernières utilisent n'est pas comptabilisée dans les agrégats monétaires. Or, dans le cas de la France, le départ entre les transactions réalisées par les institutions monétaires et celles réalisées par les agents non financiers n'existe que depuis 2001 (enquête Titres de la Banque de France). L'examen de l'enquête Titres montre qu'à partir de cette date l'essentiel des transactions est réalisé par des banques, alors que les entreprises, les ménages et les assurances ne représentant qu'entre 3 et 6 % des transactions. Ce pourcentage n'étant pas constant, nous ne pouvons pas inférer de la série longue du total des transactions une série longue de transactions réglées par les seuls agents non financiers. Nous ne pouvons donc utiliser que la série courte de l'enquête Titres, débutant en 2001.

Les transactions sur obligations

La ventilation des transactions sur obligations entre institutions monétaires et agents non financiers n'est disponible que depuis 2001 (enquête Titres de la Banque de France). Avant cette date, il semble que la grande majorité des échanges se soit développée à l'intérieur du système bancaire, au moment de l'apparition des marchés dérivés en 1987 (opérations de couverture sur le sous-jacent) et au moment du changement législatif de 1993 conduisant à la pension livrée (au lieu de la pension simple). De manière symétrique, l'assèchement des marchés dérivés traités sur la place de Paris a réduit les transactions de ces dernières années. Ainsi, la plupart des transactions sur instruments de taux sont effectuées par les institutions monétaires, dont les moyens de règlement – monnaie centrale - n'entrent pas dans le champ des agrégats monétaires. Nous n'utilisons donc que la série courte de l'enquête Titre débutant en 2001.

Les transactions sur biens et services

Les transactions sur biens et services sont généralement approximées par une variable *proxy*, le PIB nominal. Cependant, le PIB ne comptabilisant que les valeurs ajoutées, nous lui avons préféré la série des productions, publiée par l'INSEE. Les transactions qui ne sont pas recensées par cette série sont celles effectuées sur les marchés d'occasion, que nous avons considérées comme pouvant être négligées. Pour mémoire et afin de comparer le PIB nominal et la somme des productions (dont le

rapport fluctue dans une fourchette de 1,88 à 2,12), nous faisons figurer le PIB dans les tableaux ci-dessous.

Les agrégats de monnaie

Les agrégats de monnaie sont des agrégats calculés par la Banque de France (source DESM-SASM). Leur périmètre est calqué sur ceux des agrégats M1, M2 et M3 de la zone euro. Ainsi, l'agrégat « M3 France » après 2002 est égal à la contribution française à M3, y compris la part française de la circulation fiduciaire (en l'absence de recensement des billets en circulation sur le territoire français, l'Eurosystème applique une clé de répartition de la circulation fiduciaire totale, égale à la participation de chaque banque centrale nationale dans le capital de la BCE). Entre 1999 et 2001, l'agrégat est égal à la contribution française à M3, y compris la masse fiduciaire française. La différence entre la quote-part de billets attribuée à la France (83,4 milliards d'euros au 31 décembre 2003) et la masse fiduciaire française (49,2 milliards d'euros au 31 décembre 2000, dernier chiffre valide car non affecté par le passage à l'euro fiduciaire) peut être estimé comme avoisinant les 30 milliards d'euros, soit inférieure à 2 % de l'agrégat (5 % pour la contribution française à M1). Avant 1999, l'agrégat est rétropolé par l'agrégat M3 utilisé par la Banque de France.

Séries construites pour la zone euro :

	Prix des actions	Prix des logements	PIB réel à 12	PIB nominal à 12
1980Q1	242,878421	291,99521	1002737,78	478921,943
1980Q2	259,932758	298,200143	997204,007	485438,546
1980Q3	272,486677	305,195362	993472,396	493199,869
1980Q4	274,955671	314,063347	993875,621	501800,912
1981Q1	290,086153	325,00599	996885,298	512973,627
1981Q2	275,853347	337,328993	1001044,48	525036,314
1981Q3	269,101172	349,457468	1003371,35	538458,755
1981Q4	266,234068	359,816529	1005515,98	552490,254
1982Q1	284,654083	366,75494	1008067,58	565965,191
1982Q2	265,644119	371,354274	1007402,61	575809,183
1982Q3	275,591142	374,619753	1003174,07	582459,744
1982Q4	292,842512	377,556602	1005497,38	593372,82
1983Q1	342,963478	381,366918	1010516,66	608727,546
1983Q2	359,830616	385,352554	1016675,79	621531,973
1983Q3	373,504657	389,01224	1021983,91	635781,964
1983Q4	404,902489	391,844704	1032792,12	652103,03
1984Q1	417,276825	393,413217	1039631,04	667171,817
1984Q2	417,409655	394,057357	1034121,52	669682,598
1984Q3	437,890254	394,181246	1048937,09	687624,683
1984Q4	449,325227	394,189003	1053100,49	697928,526
1985Q1	496,864684	394,865358	1051548,88	705286,497
1985Q2	556,303644	395,913776	1063634,21	720696,997
1985Q3	592,359128	397,418331	1075084,96	738309,439
1985Q4	702,491409	399,463095	1081282,05	750989,064
1986Q1	883,04194	402,384009	1078136,66	760050,565
1986Q2	897,698436	406,110292	1090722,39	777595,052
1986Q3	959,867208	410,823033	1100453,44	790686,59
1986Q4	972,803556	416,703318	1107093,24	800232,283
1987Q1	968,320457	423,629341	1097055,09	799963,552
1987Q2	975,270929	431,493141	1117289,9	821483,86
1987Q3	1029,49888	439,883863	1125370,93	831289,74
1987Q4	768,368152	448,390654	1140199,89	849508,221
1988Q1	826,801398	457,075333	1147113,98	861583,294
1988Q2	895,376863	466,194134	1156821,79	876608,825
1988Q3	930,992319	476,475966	1171614,61	894406,481
1988Q4	975,862448	488,649736	1184565,45	914402,551
1989Q1	1002,24942	503,016152	1198627,87	934503,424
1989Q2	1084,52438	519,099025	1205667,76	947165,065
1989Q3	1187,05635	535,993962	1212925,97	962266,623
1989Q4	1178,81033	552,796574	1228025,08	977099,456
1990Q1	1180,94919	567,938001	1245971,97	1011948,43
1990Q2	1223,6668	582,07201	1252535,5	1029552,15
1990Q3	945,442697	595,1879	1261471,89	1048629,51
1990Q4	952,49266	607,274968	1271302,08	1063840,31

	Prix des actions	Prix des logements	PIB réel à 12	PIB nominal à 12
1991Q1	1069,69893	618,289133	1284899,55	1090307,9
1991Q2	1078,52407	628,239472	1288584,43	1107500,14
1991Q3	1060,94679	637,101683	1288032,19	1119257,83
1991Q4	999,357653	644,851464	1300073,23	1144866,08
1992Q1	1070,96	651,602842	1315587,54	1169534,8
1992Q2	1076,79	657,365165	1309998,54	1175433,28
1992Q3	984,13	662,286111	1305664,86	1181647,6
1992Q4	1010,03	666,513357	1304200,85	1189412
1993Q1	1136,25	670,46132	1303621,29	1201861,03
1993Q2	1135,96	674,014918	1296262,54	1206095,51
1993Q3	1279,58	677,325808	1297164,92	1215563,51
1993Q4	1393,69	680,545645	1298101,29	1224549,12
1994Q1	1387,07	683,739766	1303172,85	1238171,93
1994Q2	1324,99	686,808949	1314466,12	1256245,88
1994Q3	1341,77	689,567651	1322258,71	1272039,69
1994Q4	1319,1	691,830329	1330773,48	1289021,95
1995Q1	1295,38	693,510793	1341074,67	1307827,76
1995Q2	1383,52	694,730763	1350680,74	1328063,95
1995Q3	1445,91	695,711312	1357273,79	1345528,25
1995Q4	1486,31	696,673512	1359375,97	1353616,72
1996Q1	1594,01	697,730237	1362013,56	1364733,43
1996Q2	1667,21	698,735922	1365498,73	1373931,42
1996Q3	1644,46	699,436803	1373083,99	1386840,12
1996Q4	1816,1	699,579119	1381154,73	1400435,21
1997Q1	2122,85	699,315821	1385594,4	1405611,14
1997Q2	2350,23	698,799131	1387605,22	1417585,91
1997Q3	2511,03	698,587985	1404752,46	1441719,74
1997Q4	2474,45	699,24132	1413807,13	1457330,22
1998Q1	3029,02	701,741141	1424520,88	1473977,81
1998Q2	3356,98	705,682751	1442560,57	1498796,61
1998Q3	2881,8	711,084522	1449812,36	1512848,4
1998Q4	3171,06	717,964827	1453825,71	1520700,55
1999Q1	3524,19	726,368544	1461890,02	1535728,58
1999Q2	3749,45	736,28171	1470478,66	1551938,73
1999Q3	3772,79	747,716866	1489006,79	1574662,31
1999Q4	4585,87	760,686556	1505921,97	1596545,86
2000Q1	5317,08	774,386674	1520275,7	1617489,19
2000Q2	5274,21	788,851621	1534458,66	1639735,72
2000Q3	5132,92	803,299148	1539959,48	1654039,6
2000Q4	4787,14	816,947007	1548423,71	1669192,95
2001Q1	4199,16	829,573258	1560052,03	1696264,99
2001Q2	4289,68	841,683635	1559924,91	1707400,01
2001Q3	3277	854,344178	1562960,85	1717042,49
2001Q4	3708,39	868,620931	1560562,07	1729594,54
2002Q1	3739,57	884,728141	1567893,04	1750248,71
2002Q2	3143,11	901,981243	1573821,86	1764313,99
2002Q3	2450,16	918,843878	1578604	1780936,6
2002Q4	2475,08	933,779688	1578773,26	1790147,44
2003Q1	2086,46	945,056616	1578983,83	1799812,34
2003Q2	2443,33	953,736156	1576467,9	1805181,97
2003Q3	2553,31	960,684104	1585305,12	1826355,53
2003Q4	2700,28	966,766255	1592081,24	1840677,8
2004Q1	2825,62		1603799,42	1863562,34
2004Q2	2792,17		1611385,24	1883999,8
2004Q3			1615313,46	1893214,52

Séries de transactions pour la France :

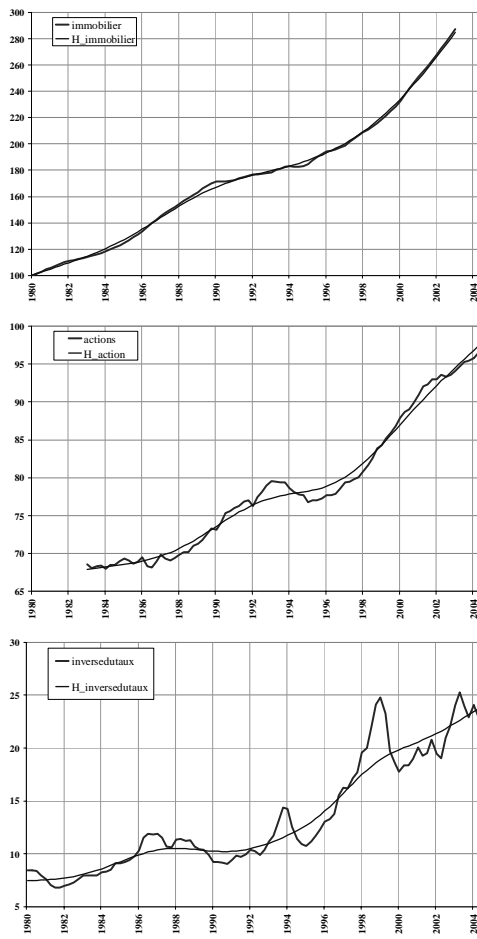
	Transactions sur actions (total)	Production	PIB nominal (pour mémoire)
mars-80	6669,70985	199,7	94,4
juin-80	6622,13306	203,9	96,2
sept-80	6513,37219	209,4	99,0
déc-80	7224,60055	214,4	101,8
mars-81	8663,14001	220,9	104,4
juin-81	6866,94445	227,9	107,4
sept-81	6651,1661	237,2	111,8

	Transactions sur actions (total)	Production	PIB nominal (pour mémoire)
déc-81	6778,42089	246,6	116,8
mars-82	8146,33398	254,2	121,1
juin-82	7516,27412	262,6	125,7
sept-82	6738,41736	265,6	126,4
déc-82	7378,21635	272,1	129,8
mars-83	8900,32019	277,7	133,9
juin-83	9618,79671	284,8	137,5
sept-83	10112,9463	290,5	140,8
déc-83	12061,1174	297,3	144,6
mars-84	11282,5318	305,9	147,5
juin-84	11080,8443	310,4	150,1
sept-84	10480,1958	318,0	153,7
déc-84	12051,9492	321,6	154,4
mars-85	21593,9537	326,0	156,5
juin-85	22639,96	332,4	160,0
sept-85	21090,5221	337,5	163,8
déc-85	25317,6864	340,8	166,6
mars-86	55134,4034	341,9	169,9
juin-86	61445,7134	345,4	173,5
sept-86	61907,7125	350,0	176,3
déc-86	66364,9081	351,4	177,7
mars-87	99632,4817	353,7	178,9
juin-87	92901,022	360,6	182,2
sept-87	89337,5961	365,8	184,7
déc-87	64474,1245	372,9	188,9
mars-88	57823,4307	379,4	192,2
juin-88	64802,6942	385,1	194,7
sept-88	70760,2441	394,2	199,2
déc-88	80466,6666	401,7	202,9
mars-89	103052,022	414,6	207,9
juin-89	104121,022	421,6	210,5
sept-89	115004,301	426,0	214,0
déc-89	114637,683	436,2	219,5
mars-90	118880,487	440,8	222,3
juin-90	122298,423	444,3	225,3
sept-90	99366,9374	448,6	226,9
déc-90	87108,066	450,8	227,6
mars-91	98085,9369	453,6	230,7
juin-91	101399,086	458,3	233,9
sept-91	99579,8671	461,8	236,2
déc-91	98929,9073	465,3	239,3
mars-92	108019,55	470,6	242,9
juin-92	106833,963	470,7	243,5
sept-92	94662,6485	472,4	245,0
déc-92	91107,8618	470,2	244,7
mars-93	141459,955	468,4	245,8
juin-93	138461,357	468,3	247,4
sept-93	151942,276	469,7	248,6
déc-93	161559,511	468,8	249,1
mars-94	196909,131	473,7	251,0
juin-94	169798,068	479,7	253,5
sept-94	161929,708	485,3	256,4
déc-94	153542,743	494,8	260,4
mars-95	162752,358	501,0	262,5
juin-95	162400,726	505,2	264,6
sept-95	160951,498	506,8	265,0
déc-95	154096,301	506,1	264,8
mars-96	213741,421	512,4	268,3
juin-96	220889,318	514,0	268,9
sept-96	212303,873	515,4	269,9
déc-96	230395,388	519,0	270,8
mars-97	357576,843	523,6	272,7
juin-97	352643,456	532,7	276,7
sept-97	385577,71	540,6	279,9
déc-97	372270,106	547,2	284,0
mars-98	484506,364	551,6	286,3
juin-98	564905,474	557,7	289,9
sept-98	548729,068	561,7	292,2
déc-98	494756,423	564,3	293,8
mars-99	684096,386	569,0	295,9

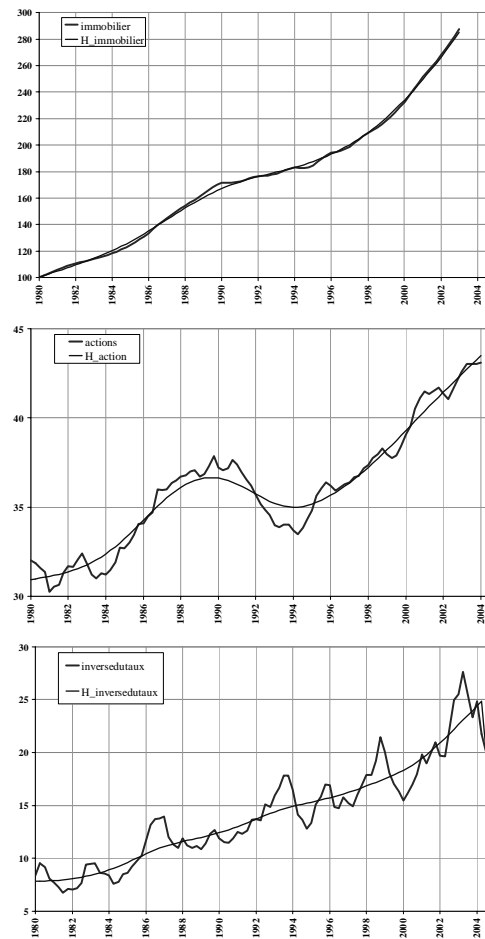
	Transactions sur actions (total)	Production	PIB nominal (pour mémoire)
juin-99	695405,212	579,7	299,5
sept-99	734300,735	590,9	302,8
déc-99	835318,38	604,9	307,2
mars-00	1201244,74	619,6	311,1
juin-00	1179507,79	632,7	316,4
sept-00	1219370,09	640,7	318,3
déc-00	1127314,98	654,8	324,3
mars-01	1414204,73	656,7	327,3
juin-01	1291151,6	658,4	329,3
sept-01	1106641,57	662,1	333,4
déc-01	1042462,69	657,3	333,1
mars-02	1456909,35	665,1	338,9
juin-02	1326026,02	671,4	341,9
sept-02	1011588,45	675,3	344,0
déc-02	934090,784	676,4	344,8
mars-03	923771,868	682,7	346,0
juin-03	918056,324	681,0	346,4
sept-03	1013597,73	687,8	350,1
déc-03	1082014,1	695,8	353,9

ANNEXE 2 : DECOMPOSITION DES PRIX D'ACTIFS EN TENDANCE ET ECART

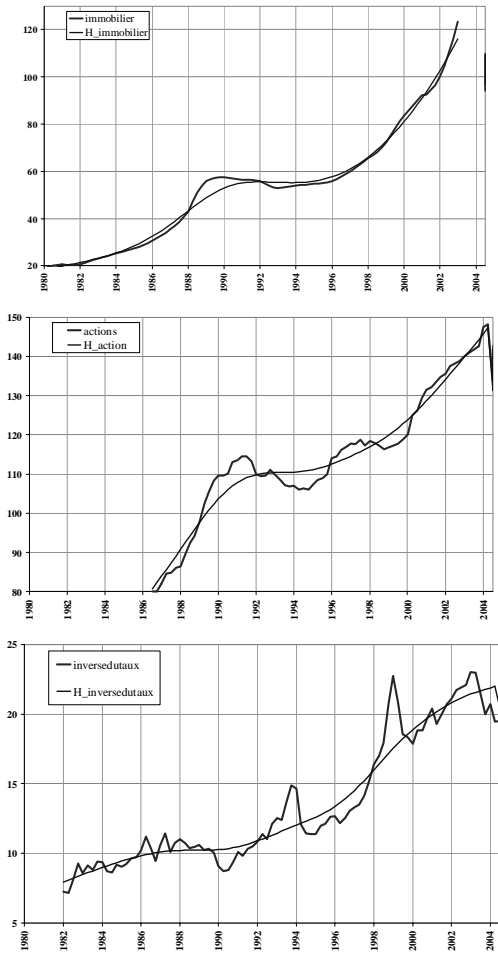
Zone Euro



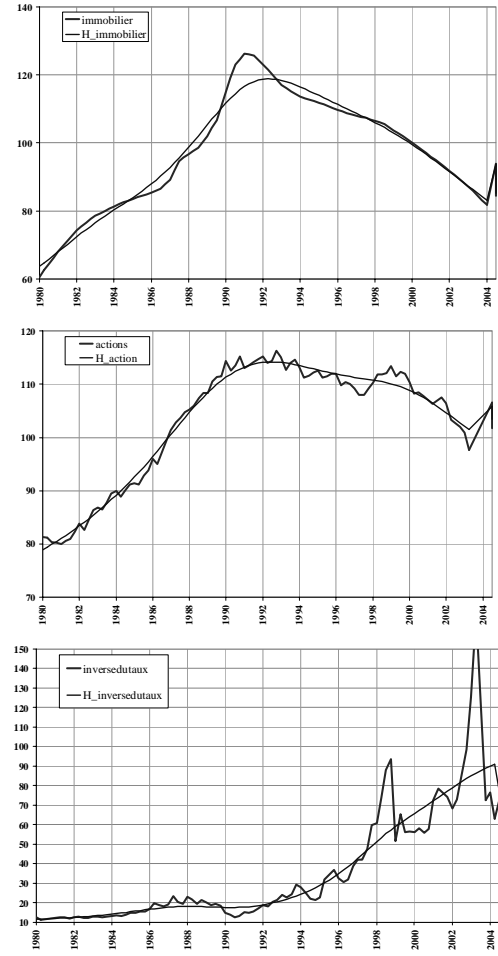
USA



Royaume-Uni



Japon



ANNEXE 3 : LES TESTS DE STATIONNARITE ET DE COINTEGRATION

A) TESTS DE STATIONNARITE

Les tests en niveau sont effectués avec constante et tendance, tandis que ceux en différence sont effectués avec constante seulement. Rappelons que l'hypothèse nulle des tests de Dickey-Fuller (DFA) et Philipps-Perron (PP) est la non-stationnarité, tandis que celle de Kwiatowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) est la stationnarité. Après la valeur de la statistique des tests ADF et PP figure entre parenthèses la valeur de la probabilité d'erreur, le symbole (n) indiquant qu'elle est inférieure à 0,01%. Après la valeur de la statistique du test KPSS figure entre parenthèses la valeur de la valeur critique au seuil testé.

On considèrera le logarithme du PIB I(1) pour tous les pays, au moins deux tests sur trois validant l'hypothèse :

PIB nom/IPC	Type de Test	Statistique	Résultat	Interprétation
États-unis	DFA, niveau, C et T	-1,67 (0,75)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	-8,78 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	-2,13 (0,51)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	-8,82 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,12 (v. 0,12)	Rejet de H0 à 10 % seul.	Ambigu
	KPSS, différence, C	0,07 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Zone Euro	DFA, niveau, C et T	-3,04 (0,12)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	-7,54 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 3,07 (0,12)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	-7,70 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,11 (v. 0,11)	Rejet de H0 à 10 % seul.	Ambigu
	KPSS, différence, C	0,21 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Royaume-Uni	DFA, niveau, C et T	-2,50 (0,32)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	- 4,88 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	-2,59 (0,29)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	-9,36 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,08 (v. 0,12)	Non rejet de H0 à 10 %	I(0) autour d'une droite
	KPSS, différence, C	0,10 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Japon	DFA, niveau, C et T	-0,64 (0,97)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	-3,24 (0,02)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	-0,89 (0,95)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	-8,65 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,30 (v. 0,21)	Rejet de H0 à 1 %	I(1)
	KPSS, différence, C	0,39 (v. 0,46)	Non rejet de H0 à 5 %	

On considèrera le logarithme du prix réel des logements I(1), même si dans le cas de la zone Euro, seul le test de Philipps-Perron conclue à ce résultat, les autres tests militant plutôt pour une stationnarité autour d'une tendance (ce que tend aussi à confirmer le graphique) :

PRIX REEL DES LOGEMENTS	Type de Test	Statistique	Résultat	Interprétation
États-unis	DFA, niveau, C et T	- 0,35 (0,98)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	- 6,55 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 0,48 (0,98)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 6,53 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,13 (v.0,14)	Rejet de H0 à 7 % seul.	I(1)
	KPSS, différence, C	0,40 (v.0,46)	Non rejet de H0 à 7 %	
Zone Euro	DFA, niveau, C et T	- 6,18 (n)	Rejet de H0 à 1 %	I(0) autour d'une droite
	DFA, différence, C	-3,16 (0,02)	Rejet de H0 à 5 %	

	PP, niveau, C et T	- 1,60 (0,78)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 3,07 (0,03)	Rejet de H0 à 5 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,09 (v. 0,12)	Non rejet de H0 à 10 %	I(0) autour d'une droite
	KPSS, différence, C	0,17 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Royaume-Uni	DFA, niveau, C et T	-2,04 (0,57)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	- 6,30 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 1,13 (0,91)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 6,25 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,13 (v. 0,12)	Rejet de H0 à 10 % seul.	I(1)
	KPSS, différence, C	0,18 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Japon	DFA, niveau, C et T	- 1,23 (0,89)	Non rejet de H0 à 10 %	I(2)
	DFA, différence, C	- 1,67 (0,44)	Non rejet de H0 à 10 %	
	DFA, double diff., C	-12,1 (0,001)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 3,17 (0,02)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 6,53 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,32 (v.0,21)	Rejet de H0 à 1 %	I(0) autour d'une droite
	KPSS, différence, C	0,88 (v.0,73)	Rejet de H0 à 1 %	

On considérera le logarithme du prix réel des actions I(1), même si le test KPSS ne permet pas de valider formellement l'hypothèse dans le cas de la zone Euro et des États-unis :

PRIX REEL DES ACTIONS	Type de Test	Statistique	Résultat	Interprétation
États-unis	DFA, niveau, C et T	- 1,65 (0,76)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	- 9,37 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 1,91 (0,63)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 9,39 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,08 (v.0,12)	Non rejet de H0 à 10 %	I(0) autour d'une droite
	KPSS, différence, C	0,10 (v.0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Zone Euro	DFA, niveau, C et T	- 1,31 (0,87)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	-8,64 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 1,84 (0,67)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 8,77 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,07 (v. 0,12)	Non rejet de H0 à 10 %	I(0) autour d'une droite
	KPSS, différence, C	0,11 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Royaume-Uni	DFA, niveau, C et T	-1,52 (0,81)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	- 10,00 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 1,46 (0,83)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 10,01 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,17 (v. 0,15)	Rejet de H0 à 5 % seul.	I(1)
	KPSS, différence, C	0,27 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Japon	DFA, niveau, C et T	- 1,37 (0,86)	Non rejet de H0 à 10 %	I(2)
	DFA, différence, C	- 8,65 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 1,45 (0,83)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 8,71 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,28 (v.0,21)	Rejet de H0 à 1 %	I(1)
	KPSS, différence, C	0,36 (v.0,34)	Non rejet de H0 à 5 % seul.	

On considérera le rapport « crédit réel au secteur privé » (C/IPC) sur PIB comme I(1) :

EXCES DE CREDIT	Type de Test	Statistique	Résultat	Interprétation
États-unis	DFA, niveau, C et T	- 1,12 (0,91)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	- 8,22 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 1,35 (0,86)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 8,22 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,14 (v.0,14)	Rejet de H0 à 6 % seul.	I(1)
	KPSS, différence, C	0,15 (v.0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Zone Euro	DFA, niveau, C et T	- 2,06 (0,56)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	-6,44 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 1,49 (0,82)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)

	PP, différence, C	- 6,39 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,18 (v. 0,14)	Rejet de H0 à 5 %	I(1)
	KPSS, différence, C	0,34 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 9 % seul.	
Royaume-Uni	DFA, niveau, C et T	-1,28 (0,88)	Non rejet de H0 à 10 %	
	DFA, différence, C	- 6,22 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 1,69 (0,74)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 6,19 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,13 (v. 0,12)	Rejet de H0 à 10 % seul.	I(1)
	KPSS, différence, C	0,17 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Japon	DFA, niveau, C et T	- 0,30 (0,98)	Non rejet de H0 à 10 %	I(2)
	DFA, différence, C	- 1,25 (0,64)	Non rejet de H0 à 10 %	
	DFA, double diff, C	- 4,90 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 1,60 (0,78)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 18,7 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,32 (v.0,21)	Rejet de H0 à 1 %	I(1)
	KPSS, différence, C	0,40 (v.0,34)	Non rejet de H0 à 5 % seul.	

On considérera le rapport « encaisses réelles » (M3/IPC) sur « PIB » comme I(1) :

EXCES DE MONNAIE	Type de Test	Statistique	Résultat	Interprétation
États-unis	DFA, niveau, C et T	- 0,75 (0,96)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	- 6,80 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 0,90 (0,95)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 6,97 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,19 (v.0,15)	Rejet de H0 à 5 % seul.	I(1)
	KPSS, différence, C	0,26 (v.0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Zone Euro	DFA, niveau, C et T	- 1,66 (0,76)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	-8,35 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 1,97 (0,61)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 8,39 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,08 (v. 0,12)	Non rejet de H0 à 10 %	I(0) autour d'une droite
	KPSS, différence, C	0,24 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Royaume-Uni	DFA, niveau, C et T	-1,54 (0,81)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	- 7,57 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 1,57 (0,79)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	PP, différence, C	- 7,58 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,25 (v. 0,21)	Rejet de H0 à 1 %	I(1)
	KPSS, différence, C	0,51 (v. 0,46)	Non rejet de H0 à 5 % seul.	
Japon	DFA, niveau, C et T	- 2,83 (0,2)	Non rejet de H0 à 10 %	I(2)
	DFA, différence, C	- 2,45 (0,13)	Non rejet de H0 à 10 %	
	DFA, double diff, C	- 19,4 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	-4,53 (0,002)	Rejet de H0 à 5 % seul.	I(0) autour d'une droite
	PP, différence, C	- 27,3 (n)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,23 (v.0,21)	Rejet de H0 à 1 %	I(1)
	KPSS, différence, C	0,11 (v.0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	

On considérera le taux réel I(1), puisque dans tous les cas au moins un des trois tests conclut à ce résultat.

TAUX D'INTERET	Type de Test	Statistique	Résultat	Interprétation
États-unis	DFA, niveau, C et T	- 3,43 (0,05)	Non rejet de H0 à 5 %	I(1)
	DFA, différence, C	- 11,74 (ns)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 3,36 (0,06)	Non rejet de H0 à 5 %	I(1)
	PP, différence, C	- 13,6 (ns)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,15 (v 0,14)	Rejet de H0 à 5 %	I(1)
	KPSS, différence, C	0,07 (v 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Zone Euro	DFA, niveau, C et T	- 2,34 (0,41)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)
	DFA, différence, C	- 8,65 (ns)	Rejet de H0 à 1 %	
	PP, niveau, C et T	- 2,46 (0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	I(1)

	PP, différence, C	- 8,65 (ns)	Rejet de H0 à 1 %	
	KPSS, niveau, C et T	0,27 (V. 0,21)	Rejet de H0 à 1 %	I(1)
	KPSS, différence, C	0,25 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
Royaume-Uni	DFA, niveau, C et T	- 4,72 (0,001)	Rejet de H0 à 1 %	
	DFA, différence, C	- 9,63 (ns)	Rejet de H0 à 1 %	I(0) autour d'une droite
	PP, niveau, C et T	- 4,75 (0,001)	Rejet de H0 à 10 %	
	PP, différence, C	- 10,41 (ns)	Rejet de H0 à 1 %	I(1)
	KPSS, niveau, C et T	0,20 (v. 0,14)	Rejet de H0 à 5 %	
	KPSS, différence, C	0,29 (v. 0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	
	Japon	DFA, niveau, C et T	- 2,93 (0,15)	Non rejet de H0 à 10 %
DFA, différence, C		- 6,85 (ns)	Rejet de H0 à 1 %	
PP, niveau, C et T		-4,45 (0,003)	Rejet de H0 à 1 %	I(0) autour d'une droite
PP, différence, C		- 12,45 (ns)	Rejet de H0 à 1 %	
KPSS, niveau, C et T		0,06 (v. 0,11)	Non rejet de H0 à 10 %	I(0) autour d'une droite
KPSS, différence, C		0,11 (v.0,34)	Non rejet de H0 à 10 %	

B) TESTS DE COINTEGRATION

Le test est celui de Johansen. Le nombre de retard est choisi selon la procédure de Sims (exclusion itérative du dernier retard lorsqu'un test de Fisher le permet). Le nombre de retards du VAR en différence est indiqué ci-dessous (celui du VAR en niveau comporte un retard de plus).

a) États-Unis

	Hypothèse nulle	Statistique (Trace)	P-value	Statistique (VP max)	P-value	Résultat
Crédit et Logements (1 retard)	Aucune	27,84	0,63	13,89	0,63	Pas de relation
	Au moins 1	13,94	0,66	10,35	0,66	
	Au moins 2	3,59	0,80	3,59	0,90	
Crédit et Actions (2 retards)	Aucune	19,39	0,97	10,13	0,95	Pas de relation
	Au moins 1	8,25	0,95	6,23	0,94	
	Au moins 2	3,02	0,87	3,02	0,87	
Monnaie et Logements (1 retard)	Aucune	25,35	0,77	26,35	0,45	Pas de relation
	Au moins 1	8,35	0,97	10,13	0,89	
	Au moins 2	1,25	0,99	4,25	0,99	
Monnaie et Actions (2 retards)	Aucune	32,05	0,38	21,62	0,16	Pas de relation
	Au moins 1	10,43	0,90	8,19	0,80	
	Au moins 2	2,23	0,95	2,23	0,95	
Taux et Logements (4 retards)	Aucune	49,56	0,01	35,26	0,01	1 relation
	Au moins 1	14,30	0,63	10,47	0,56	
	Au moins 2	3,83	0,76	3,83	0,76	
Taux et Actions (4 retards)	Aucune	23,52	0,85	14,01	0,72	Pas de relation
	Au moins 1	9,51	0,94	7,19	0,88	
	Au moins 2	2,31	0,94	2,31	0,94	

b) Zone Euro

	Hypothèse nulle	Statistique (Trace)	P-value	Statistique (VP max)	P-value	Résultat
Crédit et Logements (1 retard)	Aucune	67,66	0,01	46,86	0,01	1 relation*
	Au moins 1	20,80	0,18	17,20	0,10	
	Au moins 2	3,59	0,79	3,59	0,79	
Crédit et Actions (3 retards)	Aucune	36,70	0,18	20,08	0,23	Pas de relation
	Au moins 1	16,62	0,44	10,86	0,52	
	Au moins 2	5,76	0,49	5,76	0,49	
Monnaie et Logements (1 retard)	Aucune	60,41	0,01	37,79	0,01	1 relation*
	Au moins 1	22,61	0,12	14,80	0,20	
	Au moins 2	7,81	0,26	7,81	0,26	
Monnaie et Actions (3 retards)	Aucune	34,38	0,27	20,13	0,23	Pas de relation
	Au moins 1	14,25	0,63	14,25	0,81	
	Au moins 2	6,13	0,44	6,13	0,44	
Taux et Logements (4 retards)	Aucune	53,46	0,01	36,81	0,01	1 relation
	Au moins 1	16,64	0,44	10,66	0,54	
	Au moins 2	5,98	0,46	5,98	0,46	
Taux et Actions (3 retards)	Aucune	38,66	0,12	25,84	0,05	Pas de relation
	Au moins 1	12,82	0,75	8,08	0,81	
	Au moins 2	4,73	0,63	4,73	0,63	

*Le VECM construit en postulant l'existence d'une relation de cointégration donne des coefficients de court terme qui sont proches de l'unité. C'est pourquoi nous avons préféré considérer qu'il n'y avait pas de relation.

c) Royaume-Uni

	Hypothèse nulle	Statistique (Trace)	P-value	Statistique (VP max)	P-value	Résultat
Crédit et Logements (4 retards)	Aucune	40,58	0,08	25,82	0,02	Ambiguïté*
	Au moins 1	12,85	0,74	19,38	0,88	
	Au moins 2	5,61	0,51	12,51	0,51	
Crédit et Actions (4 retards)	Aucune	44,66	0,03	32,62	0,005	1 relation*
	Au moins 1	12,09	0,80	6,92	0,90	
	Au moins 2	5,11	0,58	5,11	0,58	
Monnaie et Logements (2 retards)	Aucune	49,27	0,01	33,49	0,004	1 relation
	Au moins 1	15,77	0,51	10,06	0,61	
	Au moins 2	5,71	0,49	5,71	0,49	
Monnaie et Actions (1 retard)	Aucune	36,57	0,18	14,87	0,64	Pas de relation
	Au moins 1	21,70	0,15	14,26	0,23	
	Au moins 2	7,43	0,30	7,43	0,30	
Taux et Logements (2 retards)	Aucune	37,03	0,17	20,38	0,22	Pas de relation
	Au moins 1	16,64	0,44	12,31	0,38	
	Au moins 2	4,32	0,69	4,32	0,69	
Taux et Actions (4 retards)	Aucune	42,27	0,06	24,71	0,07	Pas de relation
	Au moins 1	17,55	0,37	13,74	0,27	
	Au moins 2	3,81	0,76	3,81	0,76	

*Le VECM construit en postulant l'existence d'une relation de cointégration donne des coefficients de rappel qui ne sont pas de signe cohérent. C'est pourquoi nous avons préféré considérer qu'il n'y avait pas de relation.

d) Japon

	Hypothèse nulle	Statistique (Trace)	P-value	Statistique (VP max)	P-value	Résultat
Crédit et Logements (3 retards)	Aucune	54,73	0,01	23,75	0,03	1 relation
	Au moins 1	30,97	0,01	20,12	0,09	
	Au moins 2	10,85	0,09	10,85	0,09	
Crédit et Actions (3 retards)	Aucune	56,11	0,01	30,35	0,01	1 relation
	Au moins 1	25,76	0,05	19,51	0,04	
	Au moins 2	6,25	0,42	12,51	0,42	
Monnaie et Logements (4 retards)	Aucune	48,96	0,01	27,24	0,03	1 relation
	Au moins 1	21,71	0,15	15,43	0,17	
	Au moins 2	6,28	0,42	6,28	0,42	
Monnaie et Actions (3 retards)	Aucune	55,72	0,01	34,88	0,01	1 relation
	Au moins 1	20,83	0,18	14,98	0,19	
	Au moins 2	5,85	0,47	5,84	0,48	
Taux et Logements (4 retards)	Aucune	35,34	0,13	21,13	0,34	Pas de relation
	Au moins 1	17,15	0,18	14,26	0,17	
	Au moins 2	3,81	0,54	3,84	0,54	
Taux et Actions (1 retard)	Aucune	48,48	0,01	23,75	0,09	Ambiguïté
	Au moins 1	24,73	0,07	16,65	0,12	
	Au moins 2	8,08	0,25	8,08	0,24	

ANNEXE 4 : TESTS D'EXCLUSION

Les tests ci-dessous sont des tests de causalité trivariés (prix d'actifs, PIB, excès de liquidité) à la Granger. Le nombre de retards est celui du VAR correspondant, obtenu par exclusion itérative du dernier retard à partir d'un nombre de huit, soit deux années. Pour pouvoir exclure la variable « excès de liquidité » du VAR, il faut que celle-ci ne cause ni les prix d'actifs, ni le PIB. On doit garder à l'esprit que seule la causalité de court-terme est ici testée, ce qui, en cas de relation de cointégration, n'est pas suffisant pour juger de l'exclusion d'une variable.

Etats-Unis :

Lorsque la variable expliquée est le prix des logements, le seul cas dans lequel on peut exclure la variable « excès de liquidité » est le cas du crédit (p-values de 0,32 et 0,58). En revanche, quand la variable expliquée est le prix des actions, on peut exclure la variable « excès de liquidité » dans le cas de la monnaie (p-values de 0,40 et 0,55) comme dans celui du crédit (p-values de 0,68 et 0,13).

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	4,68	0,03
	Excès de crédit	0,96	0,32
	Toutes	5,94	0,05
PIB	Prix des logements	2,84	0,09
	Excès de crédit	0,29	0,58
	Toutes	3,03	0,22
Excès de crédit	Prix des logements	0,27	0,60
	PIB	0,41	0,52
	Toutes	0,97	0,61

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	14,04	0,01
	Excès de monnaie	4,22	0,04
	Toutes	14,50	0,01
PIB	Prix des logements	3,95	0,04
	Excès de monnaie	2,61	0,11
	Toutes	10,23	0,01
Excès de monnaie	Prix des logements	0,01	0,91
	PIB	4,34	0,04
	Toutes	5,19	0,07

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	0,24	0,99
	Taux	13,58	0,01
	Toutes	14,81	0,06
PIB	Prix des logements	5,89	0,20
	Taux	16,14	0,01
	Toutes	21,55	0,01
Taux	Prix des logements	3,43	0,48
	PIB	12,33	0,01
	Toutes	19,46	0,01

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	2,32	0,31
	Excès de crédit	0,75	0,68
	Toutes	3,06	0,55
PIB	Prix des actions	5,87	0,05
	Excès de crédit	4,04	0,13
	Toutes	13,09	0,01
Excès de crédit	Prix des actions	2,61	0,27
	PIB	1,34	0,51
	Toutes	4,11	0,39

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	2,53	0,28
	Excès de monnaie	1,82	0,40
	Toutes	4,34	0,36
PIB	Prix des actions	7,64	0,02
	Excès de monnaie	1,17	0,55
	Toutes	9,54	0,04
Excès de monnaie	Prix des actions	8,06	0,02
	PIB	0,08	0,96
	Toutes	9,12	0,05

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	3,29	0,50
	Taux	3,39	0,49
	Toutes	6,26	0,61
PIB	Prix des actions	4,96	0,29
	Taux	12,14	0,02
	Toutes	17,25	0,03
Taux	Prix des actions	2,78	0,59
	PIB	10,47	0,03
	Toutes	16,51	0,04

Zone euro:

Lorsque la variable expliquée est le prix des logements, on ne peut jamais exclure la variable « excès de liquidité » du modèle (dans le cas du taux, il y a cointégration). En revanche, quand la variable expliquée est le prix des actions, on peut exclure la variable « excès de liquidité » dans tous les cas, celle-ci n'expliquant ni le prix des actifs, ni même le PIB.

Endogène	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	35,97	0,01
	Excès de crédit	30,87	0,01
	Toutes	42,78	0,01
PIB	Prix des logements	2,07	0,55
	Excès de crédit	3,53	0,31
	Toutes	4,51	0,60
Excès de crédit	Prix des logements	1,84	0,60
	PIB	12,76	0,01
	Toutes	15,09	0,02

Endogène	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	20,48	0,01
	Excès de monnaie	12,45	0,01
	Toutes	22,96	0,01
PIB	Prix des logements	2,54	0,11
	Excès de monnaie	1,50	0,22
	Toutes	2,97	0,22
Excès de monnaie	Prix des logements	1,30	0,25
	PIB	0,27	0,60
	Toutes	2,49	0,29

Endogène	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	6,69	0,01
	Taux	0,78	0,37
	Toutes	8,26	0,01
PIB	Prix des logements	2,47	0,11
	Taux	1,96	0,16
	Toutes	5,03	0,08
Taux	Prix des logements	0,01	0,97
	PIB	0,11	0,73
	Toutes	0,13	0,93

Endogène	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	11,83	0,01
	Excès de crédit	5,69	0,12
	Toutes	14,67	0,02
PIB	Prix des actions	17,46	0,01
	Excès de crédit	4,72	0,19
	Toutes	18,93	0,01
Excès de crédit	Prix des actions	12,67	0,01
	PIB	1,38	0,70
	Toutes	14,59	0,02

Endogène	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	17,22	0,01
	Excès de monnaie	2,30	0,51
	Toutes	17,66	0,01
PIB	Prix des actions	11,34	0,01
	Excès de monnaie	5,31	0,15
	Toutes	16,41	0,01
Excès de monnaie	Prix des actions	10,45	0,01
	PIB	7,12	0,06
	Toutes	14,66	0,02

Endogène	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	8,21	0,04
	Taux	2,67	0,44
	Toutes	13,14	0,04
PIB	Prix des actions	14,65	0,01
	Taux	2,69	0,44
	Toutes	17,74	0,01
Taux	Prix des actions	14,43	0,01
	PIB	7,07	0,06
	Toutes	20,77	0,01

Japon:

Le modèle d'interactions entre prix des actions, PIB et taux est le seul modèle dans lequel la variable « excès de liquidité » peut être exclue (dans le cas de l'excès de monnaie, il y a cointégration). Ce résultat peut sembler paradoxal puisque l'impact des taux d'intérêt sur le prix des actions est rarement mis en cause, mais il faut garder à l'esprit que le Japon est un exemple type de pays dans lequel la politique monétaire apparaît d'une efficacité limitée.

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	26,44	0,01
	Excès de crédit	33,23	0,01
	Toutes	40,86	0,01
PIB	Prix des logements	6,21	0,10
	Excès de crédit	6,50	0,08
	Toutes	10,52	0,10
Excès de crédit	Prix des logements	7,35	0,06
	PIB	4,13	0,24
	Toutes	12,28	0,05

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	20,30	0,01
	Excès de monnaie	44,48	0,01
	Toutes	48,01	0,01
PIB	Prix des logements	1,70	0,63
	Excès de monnaie	1,85	0,60
	Toutes	4,92	0,55
Excès de monnaie	Prix des logements	0,85	0,83
	PIB	3,99	0,26
	Toutes	6,13	0,40

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	6,02	0,19
	Taux	20,87	0,01
	Toutes	30,43	0,01
PIB	Prix des logements	2,48	0,64
	Taux	1,17	0,88
	Toutes	7,29	0,50
Taux	Prix des logements	18,46	0,01
	PIB	5,13	0,27
	Toutes	21,43	0,01

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	1,61	0,65
	Excès de crédit	10,09	0,02
	Toutes	10,60	0,10
PIB	Prix des actions	3,02	0,38
	Excès de crédit	2,35	0,50
	Toutes	4,95	0,54
Excès de crédit	Prix des actions	6,81	0,07
	PIB	0,61	0,89
	Toutes	8,70	0,20

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	1,40	0,70
	Excès de monnaie	1,99	0,57
	Toutes	2,39	0,88
PIB	Prix des actions	3,40	0,31
	Excès de monnaie	9,70	0,02
	Toutes	12,49	0,05
Excès de monnaie	Prix des actions	2,69	0,44
	PIB	4,17	0,24
	Toutes	6,95	0,32

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	0,19	0,66
	Taux	0,97	0,32
	Toutes	1,48	0,47
PIB	Prix des actions	1,36	0,24
	Taux	5,38	0,02
	Toutes	6,29	0,04
Taux	Prix des actions	0,18	0,66
	PIB	0,07	0,78
	Toutes	0,26	0,87

Royaume-Uni:

Lorsque la variable expliquée est le prix des logements, on peut exclure la variable « excès de liquidité » dans le cas du taux d'intérêt. Quand la variable expliquée est le prix des actions, on peut exclure la variable « excès de liquidité » dans tous les cas sauf celui de l'excès de crédit (cas de cointégration)

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	7,96	0,09
	Excès de crédit	2,75	0,59
	Toutes	10,80	0,21
PIB	Prix des logements	7,57	0,10
	Excès de crédit	10,96	0,02
	Toutes	15,22	0,05
Excès de crédit	Prix des logements	3,17	0,52
	PIB	2,41	0,66
	Toutes	6,70	0,56

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	26,44	0,01
	Excès de monnaie	33,23	0,01
	Toutes	40,87	0,01
PIB	Prix des logements	6,21	0,10
	Excès de monnaie	6,50	0,08
	Toutes	10,52	0,10
Excès de monnaie	Prix des logements	7,35	0,06
	PIB	4,13	0,24
	Toutes	12,28	0,06

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Logements	PIB	0,38	0,82
	Taux	2,31	0,31
	Toutes	2,64	0,62
PIB	Prix des logements	0,28	0,86
	Taux	1,77	0,41
	Toutes	2,19	0,69
Taux	Prix des logements	2,99	0,22
	PIB	4,67	0,09
	Toutes	7,12	0,13

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	2,36	0,66
	Excès de crédit	1,71	0,78
	Toutes	3,61	0,89
PIB	Prix des actions	6,71	0,15
	Excès de crédit	5,86	0,20
	Toutes	14,29	0,07
Excès de crédit	Prix des actions	1,14	0,88
	PIB	3,65	0,45
	Toutes	4,58	0,80

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	0,16	0,70
	Excès de monnaie	0,15	0,70
	Toutes	0,26	0,87
PIB	Prix des actions	1,54	0,21
	Excès de monnaie	0,66	0,41
	Toutes	2,26	0,32
Excès de monnaie	Prix des actions	0,06	0,81
	PIB	0,02	0,89
	Toutes	0,06	0,96

Expliquée	Explicatives	Statistique	P-Value
Prix des Actions	PIB	2,16	0,70
	Taux	0,67	0,95
	Toutes	3,38	0,91
PIB	Prix des actions	9,51	0,05
	Taux	6,50	0,16
	Toutes	16,08	0,04
Taux	Prix des actions	14,25	0,01
	PIB	7,25	0,12
	Toutes	21,52	0,01

ANNEXE 5 : RESULTATS DES MODELES VAR OU VECM

Les réponses de l'ensemble des variables aux chocs structurels font l'objet des graphiques de cette annexe, où les réponses centrales prévues par le modèle sont indiquées, ainsi que l'intervalle de confiance avec une fourchette basse à 5% et une fourchette haute à 95% obtenues par *bootstrap* avec 5000 tirages. Dans un souci de parcimonie, nous avons choisi de ne présenter ici que trois modèles, jouissant des propriétés requises (réponses des prix d'actifs à un choc sur le PIB conforme à la théorie, stabilité temporelle et insensibilité des réponses à l'ordre des variables).

- aux Etats-Unis, un VECM à quatre retards dont les variables sont le PIB, les prix de l'immobilier et le taux réel ;
- en zone euro, un VAR à quatre retards dont les variables sont le PIB, les prix de l'immobilier et le taux réel ;
- au Royaume-Uni, un VAR à quatre retards dont les variables sont le PIB, les prix de l'immobilier et l'excès de crédit ;

A) Etats-Unis

Aux États-Unis, les prix de l'immobilier sont liés au PIB et au taux d'intérêt par une relation de cointégration, mais la force de rappel est extrêmement faible²⁸.

Une augmentation du taux d'intérêt entraîne une baisse des prix, puisqu'un choc de 0,7 % sur le taux d'intérêt entraîne à long terme une baisse des prix de 0,4 %.

28

À ce sujet, rappelons que le signe de la force de rappel dans un VECM n'est pas toujours censé être négatif (contrairement à un ECM), comme c'est le cas pour le PIB.

Pour le voir, prenons l'exemple d'un système à deux variables, que l'on peut écrire de la façon suivante :

$$\Delta X_t = a\Delta X_{t-1} + b\Delta Y_{t-1} + \alpha_1(X_{t-1} - \beta Y_{t-1}) + \eta_1$$

$$\Delta Y_t = c\Delta X_{t-1} + d\Delta Y_{t-1} + \alpha_2(X_{t-1} - \beta Y_{t-1}) + \eta_2$$

Si X s'écarte de son équilibre, en posant que la relation de co-intégration $(X_{t-1} - \beta Y_{t-1})$ s'écrit ε , une hausse de X entraîne une hausse de ε , qui ne revient progressivement vers zéro que par une diminution de X, c'est-à-dire quand α_1 est négatif.

En revanche, si Y s'écarte de son équilibre, il n'y retourne que si α_2 est positif. En effet, en posant de nouveau que la relation de co-intégration s'écrit ε , une hausse de Y entraîne une baisse de ε , qui ne revient progressivement vers zéro que si cela entraîne une diminution de Y, c'est-à-dire si α_2 est positif.

En d'autres termes, le signe attendu du coefficient de la force de rappel dépend du signe du coefficient de la relation de co-intégration.

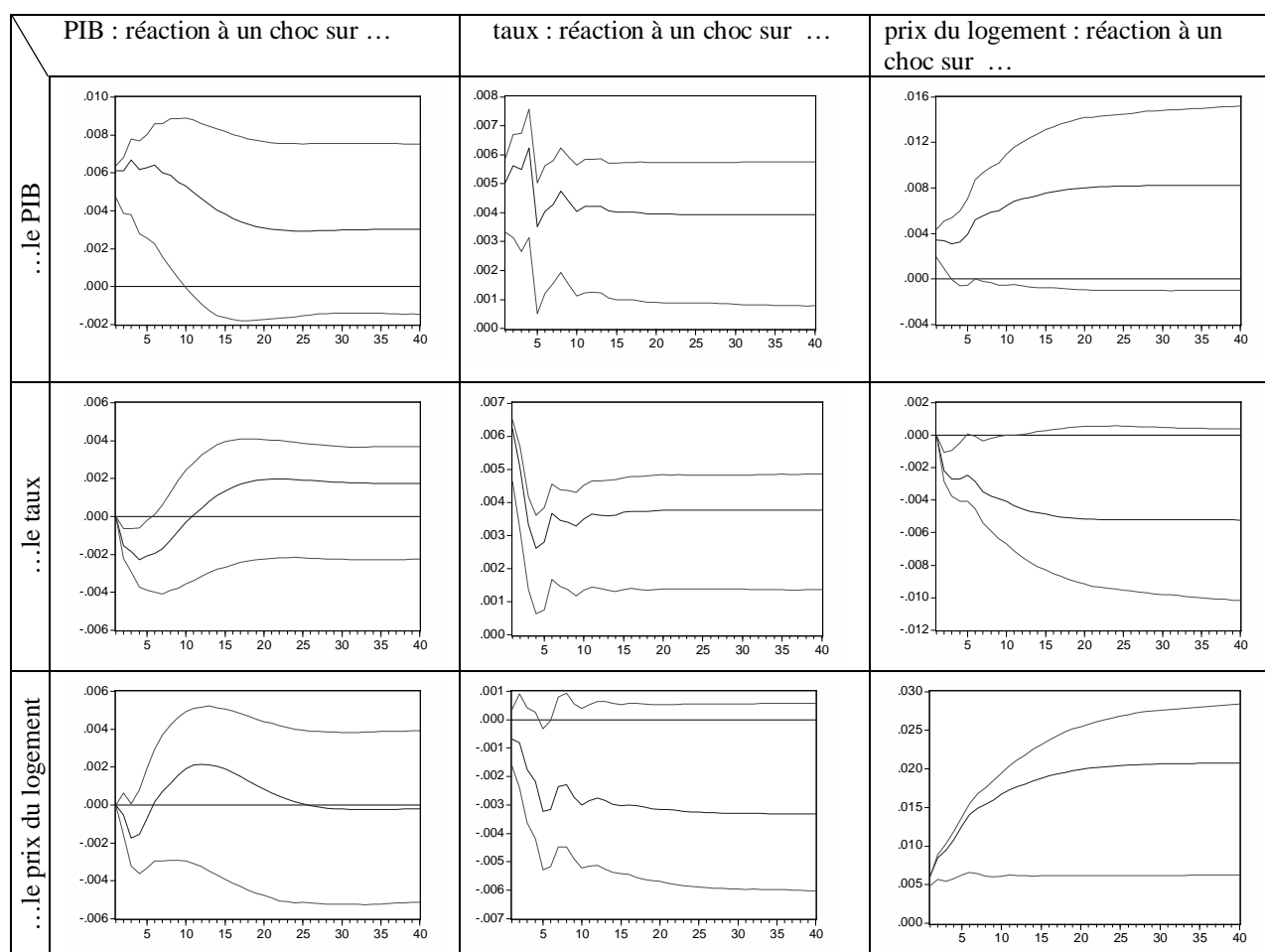
Tableau 1 : USA : Prix de l'immobilier et taux d'intérêt, résultats d'estimation d'un VECM quatre retards sur la période 1982-2004

long terme		Court terme			
Cointegrating Eq:	CointEq1	Error Correction:	D(ACTIF1)	D(PIB)	D(TAUX)
ACTIF1(-1)	1.000000	CointEq1	-0.001774 (0.00262) [-0.67693]	0.006215 (0.00228) [2.72171]	-0.005599 (0.00301) [-1.86035]
PIB(-1)	-11.91644 (2.28303) [-5.21958]	D(ACTIF1(-1))	0.348024 (0.12934) [2.69082]	-0.121901 (0.11266) [-1.08198]	-0.037553 (0.14849) [-0.25289]
TAUX(-1)	7.015671 (3.68853) [1.90202]	D(ACTIF1(-2))	0.030679 (0.14147) [0.21686]	-0.150728 (0.12323) [-1.22312]	-0.140804 (0.16242) [-0.86691]
@TREND(70Q1)	0.073681 (0.01465) [5.02841]	D(ACTIF1(-3))	0.110679 (0.14167) [0.78126]	0.124467 (0.12341) [1.00859]	0.023315 (0.16265) [0.14335]
C	38.61111	D(ACTIF1(-4))	0.139165 (0.12748) [1.09163]	0.134743 (0.11105) [1.21335]	-0.126293 (0.14636) [-0.86287]
		D(PIB(-1))	0.062543 (0.15226) [0.41076]	0.342640 (0.13263) [2.58334]	0.210531 (0.17481) [1.20433]
		D(PIB(-2))	-0.031986 (0.14985) [-0.21345]	0.334436 (0.13054) [2.56202]	0.223922 (0.17205) [1.30151]
		D(PIB(-3))	-0.015112 (0.15026) [-0.10057]	-0.004708 (0.13089) [-0.03597]	0.186994 (0.17251) [1.08395]
		D(PIB(-4))	0.036075 (0.13340) [0.27043]	0.041744 (0.11620) [0.35924]	-0.405843 (0.15316) [-2.64987]
		D(TAUX(-1))	-0.338803 (0.09277) [-3.65201]	-0.291052 (0.08081) [-3.60155]	-0.153320 (0.10651) [-1.43946]
		D(TAUX(-2))	0.002779 (0.10115) [0.02747]	-0.116754 (0.08811) [-1.32510]	-0.217230 (0.11613) [-1.87060]
		D(TAUX(-3))	-0.043896 (0.09655) [-0.45464]	-0.175891 (0.08411) [-2.09133]	-0.144676 (0.11085) [-1.30514]
		D(TAUX(-4))	0.049264 (0.09063) [0.54355]	-0.036080 (0.07895) [-0.45700]	0.032776 (0.10406) [0.31498]
		C	0.000885 (0.00149) [0.59376]	0.001753 (0.00130) [1.34946]	-0.002273 (0.00171) [-1.32789]

R-squared	0.379096	0.376763	0.262922
Adj. R-squared	0.271472	0.268736	0.135162
Sum sq. resids	0.003679	0.002791	0.004849
S.E. equation	0.007004	0.006101	0.008041
F-statistic	3.522430	3.487653	2.057936
Log likelihood	322.8902	335.1727	310.5983
Akaike AIC	-6.941353	-7.217365	-6.665130
Schwarz SC	-6.549883	-6.825894	-6.273659
Mean dependent	0.003838	0.007059	-0.001204
S.D. dependent	0.008205	0.007134	0.008646

Determinant resid covariance (dof adj.)	5.35E-14
Determinant resid covariance	3.20E-14
Log likelihood	1003.835
Akaike information criterion	-21.52437
Schwarz criterion	-20.23811

Graphique 5 : USA : taux d'intérêt et prix de l'immobilier, réponses impulsionnelles à un choc structurel d'un écart-type



* L'ordre des variables dans la décomposition de Cholesky est : Pib, prix d'actifs, excès de liquidité. Lecture : la courbe médiane désigne la réponse espérée, celle du bas le quantile à 5% et celle du haut le quantile à 95%

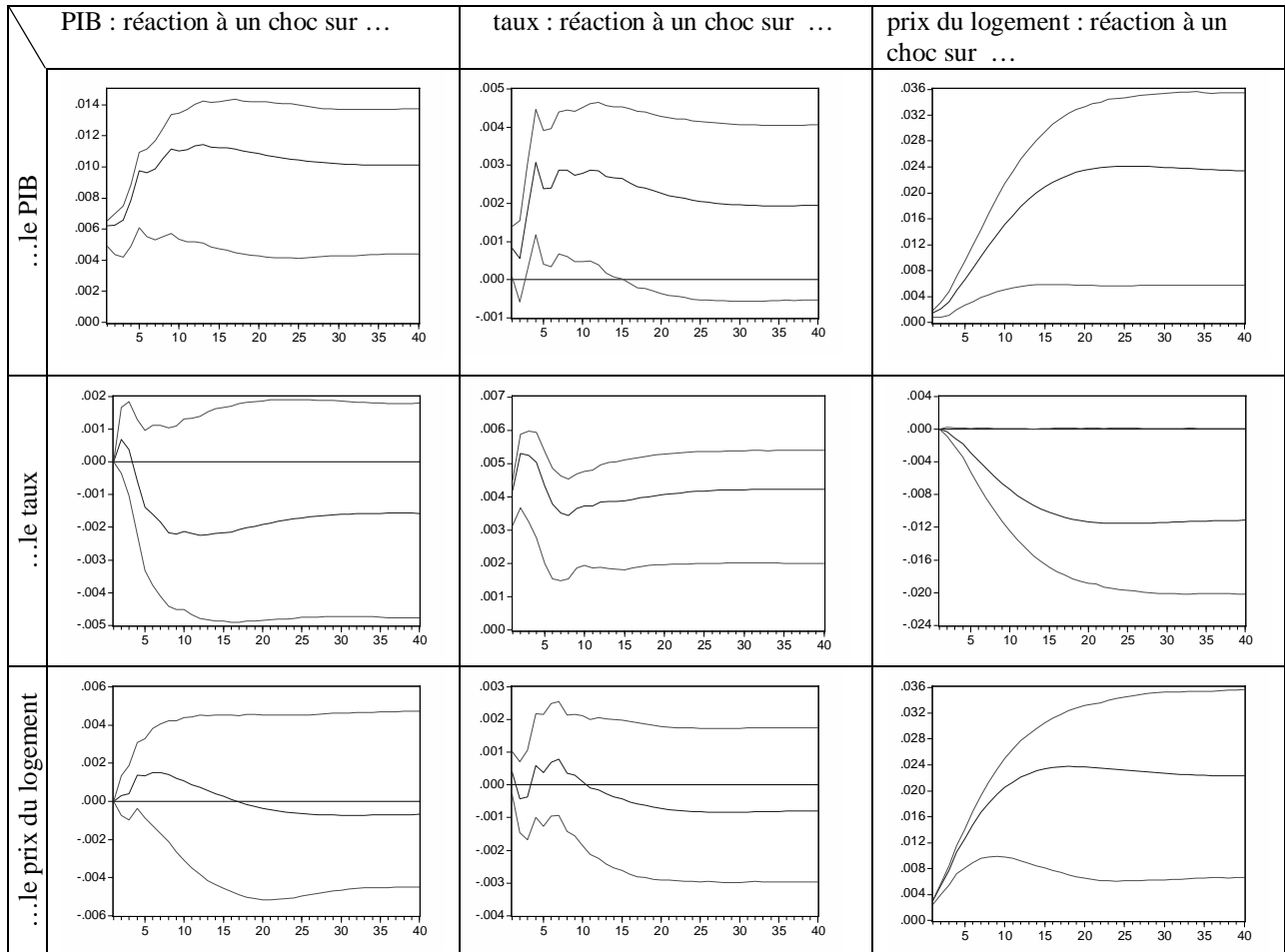
B) Zone euro

Le test de Johansen indique la présence d'une relation de cointégration entre les variables, mais la construction d'un VECM donne des coefficients de court terme proches de l'unité. Par sécurité, nous avons donc adopté une modélisation VAR.

Tableau 2 : Zone Euro : résultats d'estimation d'un VAR à trois retards sur la période 1980-2004

	DACTIF1	DPIB	DTAUX
DACTIF1(-1)	0.959096 (0.12321) [7.78402]	0.089071 (0.23264) [0.38287]	-0.430057 (0.28219) [-1.52401]
DACTIF1(-2)	0.153238 (0.18288) [0.83792]	0.206167 (0.34530) [0.59707]	0.042997 (0.41883) [0.10266]
DACTIF1(-3)	-0.228953 (0.12451) [-1.83882]	-0.301444 (0.23509) [-1.28223]	0.469580 (0.28516) [1.64673]
DPIB(-1)	-0.204611 (0.06944) [-2.94653]	0.071872 (0.13111) [0.54816]	0.205385 (0.15904) [1.29143]
DPIB(-2)	0.081786 (0.07801) [1.04837]	-0.002240 (0.14730) [-0.01521]	0.158836 (0.17867) [0.88901]
DPIB(-3)	0.233793 (0.06735) [3.47150]	0.406787 (0.12716) [3.19903]	-0.049644 (0.15424) [-0.32187]
DTAUX(-1)	-0.162660 (0.05593) [-2.90840]	-0.051832 (0.10560) [-0.49084]	0.163623 (0.12809) [1.27743]
DTAUX(-2)	0.025067 (0.06010) [0.41708]	-0.121213 (0.11348) [-1.06816]	0.050642 (0.13765) [0.36792]
DTAUX(-3)	0.153406 (0.05461) [2.80894]	0.223410 (0.10312) [2.16655]	0.048252 (0.12508) [0.38577]
C	-0.000173 (0.00059) [-0.29497]	0.002734 (0.00111) [2.47014]	0.000788 (0.00134) [0.58710]
R-squared	0.880723	0.199991	0.147103
Adj. R-squared	0.867631	0.112185	0.053492
Sum sq. resids	0.000919	0.003275	0.004818
S.E. equation	0.003347	0.006320	0.007665
F-statistic	67.27478	2.277651	1.571436
Log likelihood	399.1238	340.6493	322.8875
Akaike AIC	-8.459214	-7.188029	-6.801902
Schwarz SC	-8.185107	-6.913922	-6.527794
Mean dependent	0.003258	0.005163	0.003449
S.D. dependent	0.009199	0.006707	0.007879
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.57E-14	
Determinant resid covariance		1.11E-14	
Log likelihood		1086.475	
Akaike information criterion		-22.96685	
Schwarz criterion		-22.14453	

Graphique 6 : Zone Euro : Prix de l'immobilier et taux d'intérêt réel, réponses impulsionnelles à un choc structurel d'un écart-type



C) Royaume-Uni : prix de l'immobilier et Excès de crédit

Les tests de Johansen indiquent la présence d'une relation de cointégration entre les variables, mais la construction d'un VECM donnant des forces de rappel non significatives, nous avons opté pour une modélisation VAR. Le prix de l'immobilier réagit fortement à l'évolution du PIB puisqu'un accroissement de 1% de ce dernier entraîne une hausse des prix de 5%, dont les effets se font pleinement sentir au bout de trois ans. L'excès de crédit joue un rôle plus modeste, un choc structurel de 1% entraînant une hausse des prix de 0,8% environ.

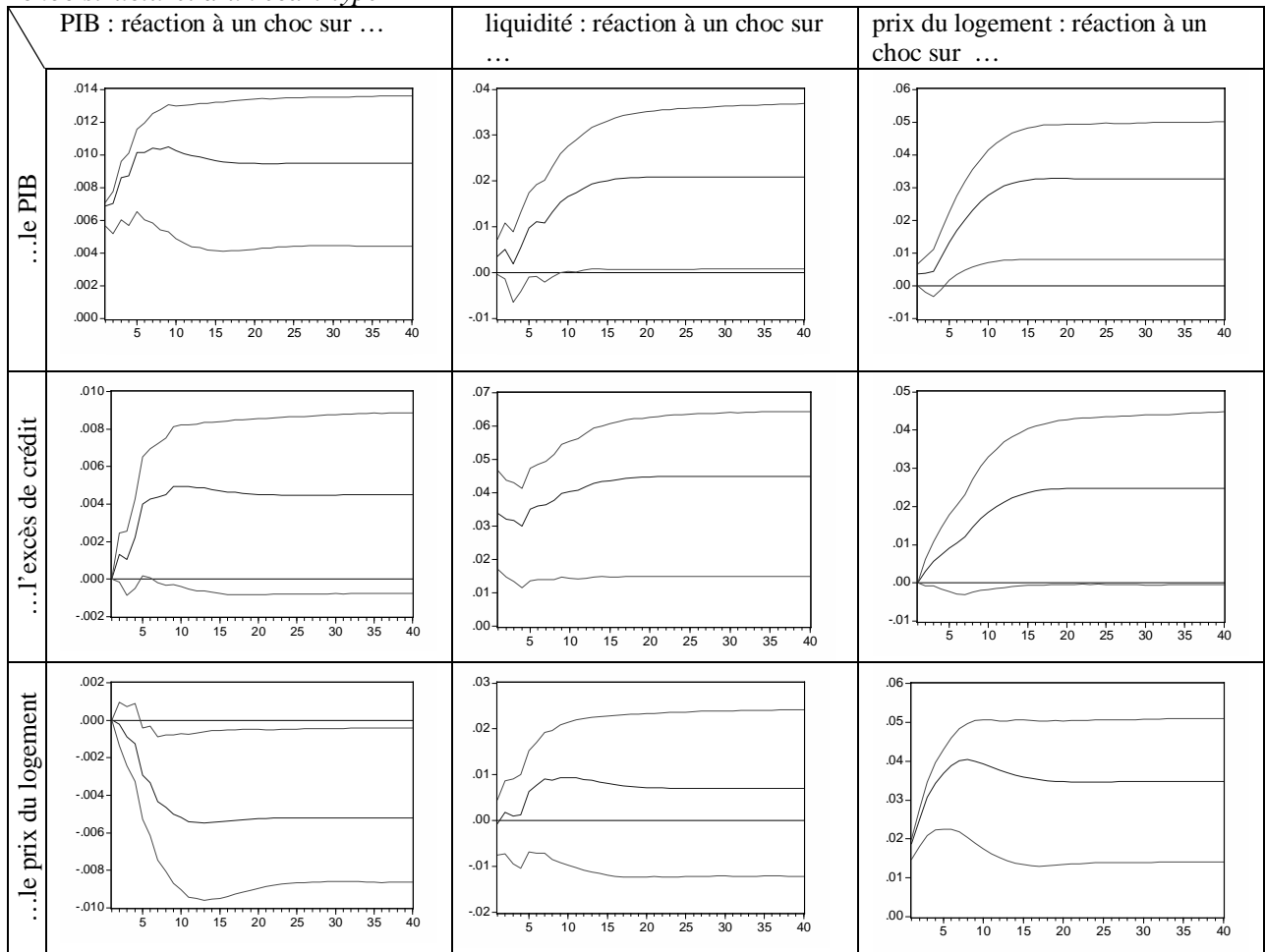
Tableau 3 : Royaume-Uni : résultats d'estimation du VAR sur la période 1980-2004

court terme			
	DACTIF1	DPIB	DEXCREDIT
DACTIF1(-1)	0.335547 (0.11287) [2.97278]	-0.009737 (0.04053) [-0.24021]	0.129192 (0.19991) [0.64624]
DACTIF1(-2)	0.174641 (0.11868) [1.47156]	-0.037635 (0.04262) [-0.88308]	-0.080060 (0.21019) [-0.38089]
DACTIF1(-3)	0.022173 (0.11886) [0.18655]	0.001741 (0.04268) [0.04080]	0.004841 (0.21051) [0.02300]
DACTIF1(-4)	0.012005 (0.11355) [0.10573]	-0.069573 (0.04078) [-1.70619]	0.272494 (0.20111) [1.35493]
DPIB(-1)	-0.191029 (0.29007) [-0.65856]	0.004108 (0.10417) [0.03943]	0.181140 (0.51375) [0.35258]
DPIB(-2)	-0.055891 (0.28814) [-0.19397]	0.242284 (0.10347) [2.34154]	-0.387592 (0.51033) [-0.75950]
DPIB(-3)	0.613648 (0.28477) [2.15487]	0.019082 (0.10226) [0.18659]	0.457830 (0.50437) [0.90773]
DPIB(-4)	0.443883 (0.27622) [1.60699]	0.132943 (0.09919) [1.34026]	0.449803 (0.48922) [0.91943]
DEXCREDIT(-1)	0.088217 (0.06243) [1.41294]	0.038567 (0.02242) [1.72016]	-0.050834 (0.11058) [-0.45970]
DEXCREDIT(-2)	0.059205 (0.06377) [0.92842]	-0.004448 (0.02290) [-0.19424]	-0.031619 (0.11294) [-0.27995]
DEXCREDIT(-3)	0.014601 (0.06303) [0.23165]	0.029660 (0.02264) [1.31035]	-0.037659 (0.11164) [-0.33732]
DEXCREDIT(-4)	0.007754 (0.06301) [0.12307]	0.059728 (0.02263) [2.63965]	0.117795 (0.11160) [1.05553]
C	-0.002277 (0.00344) [-0.66285]	0.003749 (0.00123) [3.03887]	0.004337 (0.00609) [0.71275]

R-squared	0.396817	0.277858	0.109300
Adj. R-squared	0.305194	0.168166	-0.025997
Sum sq. resids	0.029103	0.003753	0.091293
S.E. equation	0.019194	0.006893	0.033994
F-statistic	4.330987	2.533069	0.807853
Log likelihood	240.1577	334.3784	187.5693
Akaike AIC	-4.938211	-6.986487	-3.794985
Schwarz SC	-4.581872	-6.630147	-3.438646
Mean dependent	0.010046	0.006461	0.011734
S.D. dependent	0.023026	0.007557	0.033561

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.93E-11
Determinant resid covariance	1.22E-11
Log likelihood	764.3115
Akaike information criterion	-15.76764
Schwarz criterion	-14.69862

Graphique 7 : Royaume-Uni : excès de crédit et prix de l'immobilier, réponses impulsionnelles à un choc structurel d'un écart-type



Lecture : la courbe médiane désigne la réponse espérée, celle du bas le quantile à 5% et celle du haut le quantile à 95%

ANNEXE 6 : STABILITE DES RESULTATS

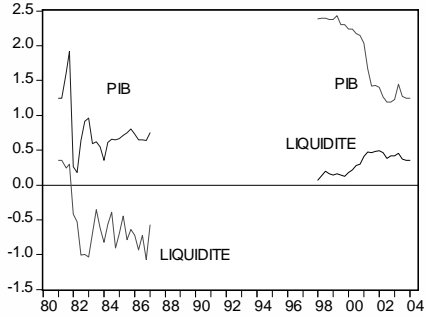
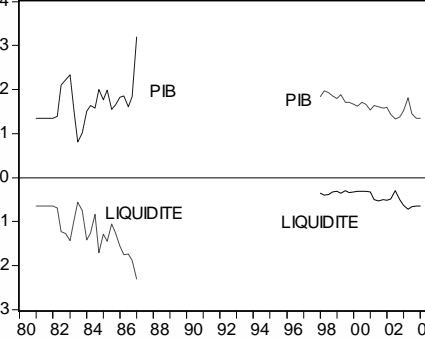
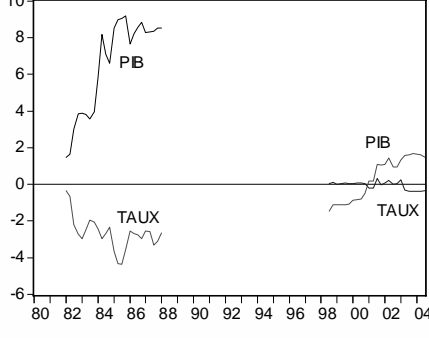
A) ESTIMATIONS RECURSIVES ET REPONSES A LONG TERME

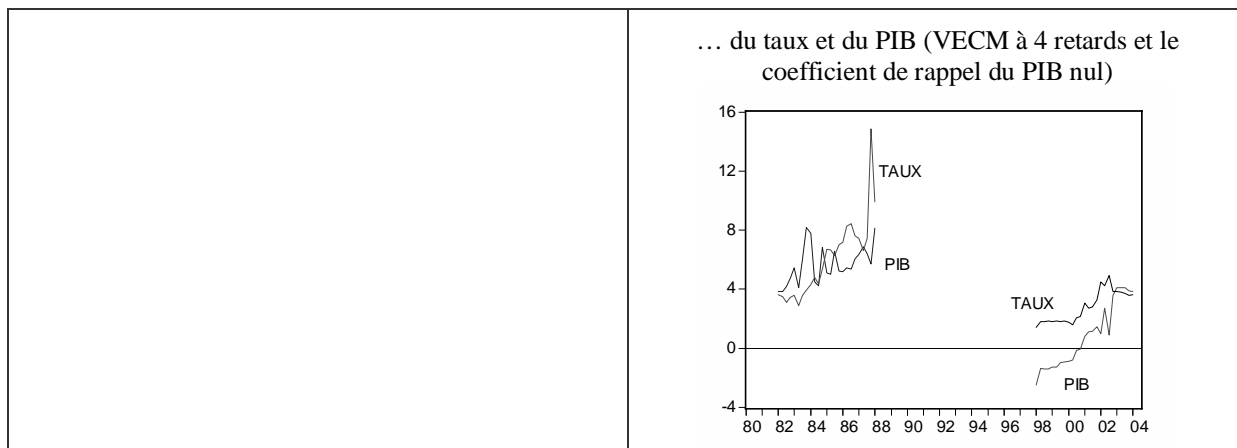
La robustesse du modèle est appréhendée, pour partie, par la stabilité temporelle des réponses à long terme des prix d'actifs après un choc structurel sur le PIB ou sur l'excès de liquidité. On effectue donc des estimations récursives en faisant varier la date de début ou de fin d'estimation, et on calcule à chaque fois les réponses à long terme pour en apprécier le degré de stabilité.

Les graphiques des pages suivantes indiquent pour chaque point des courbes de gauche la réponse à long terme des prix d'actifs à un choc de 1% sur les autres variables, obtenue par une estimation débutant à l'abscisse de ce point et finissant en 2004, tandis que chaque point des courbes de droite donne la réponse à long terme résultant d'une estimation débutant en 1980 et finissant à ce point. La période balayée par l'estimation récursive est de 25 points (75 observations), soit environ six ans.

Les réponses sont présentées en niveau, qu'il s'agisse du VAR ou du VECM. Dans le cas du VAR, l'intégration de la réponse en différence est légitime, et le calcul des intervalles de confiance obtenus par *bootstrap* a été intégré de la même façon.

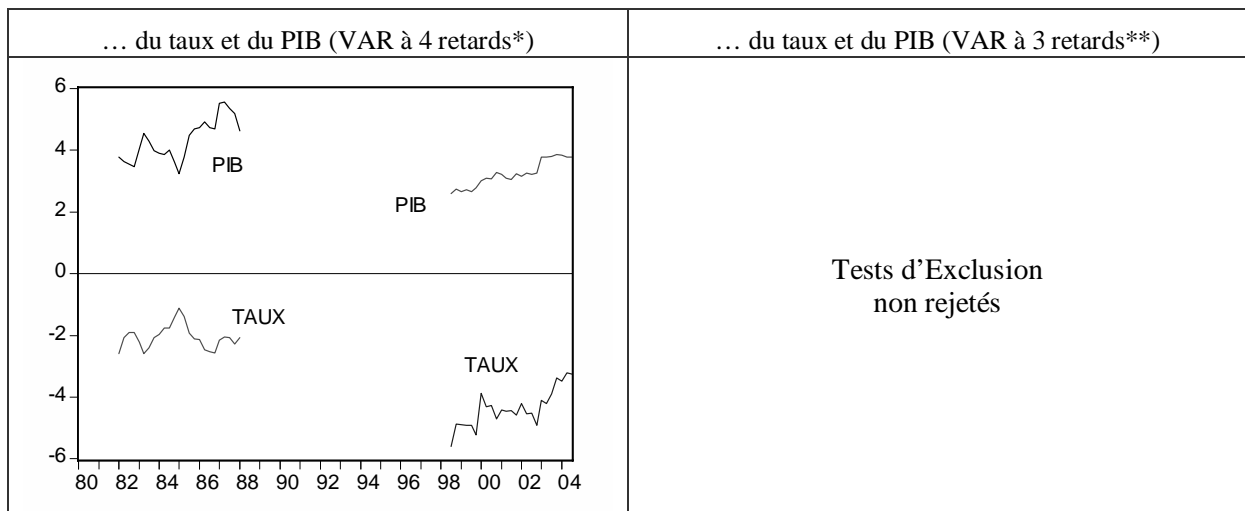
Graphique 8 : États-Unis : analyse de la robustesse des réponses à long terme par estimations récursives (effets d'un choc de 1%)

<p>Effets sur le prix du logement...</p> <p align="center">... du crédit et du PIB (VAR à 1 retard) Tests d'Exclusion non rejetés</p>	<p>Effets sur le prix des actions...</p> <p align="center">... du crédit et du PIB (VAR à 2 retards) Tests d'Exclusion non rejetés</p>
<p>... de la monnaie et du PIB (VECM à 1 retard ; idem si 3 retards ou si contrainte à zéro du PIB dans la relation de LT)</p> 	<p>... de la monnaie et du PIB (VAR à 2 retards)</p> <p align="center">Tests d'Exclusion non rejetés</p>
<p>... du taux et du PIB (VECM à 4 retards)</p> 	<p>... du taux et du PIB (VAR à 4 retards)</p> 



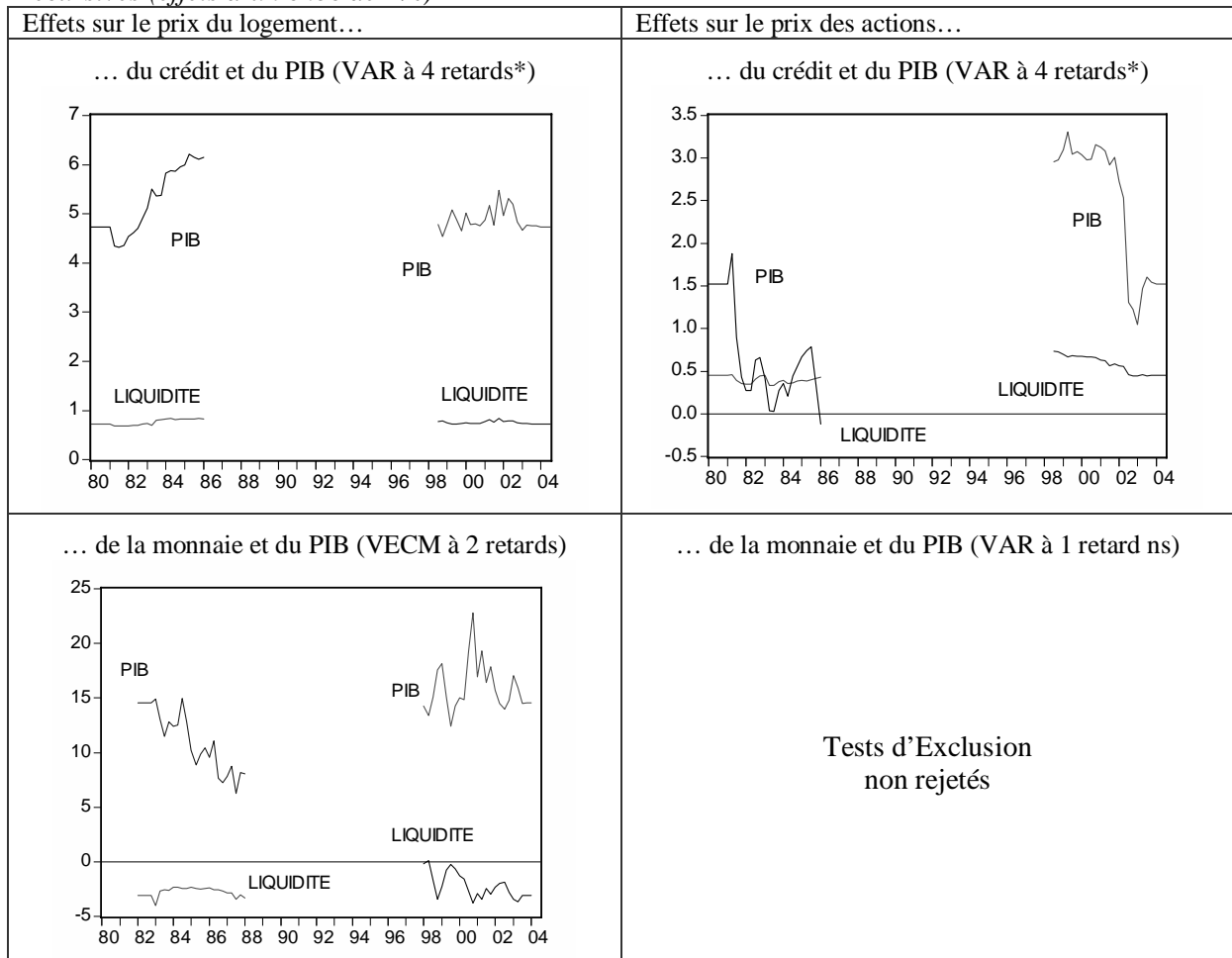
Graphique 9 : Zone Euro : analyse de la robustesse des réponses à long terme par estimations récursives (effets d'un choc de 1%)

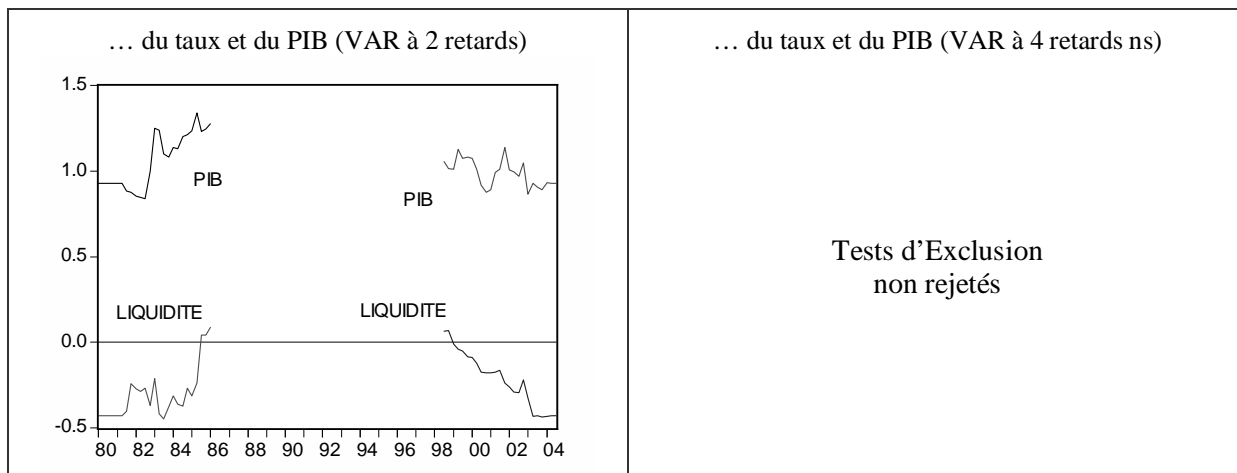
Effets sur le prix du logement...	Effets sur le prix des actions...
<p>... du crédit et du PIB (VAR à 3 retards)</p>	<p>... du crédit et du PIB (VAR à 3 retards)</p> <p>Tests d'Exclusion non rejetés</p>
<p>... de la monnaie et du PIB (VAR à 3 retards*)</p>	<p>... de la monnaie et du PIB (VAR à 3 retards)</p> <p>Tests d'Exclusion non rejetés</p>



*Le test de Johansen indique la présence d'une relation de cointégration, mais la construction d'un VECM aboutit à une racine unité dans les coefficients de court terme des prix d'actifs.

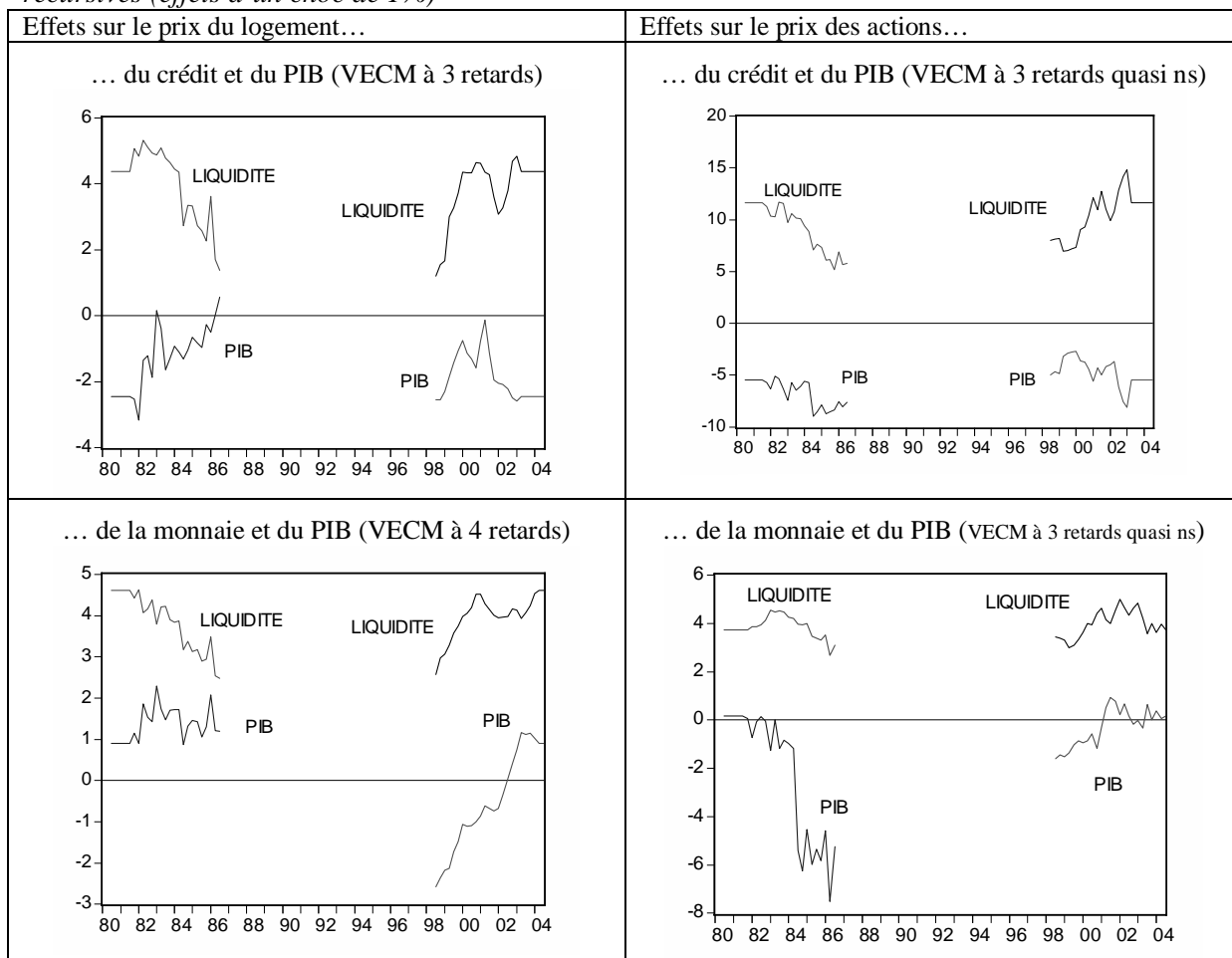
Graphique 10 : Royaume-Uni : analyse de la robustesse des réponses à long terme par estimations récursives (effets d'un choc de 1%)

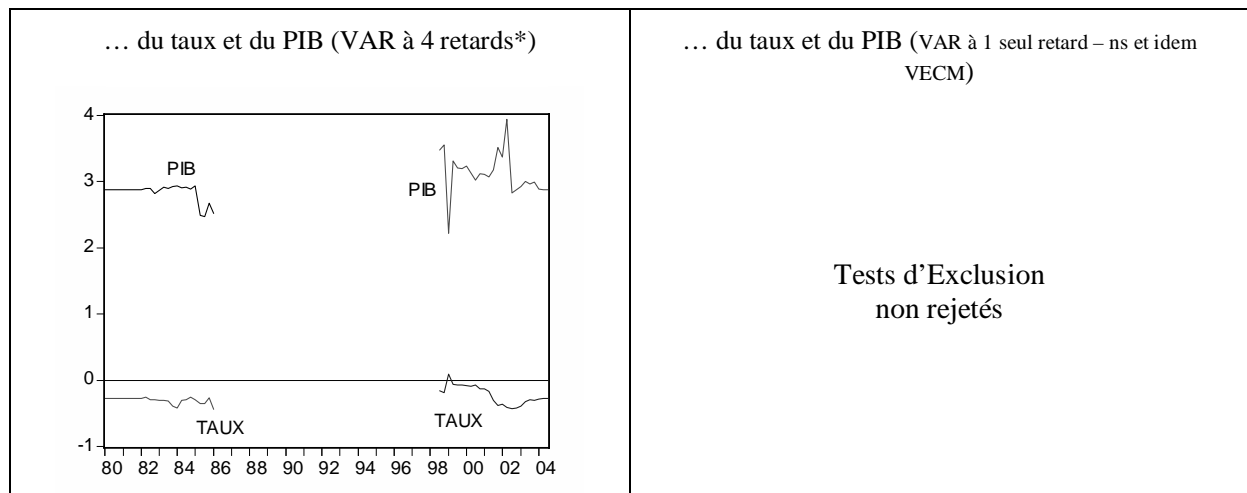




*Le test de Johansen détecte l'existence d'une relation de cointégration mais le VECM associé donne des coefficients de rappel dont les signes ne sont pas cohérents et qui ne peuvent pas être contraints.

Graphique 11 : Japon : analyse de la robustesse des réponses à long terme par estimations récursives (effets d'un choc de 1%)



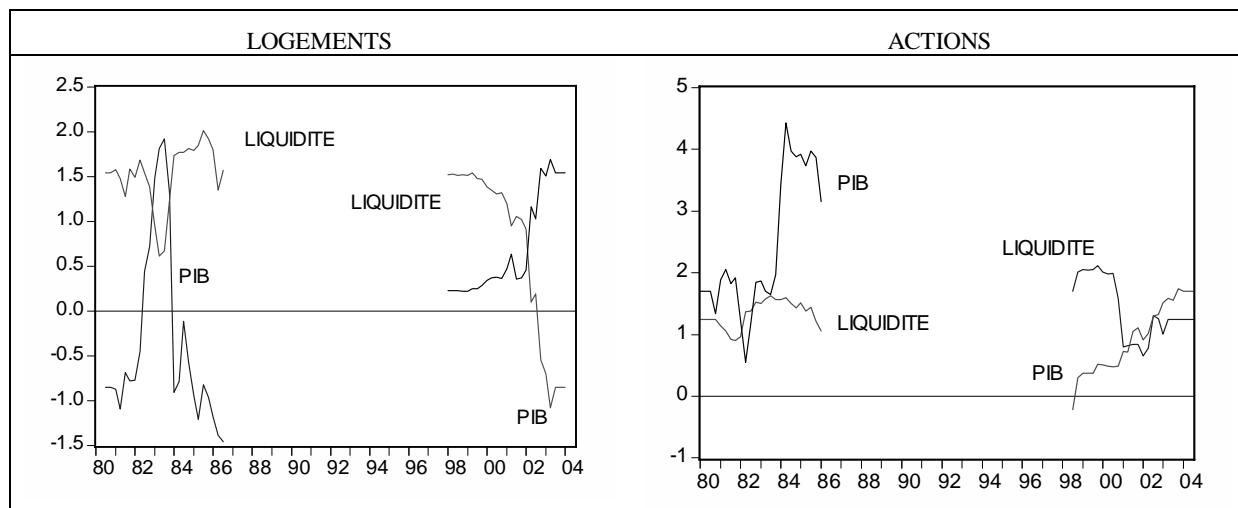


* Un ordre des variables inverse entre prix d'actifs et taux d'intérêt donne un résultat complètement différent, ce qui ne permet pas de valider le modèle, d'autant que les tests de causalité indiquent une forte interaction entre ces deux variables.

B) SENSIBILITE A LA DEFINITION DU CREDIT DANS LE CAS DES ÉTATS-UNIS

En prenant le crédit dans son acception restreinte, qui exclut en particulier le crédit hypothécaire, le modèle de prix de l'immobilier n'est pas validé : l'effet du PIB est instable, le plus souvent de signe négatif. Le prix des actions est en revanche modélisé de façon plus satisfaisante.

Graphique 12 : États-Unis : analyse de la robustesse des réponses à long terme à un choc sur le crédit au sens restreint, par estimations récursives (effets d'un choc de 1%, variante 1)



BIBLIOGRAPHIE

- Alchian A A & Klein B (1973) : “On a correct measure of inflation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, p 173-191
- Allen F & Gale D (2000) : “Bubbles and crises”, *The Economic Journal*, 110, p 236-255
- B.R.I. (2004) : *B.I.S. Annual Report*, n°74, 226 p
- Baks K & Kramer C (1999) : “Global liquidity and asset prices: Measurement, implications, and spillover”, IMF WP 168, 33p
- BCE (2001) : « *Les mesures de l’excédent de liquidité* », *Bulletin mensuel de la BCE*, mai
- Bernanke B S (2002) : « Asset-price ‘bubbles’ and monetary policy », *BIS review* 59, 8 p
- Borio C, Kennedy N & Prowse S.D. (1994) : “Exploring aggregate asset price fluctuations across countries”, *BIS Economic Papers* 40, April, 89 p
- Borio M & Lowe P (2002) : “Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus”, *BIS WP* 114, July, 36 p
- Calza A, Gerdesmeier D, Lévy J (2001) : « Euro area money demand : Measuring the opportunity costs appropriately », *FMI WP*01179, 38p
- Carey M S (1990) : *Feeding the fad: the federal land banks, land market efficiency, ant the farm credit crisis*, Ph D dissertation, University of California at Berkeley, cité par Herring R J & Wachter S (1999)
- . Fagan G., Henry J. & Mestre R. (2002): “An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area”, *WP* n°42 de la BCE
- Fisher I (1911) : *The purchasing power of money*, NY MacMillan
- Friedman M (1959) : “The quantity theory of money: A restatement”, in Friedman *The optimum quantity of money an other essays*, U of Chicago Press, p 51-67
- Friedman M (1988) : « Money and the stock market », *Journal of Political Economy*, 96(2), p 221-245
- Friedman M. & Schwartz A (1982) : *Monetary Trends in the United States and the United Kingdom: their relation to income, prices and interest rates, 1867-1975*, NBER, The University of Chicago
- Friggit J (2003) : “Droits de mutation et montant des transactions immobilières”, *CGPC*, 30 p ; site : www.adeef.org
- Goodhart C (2001) : “What weight should be given to asset prices in the measurement of inflation?” *The Economic Journal* 111, p 335-356
- Goodhart C & Hofmann B (2004) : “Deflation, Credit and Asset Prices”, *FMG-LSE*, 23 p
- Guttentag J M & Herring R J (1986) : “Disaster myopia in international banking”, *Essays in International Finance* 164, Princeton University
- Iacovello M & Minetti R (2003) : « The credit channel of monetary policy: Evidence from the housing market », *Document de travail Michigan State University*, 41 p
- Kaminsky G L & Reinhart C M (1999): “The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems,” *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 89(3), p 473-500.
- Snyder C (1924) : « New measures in the equation of exchange », *American Economic Review*, 14(4), p 699-713

- Stiglitz, J E & Weiss (1981): "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," American Economic Review
- Tversky A & Kahneman, D. (1982) : "Availability: A heuristic for judging frequency and probability", in Kahneman, Slovic & Tversky ed : *Judgment under uncertainty: Heuristics and biases*, NY, Cambridge UP, p 163-178
- White E. N. (1990) : "The stock market boom and *crash* of 1929 revisited", Journal of Economic Perspectives, 4(2), p 67-83

Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaid, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinet, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaid, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaid and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaid and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation VAR », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaid et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory: Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaid et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.

37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.
38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières "gagnantes" et "perdantes" », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets "volume", volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaid et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : efficience et efficacité », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, "On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note," October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur and P. Sicsic, "Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period," January 1998.
51. P. Jacquinot, « L'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurelle des VAR : une application à la France, à l'Allemagne et au Royaume-Uni », janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau and E. Jondeau, "Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates," June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau and M. Rockinger, "Reading Interest Rate and Bond Futures Options' Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election," June 1998.

55. E. Jondeau et F. Sédillot, « La prévision des taux longs français et allemands à partir d'un modèle à anticipations rationnelles », juin 1998.
56. E. Jondeau and M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, "Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union: A Structural VAR Model," January 1999.
61. E. Jondeau and R. Ricart, "The Information Content of the French and German Government Bond Yield Curves: Why Such Differences?," February 1999.
62. J.-B. Chatelain et P. Sevestre, « Coûts et bénéfices du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », février 1999.
63. D. Irac et P. Jacquinot, « L'investissement en France depuis le début des années 1980 », avril 1999.
64. F. Mihoubi, « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », mars 1999.
65. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Modelling the French Swap Spread," April 1999.
66. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Tail Behavior of Stock Returns: Emerging Versus Mature Markets," June 1999.
67. F. Sédillot, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? », juin 1999.
68. E. Jondeau, H. Le Bihan et F. Sédillot, « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », septembre 1999.
69. H. Le Bihan and F. Sédillot, "Implementing and Interpreting Indicators of Core Inflation: The French Case," September 1999.
70. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part I," December 1999.
71. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part II," December 1999.
72. R. Lacroix, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity in Fractionally Integrated Models," December 1999.
73. F. Chesnay and E. Jondeau, "Does correlation between stock returns really increase during turbulent period?," April 2000.

74. O. Burkart and V. Coudert, "Leading Indicators of Currency Crises in Emerging Economies," May 2000.
75. D. Irac, "Estimation of a Time Varying NAIRU for France," July 2000.
76. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies," October 2000.
77. E. Jondeau and M. Rockinger, "Conditional Volatility, Skewness, and Kurtosis: Existence and Persistence," November 2000.
78. P. Jacquinot et F. Mihoubi, « Modèle à Anticipations Rationnelles de la CONjoncture Simulée : MARCOS », novembre 2000.
79. M. Rockinger and E. Jondeau, "Entropy Densities: With an Application to Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis," January 2001.
80. B. Amable and J.-B. Chatelain, "Can Financial Infrastructures Foster Economic Development?," January 2001.
81. J.-B. Chatelain and J.-C. Teurlai, "Pitfalls in Investment Euler Equations," January 2001.
82. M. Rockinger and E. Jondeau, "Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas," February 2001.
83. C. Florens, E. Jondeau and H. Le Bihan, "Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function," March 2001.
84. J.-B. Chatelain, "Mark-up and Capital Structure of the Firm facing Uncertainty," June 2001.
85. B. Amable, J.-B. Chatelain and O. De Bandt, "Optimal Capacity in the Banking Sector and Economic Growth," June 2001.
86. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Testing for a Forward-Looking Phillips Curve. Additional Evidence from European and US Data," December 2001.
87. G. Cette, J. Mairesse et Y. Kocoglu, « Croissance économique et diffusion des TIC : le cas de la France sur longue période (1980-2000) », décembre 2001.
88. D. Irac and F. Sédillot, "Short Run Assessment of French Economic Activity Using OPTIM," January 2002.
89. M. Baghli, C. Bouthevillain, O. de Bandt, H. Fraisse, H. Le Bihan et Ph. Rousseaux, « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », juillet 2002.
90. E. Jondeau and M. Rockinger, "Asset Allocation in Transition Economies," October 2002.
91. H. Pagès and J.A.C. Santos, "Optimal Supervisory Policies and Depositor-Preferences Laws," October 2002.
92. C. Loupias, F. Savignac and P. Sevestre, "Is There a Bank Lending Channel in France? Evidence from Bank Panel Data," November 2002.
93. M. Ehrmann, L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms, "Financial Systems and The Role in Monetary Policy Transmission in the Euro Area," November 2002.

94. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, « Une mesure de la persistance dans les indices boursiers », décembre 2002.
95. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, “What is the Best Approach to Measure the Interdependence between Different Markets?,” December 2002.
96. J.-B. Chatelain and A. Tiomo, “Investment, the Cost of Capital and Monetary Policy in the Nineties in France: A Panel Data Investigation,” December 2002.
97. J.-B. Chatelain, A. Generale, I. Hernando, U. von Kalckreuth and P. Vermeulen, “Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area,” December 2002.
98. J.-S. Mésonnier, « Banque centrale, taux de l'escompte et politique monétaire chez Henry Thornton (1760-1815) », décembre 2002.
99. M. Baghli, G. Cette et A. Sylvain, « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : Analyse empirique sur la période 1970-2000 », janvier 2003.
100. G. Cette and Ch. Pfister, “The Challenges of the “New Economy” for Monetary Policy,” January 2003.
101. C. Bruneau, O. De Bandt, A. Flageollet and E. Michaux, “Forecasting Inflation using Economic Indicators: the Case of France,” May 2003.
102. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, “Forecasting Inflation in the Euro Area,” May 2003.
103. E. Jondeau and H. Le Bihan, “ML vs GMM Estimates of Hybrid Macroeconomic Models (With an Application to the “New Phillips Curve”),” September 2003.
104. J. Matheron and T.-P. Maury, “Evaluating the Fit of Sticky Price Models,” January 2004.
105. S. Moyen and J.-G. Sahuc, “Incorporating Labour Market Frictions into an Optimising-Based Monetary Policy Model,” January 2004.
106. M. Baghli, V. Brunhes-Lesage, O. De Bandt, H. Fraise et J.-P. Villetelle, « MASCOTTE : Modèle d' Analyse et de prévision de la Conjoncture Trimes Trielle », février 2004.
107. E. Jondeau and M. Rockinger, “The Bank Bias: Segmentation of French Fund Families,” February 2004.
108. E. Jondeau and M. Rockinger, “Optimal Portfolio Allocation Under Higher Moments,” February 2004.
109. C. Bordes et L. Clerc, « Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique », mars 2004.
110. N. Belorgey, R. Lecat et T.-P. Maury, « Déterminants de la productivité par employé : une évaluation empirique en données de panel », avril 2004.
111. T.-P. Maury and B. Pluyaud, “The Breaks in per Capita Productivity Trends in a Number of Industrial Countries,” April 2004.

112. G. Cette, J. Mairesse and Y. Kocoglu, "ICT Diffusion and Potential Output Growth," April 2004.
113. L. Baudry, H. Le Bihan, P. Sevestre and S. Tarrieu, "Price Rigidity. Evidence from the French CPI Micro-Data," September 2004.
114. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Inflation and the Markup in the Euro Area," September 2004.
115. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, "A Time-Varying "Natural" Rate of Interest for the Euro Area," September 2004.
116. G. Cette, J. Lopez and P.-S. Noual, "Investment in Information and Communication Technologies: an Empirical Analysis," October 2004.
117. J.-S. Mésonnier et J.-P. Renne, « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro », octobre 2004.
118. J.-G. Sahuc, "Partial Indexation, Trend Inflation, and the Hybrid Phillips Curve," December 2004.
119. C. Loupias et B. Wigniolle, « Régime de retraite et chute de la natalité : évolution des mœurs ou arbitrage micro-économique ? », décembre 2004.
120. C. Loupias and R. Ricart, "Price Setting in France: new Evidence from Survey Data," December 2004.
121. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Interactions between Business Cycles, Stock Markets Cycles and Interest Rates: the Stylised Facts," January 2005.
122. L. Bilke, "Break in the Mean and Persistence of Inflation: a Sectoral Analysis of French CPI," January 2005.
123. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the US Economy," April 2005.
124. M. Dupaigne, P. Fève and J. Matheron, "Technology Shock and Employment: Do We Really Need DSGE Models with a Fall in Hours?," June 2005.
125. P. Fève and J. Matheron, "Can the Kydland-Prescott Model Pass the Cogley-Nason Test?," June 2005.
126. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the Euro Area," June 2005.
127. O. Loisel, "Central Bank Reputation in a Forward-Looking Model," June 2005.
128. B. Bellone, E. Gautier et S. Le Coent, « Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels ? », juillet 2005.
129. P. Fève, « La modélisation macro-économétrique dynamique », juillet 2005.
130. G. Cette, N. Dromel and D. Méda, "Opportunity Costs of Having a Child, Financial Constraints and Fertility," August 2005.

131. S. Gouteron et D. Szpiro, « Excès de liquidité monétaire et prix des actifs », septembre 2005.

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque du Centre de recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Notes d'Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address :

BANQUE DE FRANCE
41-1391 - Centre de recherche
75049 Paris Cedex 01
tél : (0)1 42 92 49 55
fax : (0)1 42 92 62 92
email : thierry.demoulin@banque-france.fr