

Une analyse économétrique multivariée du comportement des ménages

Françoise Charpin

Professeur à l'Université de Paris II,

Conseiller scientifique à l'OFCE

Cette étude a pour objet de modéliser le comportement des ménages, décrit par quatre variables la consommation, l'investissement logement, les flux nets de crédits à l'habitat et de crédits de trésorerie. Les interdépendances entre ces agrégats macroéconomiques sont complexes et ce n'est pas la théorie qui va nous renseigner, car elle s'est essentiellement concentrée sur l'arbitrage consommation-épargne. Pourtant des décisions concernant l'achat de logement et l'endettement qui l'accompagne jouent un rôle dans cet arbitrage. Il semble donc logique d'envisager une modélisation conjointe de tous ces comportements. Cette analyse économétrique multivariée n'a pourtant jamais été entreprise. Il faut dire que l'économétrie standard des modèles à équations simultanées s'y prête mal, car elle demande trop d'informations a priori — poser précisément les interactions — ce que l'on n'est pas en mesure de faire. Cette tâche est rendue plus difficile encore par l'absence de données comptables, pourtant élémentaires, concernant les crédits ; on aimerait disposer de séries de crédits nouveaux et de remboursements en capital des crédits antérieurs. Ainsi, toute une partie de l'épargne contractuelle, susceptible d'expliquer le niveau élevé du taux d'épargne dans les années quatre-vingt-dix, est inconnue sur la période 1970-97.

Récemment, de nouvelles méthodes économétriques sont apparues pour des variables non stationnaires. Nous proposons de mettre en œuvre la méthodologie de Johansen et Juselius (1994), qui demande moins d'informations a priori que l'économétrie standard, et qui permet de mettre en évidence les interdépendances entre la consommation, l'investissement logement, les flux nets de crédits à l'habitat et de crédits de trésorerie. Ceci nous conduit à estimer un système à quatre équations qui apparaît empiriquement satisfaisant.

Une modélisation complexe

Le comportement des ménages a été l'objet de nombreuses études économétriques, toujours du même type : dans une première étape, on analyse l'arbitrage consommation — épargne, dans une seconde, l'arbitrage investissement logement — épargne financière, et on ignore les comportements d'endettement. Comme l'a souligné Babeau (1989), cette pratique en deux étapes a pour origine d'une part la conception keynésienne de l'épargne¹ et d'autre part la présentation comptable « dans un premier temps, on assiste à la formation de l'épargne, relation (1) ; dans un second temps, on se préoccupe de son affectation, relations (2) et (3) ».

(1) *revenu – consommation = épargne*

(2) *épargne – investissement = épargne financière*

(3) *épargne financière = flux nets de placements monétaires et financiers – flux nets de crédits*

Remarquons que la théorie dominante en matière de comportement des ménages (la théorie du cycle de vie de Modigliani) se limite également à l'arbitrage consommation-épargne et ignore l'endettement. Il est pourtant possible dans le cadre du modèle de cycle de vie de considérer l'endettement (Charpin, 1989) et de modéliser simultanément la consommation et l'achat de logement (Babeau et Charpin, 1993).

Cependant, dans les modèles économétriques, l'interdépendance des comportements de consommation et d'investissement logement a souvent été abordée et a conduit à introduire épisodiquement l'investissement logement dans la fonction de consommation. Toujours dans ces modèles, mais plus rarement, les flux nets de crédits de trésorerie ont aussi figuré dans la fonction de consommation. Plus récemment, suite à l'échec prédictif des fonctions de consommation usuelles, plusieurs économistes se sont interrogés sur l'origine de cette instabilité (Cadiou, 1995), (Bonnet et Dubois, 1995), (Sicsic et Villetelle, 1995) cherchant si on pouvait l'attribuer à une modification de l'environnement économique, la déréglementation financière des années 1986-1987 constituant un candidat idéal. Tous ces auteurs concluent à la nécessité de tenir compte de la libéralisation financière et le font, chacun avec des moyens différents, soit par le biais de variables indicatrices, soit par l'introduction des flux nets de crédits de trésorerie dans la fonction de consommation.

D'un point de vue économétrique, introduire dans la fonction de consommation l'investissement logement ou/et les flux nets de crédits,

1. Epargne résiduelle.

pose un problème de simultanéité, ce qui aurait pu pousser les économètres à entreprendre une analyse multivariée. Ceci ne s'est pas fait peut-être parce que les interdépendances entre la consommation, l'investissement logement et les flux nets de crédits (de trésorerie et à l'habitat) sont complexes, comme le fait remarquer Babeau (1989) ; ces variables n'étant pas « hiérarchisées les unes par rapport aux autres, toutes les recherches de causalité entre elles deviennent possibles ». Il suggère une analyse conjointe de ces variables et la considération de l'équation comptable (4), obtenue en éliminant l'épargne et l'épargne financière des relations (1) à (3) :

(4) *Revenu = consommation + investissement + flux nets de placements – flux nets de crédits*

Précisons que les flux « nets » de crédits sont égaux aux crédits nouveaux diminués des remboursements des crédits antérieurs. Il s'agit des remboursements en capital car les remboursements d'intérêts sont comptabilisés dans le revenu disponible. Les flux « nets » de placement sont égaux aux nouveaux placements monétaires et financiers diminués des retraits sur les comptes chèques, d'épargne ou de titres.

Illustrons la complexité des interdépendances en indiquant des liens éventuels qui peuvent exister entre les variables de l'équation 4. L'achat d'un logement nécessite un effort d'épargne préalable qui peut se répercuter sur la consommation. *A contrario*, on peut penser que les décisions de consommation et d'achat de logement sont largement indépendantes dans la mesure où les crédits à l'habitat permettent de réaliser un investissement presque totalement sans épargne préalable. Mais, ensuite, les remboursements d'emprunts peuvent peser sur la consommation. Or, les remboursements en capital se trouvent dans les flux nets de crédits. On peut donc s'attendre à un lien entre consommation et flux nets de crédits *via* les remboursements. Notons que les interdépendances sont rendues plus problématiques par le fait qu'il n'existe pas de séries de remboursements d'emprunts sur la période considérée ici. On doit donc travailler avec des variables de flux « nets » qui ne conduisent pas à des interprétations claires. Pourtant, il aurait été utile de pouvoir distinguer crédits nouveaux et remboursements des crédits antérieurs pour au moins deux raisons. D'une part, on peut penser à la suite de Babeau (1997) que l'épargne obligatoire constituée des remboursements de capital et des charges d'intérêts (plus lourdes que par le passé suite à l'élévation des taux d'intérêts réels), contribue au maintien du taux d'épargne à un niveau élevé. En effet, le poids des remboursements d'emprunts immobiliers s'est considérablement accru durant les dix dernières années, passant de 21 % de l'épargne en 1985 à 34 % en 1996 ².

2. L'auteur mentionne d'autres formes d'épargne contractuelle que nous négligeons ici faute de pouvoir les chiffrer correctement sur la période considérée.

D'autre part, la libéralisation financière s'est traduite par une explosion soudaine des crédits de trésorerie, et pouvoir distinguer nouveaux crédits et remboursements aurait permis de mieux appréhender l'impact de la libéralisation. Nous avons évoqué un lien éventuel entre les variables consommation et flux nets de crédits par le biais des remboursements. Passons maintenant aux liens provenant de la composante crédits nouveaux. Que ce soit pour l'habitat ou l'achat de biens durables, on demande un crédit en fonction de l'achat désiré. Mais notons qu'un lien en sens inverse peut également exister. En ce qui concerne l'habitat, pour certains ménages, ce sont les possibilités d'emprunts qui déterminent le montant de l'investissement logement, les organismes de prêts n'accordant un crédit qu'en fonction du revenu courant (les remboursements ne doivent pas excéder une fraction du revenu courant). Pour les crédits de trésorerie, une fraction des ménages n'arrivent pas à boucler leur budget (par exemple, en raison du chômage) et ce sont les possibilités de découverts bancaires qui limitent la consommation. Enfin, les liens éventuels entre les deux variables flux nets de crédits sont difficiles à appréhender. Ces deux flux peuvent évoluer conjointement dans le même sens par le biais de leur composante crédits nouveaux. En effet, il y a des périodes fastes pour s'endetter, par exemple les périodes d'inflation. Ils peuvent également être corrélés positivement si la composante nouveaux crédits de l'un des flux augmente suite à la baisse de la composante remboursements de l'autre flux.

Il apparaît donc difficile de poser un modèle à équations simultanées, explicitant *a priori* les schémas de simultanéité qui pourraient exister entre consommation, investissement et flux nets de crédits et on comprend que l'estimation d'un tel modèle n'ait pas été tentée dans le passé. Mais récemment, une nouvelle méthodologie a été développée par Johansen et Juselius (1994) pour les systèmes de variables non stationnaires, qui demande moins d'informations *a priori* que l'approche structurelle traditionnelle. En effet la non stationnarité des séries temporelles a permis de définir statistiquement le concept de relation d'équilibre de long terme. On parvient ainsi à identifier les relations structurelles stables entre variables du système. Puis, on s'intéresse à l'identification de la dynamique de court terme entre les différences premières de ces variables.

Les différentes étapes de la méthodologie

Nous allons donner un bref aperçu de la méthodologie. Comme nous le verrons, elle est assez contraignante et oblige à faire certains choix que nous indiquerons au moment venu. On commence par recenser l'ensemble des variables qui entrent dans le système et par réfléchir à leur spécification (niveau, logarithme, taux, rapport...). Ces variables sont

intégrées d'ordre 1, certaines pouvant être stationnaires ³. Ces n variables sont les composantes d'un processus vectoriel vérifiant :

$$(5) \quad \Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \Pi Z_{t-1} + \Psi D_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim NIID_n(0, \Sigma)$$

où Π est une matrice carré de taille n et de rang r strictement inférieur à n

et D_p un vecteur à composantes déterministes

Cette écriture est appelée représentation à correction d'erreur. Les n variables interviennent en niveau et en différences premières. Si les variables sont intégrées d'ordre 1, alors la matrice Π doit avoir un rang r inférieur à n . Le retard maximum est p pour les niveaux ou $(p-1)$ pour les variables différenciées. Pour fixer les idées, en plus des quatre endogènes, il faudra considérer au moins le taux d'inflation, le taux de chômage, le revenu disponible et un taux d'intérêt réel, soit $n=8$; on retiendra $p=3$ et une variable déterministe (variable indicatrice de libéralisation financière). Si l'on choisit de spécifier le revenu en logarithme, alors le taux de croissance du revenu (approximé par sa variation logarithmique) figurera dans le modèle, ainsi que le taux de croissance retardé d'un et de deux trimestres.

La première étape consiste à déterminer le rang r de la matrice Π , c'est-à-dire le nombre de relations d'équilibre existant entre les n variables. On a alors une décomposition de Π en deux matrices α et β de taille $(n \times r)$ $\Pi = \alpha\beta'$. Les relations d'équilibre (ou relations de long terme) sont données par l'équation $\beta'Z_t = 0$, les r composantes du vecteur $\beta'Z_{t-1}$ représentant les erreurs d'équilibre de la période $(t-1)$. Connaissant r , on peut réaliser des tests d'exogénéité faible (la i ème variable est exogène lorsque la i ème ligne de la matrice α est nulle) et des tests de stationnarité des n variables. Dans un modèle structurel, Z_t comporte en général deux blocs de variables, le bloc Y_t des endogènes et le bloc X_t des exogènes. Ici les exogènes devraient être le taux d'inflation, le taux de chômage, le revenu et le taux d'intérêt réel. Rappelons que dans un modèle à équations simultanées, le statut endogène/exogène est déclaré *a priori* par le modélisateur qui travaille directement sur un modèle conditionnel décrivant les endogènes en fonction des exogènes. Ici, le conditionnement peut se faire s'il y a exogénéité au sens statistique défini ci-dessus. Ceci permet alors de s'intéresser au système partiel suivant :

$$(6) \quad \Delta Y_t = B_0 \Delta X_t + C_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + C_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \alpha_y \beta' Z_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_{yt}$$

3. Nous ne sommes pas concernés ici par un ordre d'intégration supérieur à 1.

Dans notre étude, ce conditionnement est essentiel car on ne peut pas considérer que c'est le comportement des ménages qui détermine à lui seul le taux de chômage, le taux d'inflation, le revenu disponible et le taux d'intérêt réel. Obtenir cette exogénéité a été une étape difficile qui nous a contraint à choisir une spécification en logarithme pour la consommation, le revenu et l'investissement logement plutôt qu'une spécification en taux de consommation, en taux d'investissement logement et en taux de croissance du revenu qui nous semblait *a priori* préférable.

La deuxième étape consiste à identifier les relations d'équilibre. En effet, connaissant r , il existe une infinité de couples ⁴ (α, β) vérifiant $\Pi = \alpha\beta'$. Cette phase d'identification se déroule en posant des contraintes identifiantes et en testant la validité de ces contraintes. C'est une étape difficile à franchir mais indispensable puisque sans l'identification des relations d'équilibre on ne peut pas interpréter les résultats.

Dans la troisième étape, on s'intéresse à la dynamique de court terme. Le système (6) ne comportant que des variables stationnaires, l'économétrie standard des systèmes d'équations à erreurs liées et des systèmes d'équations simultanées s'applique. En général, il est nécessaire d'exclure certaines variables car *a priori* toutes les variables différenciées figurent dans chaque équation avec $(p-1)$ retards. Il reste alors à traiter les corrélations instantanées entre les résidus des équations en posant *a priori* des schémas de simultanéité identifiables entre les variables endogènes différenciées, schémas que l'on estime comme dans un modèle à équations simultanées.

Le choix des variables

Nous allons modéliser le comportement des ménages sans considérer de variables de stocks (actifs et passifs monétaires et financiers, capital logement). Ces variables, provenant des comptes de patrimoine, n'existent pas pour la plupart en périodicité trimestrielle. Mais ce n'est pas la raison qui nous pousse vers les variables de flux.

Depuis les travaux de Modigliani qui datent des années cinquante, on tente d'introduire épisodiquement un effet de richesse dans la fonction de consommation. Tentative qui n'a jamais donné de résultats. Cinquante ans après, il semble raisonnable d'abandonner l'idée. De plus, l'introduction de cette variable ne s'impose pas quand on prend comme référence théorique le modèle de cycle de vie. En effet, dans ce modèle, il est équivalent mathématiquement de dire que la consommation cou-

4. Le test d'exogénéité, évoqué précédemment, ne dépend pas de la décomposition car il porte sur la nullité d'une ligne de la matrice α .

rante est déterminée par la consommation de la période précédente, ou de dire que la consommation courante est déterminée par la richesse de l'agent. Autrement dit, lorsque figure la consommation retardée parmi les variables explicatives, il est inutile de faire figurer la richesse. Toujours lorsqu'on fait référence à la théorie du cycle de vie, rappelons que l'introduction du revenu courant pour expliquer la consommation exprime que l'agent subit des contraintes de liquidité provenant d'une limitation à l'emprunt, soit par rationnement volontaire ou bancaire, soit parce que le taux d'emprunt est jugé trop élevé par rapport au taux de placement. Finalement, dans la théorie du cycle de vie les déterminants de la consommation courante seront essentiellement la consommation retardée et le revenu courant comme dans les autres théories (celle de Brown avec la référence aux habitudes de consommation ou celle de Friedman avec le concept de revenu permanent).

Dans les années quatre-vingt suite à la période d'inflation, puis un peu plus tard, avec l'apparition des plus-values boursières et, enfin, des plus-values immobilières, on s'est posé le problème de définition du revenu réel : il faudrait ajouter au revenu comptable les plus ou moins-values de la richesse des ménages. Malheureusement la comptabilité patrimoniale est récente et se fait en terme annuel, si bien que de telles évaluations ne sont pas disponibles. Nous considérerons donc uniquement les effets de l'inflation.

La libéralisation financière a mis l'accent sur l'endettement et la nécessité de distinguer crédits nouveaux et remboursements en capital. Là encore, les séries trimestrielles sur une période relativement longue font défaut. On préfère alors considérer les flux nets de crédits plutôt que les encours. En effet, on pense d'abord à la définition du revenu : il faudrait d'une part impérativement enlever du revenu les remboursements du capital emprunté et, d'autre part, raisonner éventuellement avec un revenu « élargi » intégrant les crédits nouveaux. La somme du revenu et des flux nets de crédits correspond à un revenu élargi duquel on a bien enlevé les remboursements en capital. Par ailleurs, l'investissement logement est réalisé essentiellement avec des crédits nouveaux (et accessoirement avec de l'épargne préalablement accumulée) d'où l'importance des flux.

Par contre, en ce qui concerne l'investissement logement, il apparaîtrait naturel de considérer le capital logement. En effet, à long terme, la construction dépend essentiellement de l'adaptation du parc existant aux besoins démographiques et du renouvellement du parc déprécié. Cependant, d'autres facteurs interviennent, impliquant moins directement le stock existant ; l'investissement logement peut correspondre à une amélioration des conditions de vie suite à un enrichissement progressif des agents et, enfin, à un placement financier suite à une rentabilité accrue du placement. De plus, on constatera que la détermination

de l'investissement logement sans introduire le capital logement se fait relativement bien.

En conclusion, on ne retiendra que des flux de la comptabilité trimestrielle. On est contraint faute de chiffres à considérer un modèle dont le contenu économique est plus pauvre qu'on ne le souhaiterait. Dans l'équation (4) l'investissement et les crédits concernent les ménages et les entrepreneurs individuels. Nous nous intéresserons uniquement à l'investissement logement des ménages et à leurs crédits immobiliers. *A priori* les investissements des entrepreneurs individuels et les crédits associés sont indépendants des comportements décrits ici. La consommation des ménages est la consommation finale en biens et services marchands. L'investissement logement est l'investissement des ménages en bâtiment (hors services marchands).

Avant d'aborder les choix de spécification des variables, disons quelques mots sur les variables exogènes et déterministes que nous avons considérées. Classiquement, une fonction de consommation comporte, outre la consommation retardée et le revenu courant, le taux d'inflation, le taux de croissance du pouvoir d'achat du revenu et, éventuellement, la variation du taux de chômage et un taux d'intérêt réel. Nous ne reviendrons pas sur le rôle de chacune, on peut se référer aux articles de Cadiou (1995), Bonnet et Dubois (1995), Sicsic et Villette (1995). Ces exogènes suffiront pour expliquer l'évolution de l'investissement logement et des flux nets de crédits et nous en resterons là ⁵.

Trois variables déterministes ont été *a priori* retenues, l'une est une indicatrice conséquence de la libéralisation financière sur laquelle nous reviendrons, la deuxième, une variable démographique représentant le vieillissement de la population, et la troisième, une variable de l'enquête auprès des ménages représentant leur optimisme. Le vieillissement de la population a été mesuré par le rapport du nombre de personnes de moins de quinze ans sur le nombre de personnes de plus de 60 ans. Cette variable a un profil assez proche de la tendance du taux d'investissement logement, croissant au départ puis décroissant ensuite. Elle devrait contribuer à expliquer la baisse tendancielle du taux d'investissement logement. En fait, elle ne sera significative dans aucune des équations du modèle et n'a donc pas été retenue dans la présentation des résultats. Pour expliquer la faiblesse de la consommation dans les années quatre-vingt-dix, on évoque souvent le manque de confiance des ménages à l'égard de l'avenir, ce qui les pousse à épargner. D'où l'idée d'introduire dans les équations l'indicateur de confiance issu de l'en-

5. Mentionnons que les variables nominales seront toutes déflatées par le prix à la consommation et donc que le prix de l'investissement logement, c'est-à-dire celui de la construction neuve, n'interviendra pas.

quête auprès des ménages ⁶. Les résultats n'étant pas concluants, la variable n'a finalement pas été retenue.

A la suite de Bonnet-Dubois (1995) et Sicsic-Villetelle (1995) nous pensons qu'il est indispensable d'introduire une variable indicatrice pour représenter les effets de la libéralisation financière. Nous retiendrons ici une variable qui vaut 1 du quatrième trimestre de l'année 1985 au quatrième trimestre de l'année 1989 et 0 ailleurs ⁷. La déréglementation financière a entraîné une explosion soudaine des crédits mais à partir de 1990 la demande des ménages s'est modérée et les organismes de prêts sont devenus plus prudents suite à la multiplication des cas de surendettement. Le choix d'une telle indicatrice montre que la période (1986-89) est jugée transitoire : imprudence transitoire des organismes prêteurs et engouement transitoire des ménages pour l'achat à crédit. Cette interprétation n'est pas tout à fait convaincante. En effet, l'absence de perspective de croissance du revenu à partir des années quatre-vingt-dix a probablement joué et entraîné un ralentissement de la demande de crédits, qui, à l'avenir, avec une conjoncture meilleure, devrait s'accroître car, en France, les ménages sont encore peu endettés relativement à d'autres pays. Bien que le taux de croissance du revenu soit présent dans le modèle ainsi que les flux nets de crédits, on ne réussit pas à se passer d'une telle indicatrice, faute de quoi le modèle conduirait à sous-estimer le taux d'épargne en prévision comme on le verra en fin d'article.

La spécification en taux ou en logarithme

Le fait que la relation comptable (4), après division par le revenu, devienne une relation entre taux, nous incite *a priori* à retenir les endogènes suivantes : le taux de consommation, le taux d'investissement logement et les rapports des deux flux de crédits au revenu. On peut vérifier que ces taux sont non stationnaires ⁸. Les exogènes seraient alors le taux d'inflation, le taux de croissance du pouvoir d'achat du revenu, le taux de chômage et le taux d'intérêt réel. L'analyse multivariée de ce processus vectoriel de taille 8, avec $p=3$, conduit à 5 vecteurs de cointégration (annexe 1, tableau A1). On refuse au seuil 5 % l'exogénéité du taux de croissance du revenu, du taux de chômage et du taux d'inflation (annexe 1, tableau A2). De plus, le taux de croissance du revenu apparaît non stationnaire au seuil 5 % (seuil critique 1,9 %). On se retrouve

6. Depuis 1987 cette enquête est mensuelle et il a fallu se livrer à un travail de rétropolation pour obtenir une série trimestrielle fabriquée avec l'ancienne et la nouvelle enquête.

7. Cette indicatrice diffère légèrement de celle retenue par Bonnet-Dubois et Sicsic-Villetelle, qui valait 1 du 2^e trimestre 1986 au 4^e trimestre 1990 et 0 ailleurs.

8. Le flux net de crédit de trésorerie rapporté au revenu pourrait éventuellement l'être en introduisant l'indicatrice dans la régression servant au test.

finalement avec 5 vecteurs de cointégration sans aucune variable stationnaire. Même si l'on décidait de ne pas tenir compte du résultat des tests d'exogénéité, on ne pourrait pas étudier le système partiel de nos 4 variables, car le nombre de vecteurs de cointégration est supérieur à 4. Par rapport à l'analyse qui suivra, l'identification des vecteurs de cointégration nous conduit à retenir ici une relation d'équilibre supplémentaire, de type relation de Phillips, car elle lie le taux de croissance du revenu, le taux d'inflation et le taux de chômage. Nous sommes donc dans une impasse et ceci nous conduit à retenir une autre spécification pour les variables du système.

Traditionnellement, les fonctions de consommation sont spécifiées en logarithme des variables, formulation qui se prête bien aux représentations à correction d'erreur ⁹. Dans la représentation autorégressive, on explique le logarithme de la consommation à prix constants (lc) par des retards de l'endogène (lc_{-1}, lc_{-2}), par le logarithme du pouvoir d'achat du revenu (ly), par son taux de croissance (approximé par la variation logarithmique) Δly , par le taux d'inflation (ici la variation logarithmique du prix à la consommation) Δp ; le cas échéant on introduit la variation du taux de chômage ($\Delta Tcho$), et, enfin, le taux d'intérêt réel ¹⁰ (Tor). En général, l'hypothèse d'une élasticité revenu long terme unitaire est vérifiée. Dans ce cas, on peut constater qu'une formulation en logarithme ou en taux mène à des résultats identiques ¹¹. L'investissement logement ¹² sera également introduit en logarithme (li). Enfin, les flux nets de crédits seront rapportés au revenu en remarquant que :

$$\text{Log}(y+\text{crédits}) \sim \text{Log}(y) + (\text{crédits}/y)$$

On garde à l'esprit le concept de revenu élargi. Les flux en francs constants seront notés crt pour les crédits de trésorerie et crh pour les crédits immobiliers. Nous allons donc considérer le processus vectoriel ($lc, li, crh/y, crt/y, ly, \Delta p, Tcho, Tor$). Ces variables sont susceptibles de figurer dans les relations d'équilibre de long terme, tandis que leurs différences premières courante et retardées, n'interviendront que dans la dynamique de court terme (en particulier, on trouvera Δly et $\Delta Tcho$). La variable indicatrice est notée $d8689$. La période d'estimation ira du 3^e trimestre de l'année 1971 au 2^e trimestre de l'année 1997. Les résultats économétriques ont été obtenus en utilisant le logiciel *cats* (associé au logiciel *rats*) conçu spécialement pour pouvoir mener à bien la méthodologie développée dans Johansen et Juselius (1994).

9. La variable expliquée est alors le taux de croissance de la consommation.

10. Ici, il s'agit du taux nominal des obligations diminué du taux d'inflation en glissement annuel.

11. en effet $\text{Log}(c/y) \sim (c/y)-1$

12. déflaté par le prix à la consommation comme nous l'avons déjà dit.

Choix des retards, dimension de l'espace de cointégration et tests d'exogénéité

Le choix de p est délicat car on constate que les résultats des deux premières étapes varient beaucoup avec p (retenir une valeur élevée de p pour se prémunir d'une éventuelle corrélation temporelle des erreurs du système est tout aussi nocif qu'une valeur trop faible). Trois tests multivariés de corrélation temporelle sont proposés dans *cats*. On remarque que les conclusions de ces tests dépendent du moment où on les réalise (juste après l'estimation du système (5), un peu plus tard après avoir choisi le nombre de vecteurs de cointégration, ou encore dans le système partiel (6)). Il n'est pas étonnant que les résultats des tests puissent différer lorsqu'ils sont réalisés dans le système (5) à 8 équations ou dans le système partiel (6) à 4 équations. Satisfaire aux tests dans le système (5) pousse éventuellement à retenir trop de retards ¹³. En effet, dans les équations correspondant aux exogènes, il manque des variables explicatives, ce qui engendre de l'autocorrélation, et pour combattre cette autocorrélation il est nécessaire d'introduire un nombre élevé de retards. Ainsi, pour choisir p , il faut regarder les résidus des systèmes (5) et (6). Après investigation, il nous a semblé que $p=3$ était une valeur appropriée, soit trois retards dans une écriture autorégressive ou bien deux, dans une écriture à correction d'erreur.

On passe ensuite à l'estimation du système (5) pour déterminer le nombre r de relations d'équilibre. Deux tests permettent de faire ce choix (voir tableau 1). Celui de la valeur propre maximale (λ -max dans les tableaux) qui permet de tester l'hypothèse $r=r_0$ contre $r=r_0+1$ et, le test de la trace, qui permet de tester l'hypothèse $r=r_0$ contre $r=n$. Des tables particulières donnent les quantiles des distributions ¹⁴ (Osterwald-Lenum, 1992). Elles ont été établies pour des modèles ne comportant ni variables déterministes ¹⁵, ni exogènes et dépendent de la manière d'introduire le terme constant dans le système (et éventuellement le trend). Dans toute la suite nous avons choisi de ne pas introduire de contrainte sur le terme constant ¹⁶ (rien ne le justifie ici).

13. Au vu de ces tests, on aurait retenu $p=5$.

14. On refuse l'hypothèse nulle au seuil 5 % quand la statistique du test dépasse le 95^e centile de la distribution.

15. On les utilise tout de même dans ce contexte ; par exemple dans Johansen-Juselius (1994) figure une variable indicatrice pour tenir compte de la libéralisation financière en Australie.

16. On peut lui imposer de ne figurer que dans les relations d'équilibre.

1. Résultats des tests de cointégration

Valeurs propres	H_0 $r =$	Test λ -max	95 ^e centile	Test de la trace	95 ^e centile
0,518	0	75,9	51,4	266,8	156,0
0,484	1	68,7	45,3	191,0	124,2
0,338	2	42,8	39,4	122,2	94,2
0,282	3	34,5	33,5	79,4	68,5
0,188	4	21,7	27,1	45,0	47,2
0,123	5	13,6	21,0	23,3	29,7
0,064	6	6,9	14,1	9,6	15,4
0,026	7	2,7	3,8	2,7	3,8

Les deux tests conduisent à retenir $r=4$.

Dans le tableau 2 nous présentons les résultats des tests d'exclusion (l'hypothèse nulle est l'exclusion de la variable dans les relations de cointégration), des tests de stationnarité (l'hypothèse nulle est la stationnarité) et des tests d'exogénéité lorsque $r=4$. Il s'agit de tests du chi-deux (ici à 4 degrés de liberté).

2. Résultats des tests d'exclusion, de stationnarité et d'exogénéité ($r=4$)

Tests	d.l.	95 ^e centile	Lc	Li	Crh/y	Crt/y	Ly	Δ Lp	Tcho	Tor
Exclusion	r	9,5	21,5	41,4	35,8	41,4	33,0	29,4	35,7	9,3
Stationnarité	n-r	9,5	25,1	26,4	24,1	7,1	24,6	26,9	23,8	23,6
Exogénéité	r	9,5	20,8	31,1	26,0	27,1	5,5	9,6	5,1	5,4

On peut exclure (au seuil 5 %) le taux d'intérêt réel des relations d'équilibre (autrement dit, ce taux n'interviendra pas en niveau dans le modèle). La variable crt/y est éventuellement stationnaire¹⁷ (au seuil 5 %), toutes les autres sont intégrées d'ordre 1. Le logarithme du pouvoir d'achat du revenu, le taux de chômage et le taux d'intérêt réel apparaissent exogènes au seuil 5 %. L'exogénéité simultanée de ces trois variables est aussi acceptée (seuil critique supérieur à 5 %). L'inflation est exogène pour un seuil inférieur à 4,7 %. Mais l'exogénéité simultanée des 4 variables (revenu, chômage, taux d'intérêt et inflation) est refusée (seuil critique 0 %). Il est clair qu'on ne peut pas maintenir le taux d'inflation comme variable endogène du système et que nous ne tiendrons pas compte de ce dernier résultat. La non exogénéité du taux d'inflation n'est pas statistiquement étonnante : elle résulte de la corrélation relativement élevée entre le taux d'épargne (donc $lc-ly$) et l'inflation ; et, de même, entre $li-ly$ (le logarithme du taux d'investissement logement) et l'inflation, l'investissement logement ayant été élevé dans

17. Ceci résulte de la présence de l'indicatrice D8689 dans le système.

les années soixante-dix. Or les logarithmes du taux de consommation et du taux d'investissement logement entreront dans deux relations d'équilibre.

Identification de la structure de long terme

Comme il a été dit précédemment, la décomposition de la matrice Π ($\Pi = \alpha\beta'$) n'est pas unique, car, pour toute matrice θ inversible de taille r , on a : $\alpha\beta' = \alpha\theta^{-1}\theta\beta'$. Il y a donc un problème d'identification des quatre relations d'équilibre (c'est-à-dire des quatre vecteurs colonnes de la matrice β). Cette phase d'identification va être menée dans le système partiel en posant des restrictions identifiantes¹⁸ sur les vecteurs de cointégration, restrictions dont on testera la validité.

Par exemple, une des relations d'équilibre doit concerner la consommation et on a des idées *a priori* sur les variables exogènes qui doivent y figurer : le revenu avec une élasticité unitaire et le taux d'inflation. On a vu (tests d'exclusion) que le taux d'intérêt réel pouvait être exclu de toutes les relations d'équilibre donc de celle-ci en particulier. Quant au taux de chômage, il n'y a pas de raison de l'inclure, car c'est sa variation qui entre traditionnellement dans une fonction de consommation. Reste à considérer la présence éventuelle des trois autres endogènes (l'investissement logement et les deux variables de crédit). Si l'on pense que ces variables doivent figurer dans l'équation de la consommation, il y a deux voies d'intégration : directement dans la relation de long terme de l'équation ou, indirectement, par le biais des erreurs d'équilibre des trois autres relations de cointégration.

A titre d'exemple, admettons qu'on retienne la présence de l'investissement logement dans la relation de long terme¹⁹, alors une des lignes de la transposée de la matrice β s'écrira :

Lc	Li	Crh/y	Crt/y	Ly	Δ Lp	Tcho	Tor
1	a	0	0	- 1	b	0	0

On a placé 5 restrictions linéaires sur une colonne de la matrice β et il reste deux coefficients à estimer (a et b). On peut tester²⁰ que ce vecteur appartient ou non à l'espace de cointégration, ce qui constitue une étape préliminaire de la phase d'identification. Dans le cas où il appartient, on peut chercher à identifier une deuxième relation d'équilibre et tester si les deux colonnes de β appartiennent ou non à l'espace de cointégration.

18. Le logiciel CATS précise si les restrictions linéaires imposées vérifient ou non les conditions d'identification et, dans l'affirmative, si il y a exacte ou sur-identification.

19. Ce qui ne sera pas le cas.

20. Test du rapport de vraisemblance, loi du chi-deux.

tégration etc. Cette progression pas à pas, commode, ne conduit pourtant pas nécessairement au but. En effet, on peut très bien être amené à revenir sur le choix du premier vecteur de cointégration, si à un moment donné les coefficients à estimer (a et b, ci-dessus) n'ont pas le signe attendu ou bien prennent des valeurs invraisemblables. On a constaté qu'il est très difficile d'obtenir simultanément la validité des restrictions et des coefficients plausibles lors de l'identification des troisième et quatrième relations de long terme. Ceci est rassurant puisque lorsqu'on parvient au but, on a le sentiment qu'il n'y a pas d'autres solutions que celle que l'on a péniblement trouvée. Dans cette recherche, on doit prendre en compte les résultats des tests d'exclusion : toutes les variables (sauf le taux d'intérêt réel) doivent figurer au moins une fois dans une relation d'équilibre.

Puisqu'ici le nombre de vecteurs de cointégration est égal au nombre de variables endogènes, il est naturel de rechercher une relation d'équilibre pour chaque endogène. Et, c'est bien ce qui est apparu à l'issue de la phase d'identification. On a testé les restrictions suivantes :

$$\beta' = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & -1 & a & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & -1 & b & c & 0 \\ 0 & -d & 1 & 0 & d & 0 & 0 & 0 \\ -e & 0 & 0 & 1 & e & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Trois vecteurs comportent 6 restrictions et un, 5 restrictions. Pour tester la validité de ces restrictions, on réalise un test du rapport de vraisemblance, qui a comme loi asymptotique une loi du chi-deux de degrés de liberté $\sum_j [q_j - (r - 1)]$ où q_j est le nombre de restrictions du j^e vecteur de cointégration. Ici, la statistique vaut 12,05 pour un chi-deux à 11 degrés de liberté ce qui correspond à un seuil critique de 36 %. Les restrictions sont donc largement acceptées. Il faut maintenant vérifier qu'elles sont identifiantes. Une relation d'équilibre est identifiée si, par combinaison linéaire des $(r-1)$ restantes, on ne peut pas retrouver cette relation. Ici, elles le sont (il y a suridentification ²¹). Finalement, on obtient les relations d'équilibre suivantes (on a indiqué entre parenthèses l'écart type du coefficient) :

$$\begin{aligned} Lc &= Ly - 2,175 \Delta Lp + \text{constante} \\ &\quad (0,305) \\ Li &= Ly + 5,708 \Delta Lp - 5,796 Tcho + \text{constante} \\ &\quad (0,734) \quad (0,301) \\ crh/y &= 0,047 (Li - Ly) + \text{constante} \\ &\quad (0,007) \\ crt/y &= 0,035 (Lc - Ly) + \text{constante} \\ &\quad (0,013) \end{aligned}$$

21 L'identification exacte correspondrait à 3 restrictions par vecteur.

On a vu (dans le système (5), tableau 2) que la variable crt/y pouvait éventuellement être considérée comme stationnaire. S'il en était ainsi dans le système (6), le coefficient e serait nul. Or, il est significativement différent de zéro.

La première relation, classique, exprime que le logarithme du taux de consommation dépend négativement du taux d'inflation. La deuxième, fait dépendre le logarithme du taux d'investissement logement du taux d'inflation et du taux de chômage. L'inflation favorise l'investissement logement et le chômage, le déprime. La dépendance entre le taux d'investissement logement et le taux d'inflation n'a rien d'étonnant puisqu'une forte inflation permet de rembourser aisément le capital emprunté, car elle diminue la valeur en francs constants des remboursements ; de plus, durant la période de forte inflation, les taux d'emprunts réels ont été négatifs. Ceci aurait dû contribuer à rendre significatif la variable taux d'intérêt réel. Cependant, le taux des obligations est un très mauvais indicateur ²² d'un taux d'emprunt effectif (qu'il serait bien difficile de déterminer). S'il apparaît normal que la progression du chômage contribue à réduire l'investissement logement, nous avons été étonnés du fort pouvoir explicatif du taux de chômage dans cette équation. On a alors vérifié que le rôle de cette variable demeure identique lorsqu'on introduit le temps dans l'équation ou, mieux, un *trend* démographique de même profil que celui du taux d'investissement logement (il s'agit du rapport jeunes/vieux dont nous avons parlé précédemment). Enfin, les deux dernières relations d'équilibre expriment que les flux nets de crédits rapportés au revenu dépendent du taux d'investissement logement pour les crédits immobiliers et du taux de consommation pour les crédits de trésorerie, ce qui paraît tout à fait logique.

On a bien entendu testé (et rejeté) la présence du taux d'investissement logement dans la relation de cointégration du taux de consommation, ainsi que celle des flux nets de crédits dans cette même fonction. Ces trois variables ne pourront intervenir, qu'indirectement, à travers leurs erreurs d'équilibre, ce qui paraît plus satisfaisant qu'un rôle direct. On a également vérifié que le taux de chômage ne pouvait figurer que dans la relation de cointégration du taux d'investissement logement, et que le taux d'inflation n'intervenait que dans les deux premières relations.

Dans le système (6), les r composantes du vecteur $\beta' Z_{t-1}$ s'interprètent comme les r erreurs d'équilibre au trimestre $(t-1)$. La j^e erreur d'équilibre intervient dans la i^e équation avec le poids α_{ij} donné dans le tableau 3. Les statistiques de Student de ces coefficients sont données entre parenthèses à côté du coefficient. Les termes de la diagonale

22. Considérer un taux court n'est pas mieux.

(poids de l'erreur d'équilibre i dans l'équation i) ont tous le signe attendu (signe négatif d'une force de rappel) et sont tous largement significativement différents de zéro.

La deuxième colonne du tableau montre qu'un déséquilibre du taux de consommation se répercute sur les trois autres endogènes : un taux de consommation élevé relativement à sa tendance au trimestre $(t-1)$, déprime au trimestre suivant l'investissement logement, ainsi que les demandes de crédits immobiliers et de trésorerie. La troisième colonne du tableau indique qu'un déséquilibre du taux d'investissement logement n'a pas d'influence sur les autres endogènes. Dans la quatrième colonne du tableau, on voit qu'un déséquilibre positif des flux nets de crédits immobiliers (une forte demande de crédits ou un faible niveau de remboursements d'emprunts) favorise au trimestre suivant la consommation et l'achat de logement. Enfin, dans la dernière colonne, il apparaît qu'un déséquilibre positif des flux nets de crédits de trésorerie au trimestre $(t-1)$ favorise la demande de crédit immobilier au trimestre suivant. Il en est de même lorsqu'on intervertit le type de crédit : les erreurs d'équilibre positives d'un type de crédit favorisent l'autre type (mais, dans la 4^e équation, l'erreur d'équilibre sur la 3^e variable n'est pas significative). Cet impact positif peut résulter du fait qu'il y a des périodes favorables à l'endettement, ou s'interpréter en disant qu'un faible niveau de remboursements des crédits de trésorerie favorise la demande de crédits à l'habitat.

3. Le poids des erreurs d'équilibre dans les équations

Equations	Coefficients α_{ij}							
ΔLc	- 0,199	(- 4,9)	- 0,034	(- 1,2)	0,276	(2,0)	0,359	(1,5)
ΔLi	- 0,283	(- 2,0)	- 0,527	(- 5,4)	2,269	(4,6)	- 0,129	(- 0,2)
$\Delta(Crh/y)$	- 0,109	(- 3,0)	0,030	(1,2)	- 0,596	(- 4,7)	0,916	(4,4)
$\Delta(Crt/y)$	- 0,072	(- 2,6)	- 0,017	(- 0,9)	0,163	(1,7)	- 1,008	(- 6,5)

La dynamique de court terme

Nous allons maintenant examiner l'estimation des matrices B0 C1 C2 du système (6) ainsi que les résidus des équations. L'estimation non contrainte de ces matrices n'est pas très intéressante car il y a sur-paramétrisation et les résultats sont reportés en annexe 2 (tableaux A3, A4 et A5).

Considérons maintenant les résidus des équations, d'abord leurs corrélations instantanées, puis les corrélations temporelles. Les dépen-

dances entre les différences premières des endogènes courantes se trouvent dans les erreurs des équations. L'estimation de la matrice des corrélations instantanées des résidus des équations est :

	ΔLc	ΔLi	$\Delta(Crh/y)$	$\Delta(Crt/y)$
ΔLc	1			
ΔLi	- 0,144	1		
$\Delta(Crh/y)$	0,120	0,005	1	
$\Delta(Crt/y)$	0,185	0,050	0,284	1

Avec 104 observations, un coefficient de corrélation est significativement différent de zéro si sa valeur absolue excède 0,19. Il y a donc au plus deux corrélations significatives : l'une positive entre les deux variables de crédits et, éventuellement, une seconde, positive, entre le taux de croissance de la consommation et les flux nets de crédits de trésorerie rapportés au revenu. La simultanéité entre les différences premières des endogènes courantes est donc faible.

L'absence de corrélation temporelle entre les résidus des équations est testée à l'aide de trois tests multivariés, le premier est la version multivariée du test de Ljung-Box, les deux autres, du test du multiplicateur de Lagrange. Les statistiques des tests valent respectivement :

$$\begin{aligned}
 L-B(26) &= 425 \quad (\text{loi du chi-deux à } 368 \text{ d.l.}) \quad \text{seuil critique : } 2 \% \\
 LM(1) &= 20,8 \quad (\text{loi du chi-deux à } 16 \text{ d.l.}) \quad \text{seuil critique : } 19 \% \\
 LM(4) &= 21,4 \quad (\text{loi du chi-deux à } 16 \text{ d.l.}) \quad \text{seuil critique : } 16 \%
 \end{aligned}$$

Seul le premier test (qui comporte des corrélations inter et intra jusqu'à l'ordre 26), met en doute l'absence de corrélation temporelle, puisque pour l'accepter, il faudrait choisir un seuil inférieur à 2 %. Nous n'accordons pas trop d'importance au résultat de ce test « fourre-tout ».

L'hypothèse de normalité multivariée est testée à l'aide de la version multivariée du test de Shenton-Bowman. On accepte l'hypothèse de normalité du vecteur des résidus ; en effet, la statistique du test vaut 8,8, elle suit une loi du chi-deux à 8 d.l., ce qui donne un seuil critique de 36 %.

La plupart des coefficients de la forme non contrainte (tableaux A3, A4 et A5) n'étant pas significativement différents de zéro et, avant de traiter le problème de simultanéité, nous avons estimé la dynamique de court terme en éliminant un grand nombre de différences premières non significatives. On voulait voir ce qu'il adviendrait des corrélations instantanées dans le système contraint avant de les traiter. Ce système contraint (qui n'est donc pas le définitif) est présenté dans le tableau A6 de l'annexe 2. Cette estimation, ainsi que la suivante, ne peut plus

se faire dans le logiciel *cats*. Il faut donc poursuivre les estimations en considérant les erreurs d'équilibre comme données²³. Dans la suite, elles sont notées respectivement ECMC (erreur d'équilibre de la consommation), ECMI (de l'investissement logement), ECMH (du flux net de crédits immobiliers), ECMT (du flux net de crédits de trésorerie). Le système ne comporte que des variables stationnaires et l'économétrie standard s'applique. L'estimation du tableau A6 est réalisée par la méthode des moindres carrés généralisés pour les systèmes à erreurs liées (SURE). Le test du rapport de vraisemblance, qui figure après les équations, permet de tester la validité des 73 restrictions que nous avons placées et qui sont largement acceptées. L'estimation de la matrice des corrélations instantanées entre les résidus des équations est proche de celle obtenue sans contraintes :

	ΔLc	ΔLi	$\Delta(Crh/y)$	$\Delta(Crt/y)$
ΔLc	1			
ΔLi	- 0,030	1		
$\Delta(Crh/y)$	0,120	0,060	1	
$\Delta(Crt/y)$	0,219	0,014	0,245	1

Comme précédemment, il y a deux corrélations tout juste significatives et on pourrait les négliger. Nous allons cependant les considérer dans le paragraphe suivant, ce qui nous amènera à un système d'équations légèrement différents que nous commenterons plus en détail.

Pour traiter les corrélations instantanées entre les équations, il faut se donner *a priori* un (ou des) schéma (s) de simultanété, c'est-à-dire une matrice A carré inversible de taille 4 qui a des 1 sur la diagonale. Le système (6) correspond à la forme canonique d'un VECM. En pré-multipliant ce système par une matrice inversible (par exemple la matrice A), on obtient un VECM équivalent. On cherche donc une matrice A telle que la matrice de variance-covariance des erreurs transformées $u_t = A \varepsilon_{yt}$ soit diagonale (absence de corrélation instantanée entre les erreurs u_{it} des équations). Désignons par D cette matrice diagonale et par Σ_y la matrice de variance-covariance des erreurs ε_{yt} . On doit avoir :

$$(7) \quad D = A \Sigma_y A' \quad \text{ou encore} \quad \Sigma_y = A^{-1} D A^{-1}$$

On a vu que Σ_y comportait deux covariances différentes de zéro (soit 6 éléments non nuls). Ceci nous permet de déterminer deux coefficients de la matrice A , car le système (7) a 6 inconnues (les 4 éléments diagonaux de D et deux coefficients dans A). Les covariances non nulles

23. L'estimation d'un VECM structurel se fait donc en deux temps : dans un premier temps, on estime la structure de long terme, et dans un deuxième, la structure de court terme.

sont σ_{41} et σ_{43} . On a *a priori* 4 schémas de simultanéité possibles définis par les matrices A_i ($i=1, \dots, 4$) suivantes :

$$A_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & a_{14} \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & a_{34} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad A_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & a_{14} \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & a_{43} & 1 \end{pmatrix}$$

$$A_3 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & a_{34} \\ a_{41} & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad A_4 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ a_{41} & 0 & a_{43} & 1 \end{pmatrix}$$

Dans A_1 et A_2 , la corrélation entre Δlc et $\Delta(crt/y)$ résulte du fait que le taux de croissance de la consommation dépend instantanément de $\Delta(crt/y)$ et, dans A_3 et A_4 , on fait l'hypothèse inverse (la causalité est dans l'autre sens). Dans A_1 et A_3 , la corrélation entre $\Delta(crh/y)$ et $D(crt/y)$ résulte du fait que $\Delta(crh/y)$ dépend instantanément de $\Delta(crt/y)$, et, dans A_2 et A_4 , on fait l'hypothèse inverse. Ces 4 matrices correspondent à un schéma récursif (en intervertissant si nécessaire l'ordre des variables), de sorte que les équations correspondantes peuvent être estimées une par une en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires ²⁴.

Le schéma représenté par la matrice A_1 conduit à ajouter $\Delta(crt/y)$ dans la première équation du système précédent et, $\Delta(crt/y)$ dans la troisième. Le schéma de la matrice A_2 fait introduire $\Delta(crt/y)$ dans la première équation et, $\Delta(crh/y)$ dans la quatrième etc. Nous avons considéré les 4 schémas et examiné si les variables introduites avaient un coefficient significativement différent de zéro. Seul le schéma A_3 conduit à des coefficients tout juste significativement différents de zéro. En estimant le système par la méthode du maximum de vraisemblance, aucun schéma n'émerge car les écart-types des coefficients sont plus élevés avec cette méthode qu'avec celle des moindres carrés ordinaires.

L'examen de la troisième équation du schéma A_3 ne nous paraît pas très crédible ; en effet, on obtient :

$$\begin{aligned} \Delta(Crh/y) = & 0,066 - 0,521 ECMH_{t-1} + 0,843 ECMT_{t-1} - 0,253 \Delta(Crh/y)_{t-1} - 0,317 \Delta(Crh/y)_{t-2} \\ & (4,9) \quad (-5,3) \quad (5,3) \quad (-2,7) \quad (-3,7) \\ & + 0,277 \Delta(Crt/y) - 0,279 \Delta(Crt/y)_{t-1} - 0,054 \Delta Li_{t-2} \\ & (2,4) \quad (-2,4) \quad (-3,0) \end{aligned}$$

et finalement ce serait la variable $\Delta(\Delta(crt/y))$ qui entrerait dans l'équation. On ne voit pas quelle interprétation on pourrait donner, donc

²⁴. Pour un modèle non récursif, on estimerait le système avec la méthode du maximum de vraisemblance.

on ne retient pas cette spécification. Par contre, on introduit le taux de croissance de la consommation (Δlc) dans la quatrième équation.

Le système obtenu est donné dans l'encadré. Commençons par examiner l'estimation de la matrice des corrélations instantanées entre les résidus de ces nouvelles équations :

	ΔLc	ΔLi	$\Delta(Crh/y)$	$\Delta(Crt/y)$
ΔLc	1			
ΔLi	- 0,030	1		
$\Delta(Crh/y)$	0,110	0,055	1	
$\Delta(Crt/y)$	0,058	0,000	0,165	1

Aucune corrélation n'est significativement différente de zéro.

Par rapport à l'estimation précédente (tableau A6), seule la spécification de la 4^e équation a changé. Non seulement, on introduit (Δlc) mais aussi, au lieu d'estimer librement les coefficients de Δlc_{-h} et Δly_{-h} ($h=0...2$), on les contraint à être égaux en valeur absolue ; autrement dit, c'est la variable $\Delta l(c/y)_{-h}$ ($h=0...2$), qui figure dans l'équation. Suite à ces modifications, l'erreur d'équilibre $ecmh$ n'est plus significative (elle l'était tout juste) et n'apparaît donc plus dans l'équation. Enfin, les équations sont estimées une par une, en utilisant les moindres carrés ordinaires (d'où des estimations un peu différentes de celles du tableau A6).

Le système d'équations

$$\Delta Lc = - 0,062 + 0,009 D8689 - 0,225 ECMC_{t-1} + 0,209 ECMH_{t-1} - 0,326 \Delta LC_{t-1} \\ (- 4,2) \quad (4,2) \quad (- 7,0) \quad (2,3) \quad (- 3,8) \\ + 0,226 \Delta Ly - 0,347 \Delta \Delta Lp \\ (3,0) \quad (- 2,9)$$

$$Q(26) = 17,6 \quad \text{seuil critique } 89,1 \% \quad ETR = 0,63 \%$$

$$\Delta Li = - 1,208 + 0,026 D8689 - 0,228 ECMC_{t-1} - 0,415 ECMI_{t-1} \\ (- 8,5) \quad (3,1) \quad (- 2,0) \quad (- 7,7) \\ + 1,702 ECMH_{t-1} - 3,457 \Delta Tcho \\ (5,0) \quad (- 2,5)$$

$$Q(26) = 33,0 \quad \text{seuil critique } 16,2 \% \quad ETR = 2,4 \%$$

$$\Delta(Crh/y) = 0,063 - 0,495 ECMH_{t-1} + 0,720 ECMT_{t-1} - 0,236 \Delta(Crh/y)_{t-1} \\ (4,7) \quad (- 5,0) \quad (4,7) \quad (- 2,5) \\ - 0,275 \Delta(Crh/y)_{t-2} - 0,437 \Delta(Crt/y)_{t-1} - 0,060 \Delta Li_{t-2} \\ (- 3,2) \quad (- 4,4) \quad (- 3,3)$$

$$Q(26) = 44,8 \quad \text{seuil critique } 1,2 \% \quad ETR = 0,57 \text{ point}$$

$$\Delta(\text{crt}/y) = -0,006 + 0,009 D8689 - 0,089 \text{ECMC}_{t-1} - 0,840 \text{ECMT}_{t-1}$$

$$\begin{matrix} (-1,7) & (5,6) & (-4,2) & (-6,8) \\ -0,396 \Delta(\text{crt}/y)_{t-1} + 0,090 \Delta L(c/y) + 0,200 \Delta L(c/y)_{t-1} \\ (-5,0) & (2,0) & (4,3) \\ + 0,116 \Delta L(c/y)_{t-2} \\ (2,6) \end{matrix}$$

$$Q(26) = 34,3 \quad \text{seuil critique } 12,7 \% \quad \text{ETR} = 0,42 \text{ point}$$

Erreurs d'équilibre :

$$\begin{aligned} \text{ECMC} &= Lc - Ly + 2,175 \Delta Lp \\ \text{ECMI} &= Li - Ly - 5,708 \Delta Lp + 5,796 \text{Tcho} \\ \text{ECMH} &= \text{crh}/y - 0,047 (Li - Ly) \\ \text{ECMT} &= \text{crt}/y - 0,035 (Lc - Ly) \end{aligned}$$

D'une manière générale, les endogènes sont expliquées par des endogènes retardées et des exogènes courantes et retardées :

$$\begin{aligned} Lc & \text{ dépend de } Lc_{-1} \quad Lc_{-2} \quad (\text{crh}/y)_{-1} \quad Li_{-1} \quad Ly \quad Ly_{-1} \quad \Delta Lp \quad \Delta Lp_{-1} \\ Li & \text{ dépend de } Lc_{-1} \quad Li_{-1} \quad (\text{crh}/y)_{-1} \quad Ly \quad Ly_{-1} \quad \Delta Lp \quad \Delta Lp_{-1} \quad \text{Tcho} \quad \text{Tcho}_{-1} \\ \text{crh}/y & \text{ dépend de } Lc_{-1} \quad Li_{-1} \quad Li_{-2} \quad Li_{-3} \quad (\text{crh}/y)_{-1} \quad (\text{crh}/y)_{-2} \quad (\text{crh}/y)_{-3} \\ & \quad (\text{crt}/y)_{-1} \quad (\text{crt}/y)_{-2} \quad Ly_{-1} \\ \text{crt}/y & \text{ dépend de } L(c/y) \quad L(c/y)_{-1} \quad L(c/y)_{-2} \quad L(c/y)_{-3} \quad (\text{crt}/y)_{-1} \quad (\text{crt}/y)_{-2} \quad \Delta Lp_{-1} \end{aligned}$$

Seule la 4^e équation contient une endogène courante (*Lc*), simultanéité peu significative que nous aurions pu négliger. Il n'est pas étonnant de trouver peu de simultanéité, le trimestriel étant une périodicité courte pour les comportements en jeu (investissement logement et endettement). Par contre, il y a de fortes interdépendances qui s'expriment avec un trimestre de décalage. En effet, l'essentiel de l'explication passe par les termes de rappel (le long terme), le court terme étant assez peu présent eu égard au très grand nombre de variables différenciées initialement présentes dans le système (6).

L'équation de consommation contient les facteurs habituels des fonctions de consommation traditionnelles, à savoir les consommations passées, le taux de croissance du revenu et l'inflation. On donne ci-dessous une présentation sous forme autorégressive en logarithme du taux de consommation.

$$\begin{aligned} L(c/y) &= 0,45 L(c/y)_{-1} + 0,33 L(c/y)_{-2} - 0,44 \Delta Ly - 0,33 \Delta \Delta Ly_{-1} - 0,35 \Delta Lp \\ & - 0,14 \Delta Lp_{-1} + 0,21 [(crh/y)_{-1} - 0,05 L(i/y)_{-1}] \\ & + \text{cste} + 0,009 D8689 \end{aligned}$$

Elle ne comporte pas la variation du taux de chômage, qui figure assez fréquemment dans les équations usuelles comme indicateur d'incertitude sur les revenus futurs. Le taux d'intérêt réel n'y figure pas non plus, mais ceci est un résultat classique. Outre les facteurs usuels, intervient l'erreur d'équilibre sur la variable crédit, qui a le signe attendu.

Un déséquilibre positif, qui peut s'interpréter comme une forte demande de crédits nouveaux eu égard au taux d'investissement, ou comme un faible niveau de remboursements c'est-à-dire une faible épargne contractuelle, sera suivi d'une augmentation de la consommation. Cette seconde interprétation me semble préférable. Enfin, la variable indicatrice de la libéralisation financière joue un rôle significatif puisqu'elle correspond à une augmentation du taux de croissance de la consommation de 0,9 point sur la période 1986-89.

Examinons l'équation d'investissement logement qui s'écrit sous forme autorégressive en logarithme du taux d'investissement logement comme suit :

$$\begin{aligned} L(i/y) = & 0,51 L(i/y)_{-1} - 0,23 L(c/y)_{-1} + 1,70 (crh/y)_{-1} + 1,87 \Delta Lp_{-1} \\ & - 3,46 \Delta Tcho - 2,41 Tcho_{-1} \\ & + cste + 0,026 D8689 \end{aligned}$$

Le taux d'investissement logement dépend positivement du taux passé et du taux de crédits à l'habitat. Il dépend négativement du taux de consommation (ou positivement, du taux d'épargne). Enfin, l'inflation favorise l'investissement logement et le chômage le réduit. Une augmentation de 1 point du taux de chômage entraîne une baisse de 3,5 % de l'investissement (et de 4,8 % à plus long terme). On remarque que la période 1986-89 a été favorable à l'investissement logement puisque le taux de croissance de l'investissement est de 2,6 points supérieur à ce qu'il devrait être. Ceci ne résulte pas du crédit à l'habitat, l'indicatrice d8689 ne jouant aucun rôle dans la troisième équation.

Considérons l'équation de crédits à l'habitat. Comme nous l'avons déjà dit, une variable « flux net » ne conduit pas à une interprétation claire, d'autant plus qu'en ce qui concerne l'habitat, la composante remboursements présente une grande inertie, tandis que la composante crédits nouveaux n'en présente *a priori* qu'une faible. Rappelons qu'un emprunt nouveau se trouve dans la variable en t , et ses remboursements dans la variable en $(t) \dots (t+59)$ si on prend 15 ans (60 trimestres) comme durée moyenne de remboursement. On observe que cette équation présente vraisemblablement une autocorrélation des résidus. Si on regarde les statistiques $Q(k)$ pour $k < 26$ ainsi que la série des autocorrélations d'ordre k , on observe que ce sont des autocorrélations d'ordre supérieur ou égal à 12 qui entraînent la valeur élevée de la statistique $Q(26)$. On ne voit pas comment on pourrait traiter cela ; par ailleurs, ce sont les résidus de cette équation qui ont conduit à une valeur faible du seuil critique de la statistique multivariée du test de Ljung-Box.

L'équation est autogressive d'ordre 3, du fait de la composante remboursements, mais les coefficients des variables retardées ne sont pas élevés car la composante crédits nouveaux présente peu d'inertie. Les signes négatifs des différences premières des crédits à l'habitat et de tré-

sorerie ainsi que celui du terme de rappel $ecmh$ indique que des hausses passées de la demande de crédit sont suivies de ralentissement de cette demande ou bien d'une augmentation des remboursements. Une croissance passée de l'investissement logement déprime la demande de crédit courante, ce qui est logique. Enfin, le signe positif du terme $ecmt$ peut s'expliquer ainsi : une erreur d'équilibre positive induite par de faibles remboursements de crédits de trésorerie est susceptible de favoriser la demande de crédit à l'habitat.

Considérons la quatrième équation dans sa présentation à correction d'erreur. Un taux de consommation supérieur à sa valeur d'équilibre en $(t-1)$ implique en t une baisse de la demande de crédit trésorerie (ou une hausse des remboursements des crédits antérieurs). Un endettement élevé entraîne aux trimestres suivants une baisse de la demande de crédit (terme de rappel et variation retardée de la variable). Enfin, un taux de croissance de la consommation supérieur au taux de croissance du revenu entraîne une hausse de l'endettement (termes $\Delta I(c/y)_{-h}$ $h=0...2$), ce qui est logique. Enfin, la libéralisation financière a entraîné une hausse du taux de crédits de trésorerie (crt/y) de 0,9 point.

Sur le graphique 1, on présente les quatre ajustements en retenant comme variables :

- un pseudo taux d'épargne, égal à $[1-(c/y)]$, « pseudo » car la variable c est la consommation finale en biens et services marchands,
 - le taux d'investissement logement (i/y) ,
 - les deux variables de crédit rapportées au revenu (crh/y) et (crt/y)
- Les ajustements sont satisfaisants.

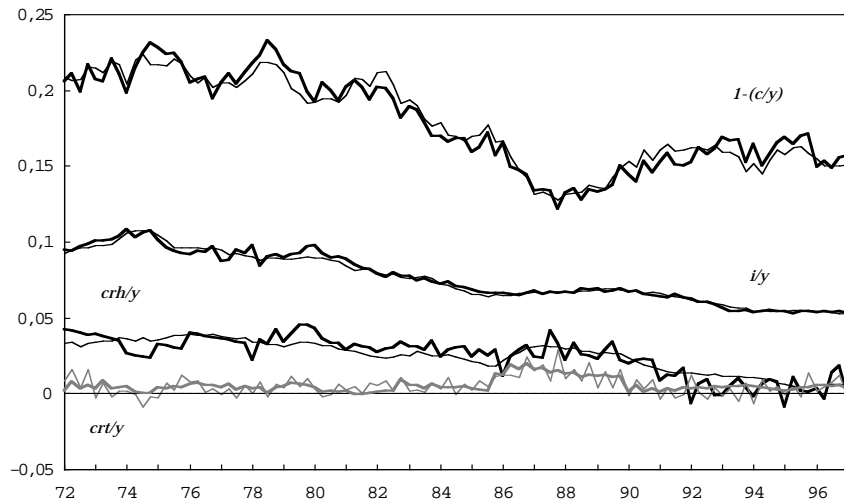
1. Simulations statiques du taux d'épargne, du taux d'investissement logement et des flux nets de crédit rapportés au revenu



Trait épais : série observée.

On se livre ensuite à un exercice de simulation beaucoup plus exigeant : simulation dynamique du système des quatre équations sur toute la période (1972-1997). Non seulement les erreurs d'une équation se cumulent suite à la dynamique de l'équation, mais elles se propagent dans les autres équations par le biais des termes à correction d'erreur et des endogènes différenciées, et ceci depuis le début de la période d'estimation. Les simulations sont reportées sur le graphique 2. Bien sûr les résultats ne sont pas parfaits, mais il n'y a aucun dérapage durable et on en déduit que l'estimation du système est relativement robuste. Toutefois la simulation de la variable crédits à l'habitat n'est pas vraiment satisfaisante, la tendance est assez bien retracée, mais les fluctuations de la variable ne le sont pas du tout.

2. Simulations dynamiques du système d'équations

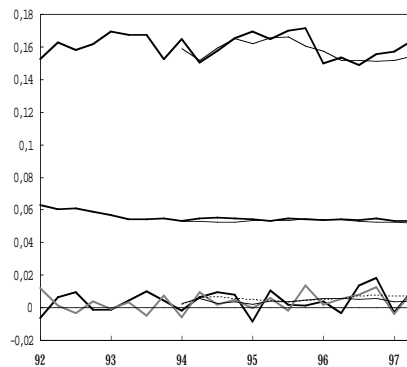


Trait épais : série observée

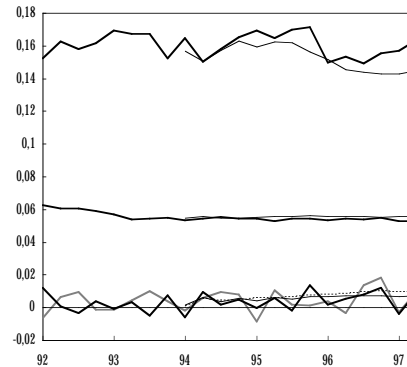
Pour compléter, on a réalisé un exercice de projection dynamique avec le système estimé sur la période (71:3 – 93:4). Il s'agit bien d'une projection du système et non de chaque équation prise isolément. On a réestimé le modèle sur cette nouvelle période. On a toujours $r=4$, on accepte la même structure de long terme (seuls les coefficients des relations d'équilibre sont modifiés) et on a choisi la même dynamique de court terme, sans chercher à savoir si c'est celle que l'on aurait arrêtée fin 1993. Ce travail a été réalisé avec la variable indicatrice d8689 et sans cette variable. Sur le graphique 3, on a reporté ces projections dynamiques qui concernent 14 trimestres (1994-97). On observe le rôle fondamental de l'indicatrice dans cet exercice de projection : sans elle, on sous-estime le taux d'épargne, on surestime l'investissement logement et les deux variables de crédit.

3. Projections dynamiques sur la période 1994-97

avec indicatrice



sans indicatrice



Trait épais : série observée.

Conclusion

Cette étude a cherché à caractériser les interdépendances, *a priori* complexes, qui existent entre la consommation, l'investissement logement et les flux nets de crédits, les quatre principales variables du comportement des ménages. Il apparaît qu'il n'y a pas de problèmes de simultanéité, mais de fortes interactions entre les endogènes qui s'expriment avec un trimestre de décalage. Il aurait été difficile d'utiliser l'économétrie standard des systèmes d'équations, qui demande trop d'informations *a priori*, en particulier de pouvoir préciser les interactions. Or, dans cette étude, on n'est pas en mesure de le faire, principalement parce qu'on travaille avec des variables de flux nets. La méthodologie de Johansen demande moins d'informations *a priori* parce qu'elle utilise la non stationnarité des variables, qui permet une définition statistique de l'équilibre. Cependant cette méthodologie récente est complexe à mettre en œuvre. Nous avons essayé, dans une certaine mesure, d'être pédagogique en décrivant toutes les étapes à franchir. Une première limite de la méthode est qu'on ne peut pas attendre des données une distinction correcte entre variables endogène et exogène. Une deuxième limite est, qu'étant donné la complexité de la méthode, on ne cherche pas à multiplier les variables entrant dans le système et on se contente du minimum vital. Enfin, le contenu économique de ce travail est plus sommaire qu'on ne le souhaiterait à cause de l'absence de données comptables, pourtant élémentaires, comme les remboursements en capital et les crédits nouveaux, et par l'absence de données trimestrielles concernant les plus ou moins-values boursières et immobilières des ménages.

Références bibliographiques

- BABEAU A., 1989 : « Pour une nouvelle présentation macro-économique des comportements financiers des ménages », *Revue Banque*, décembre 1989 ; repris dans *Problèmes économiques* n° 2167, 21 mars 1990.
- BABEAU A., 1997 : « Epargne : le poids des engagements », *Le Monde* du 2 décembre 1997.
- BABEAU A., F. CHARPIN, 1993 : « Détermination du financement optimal d'un logement par la théorie du cycle de vie », *Revue de l'OFCE*, n° 47, octobre 1993.
- BONNET X., E. Dubois, 1995 : « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Economie et Prévision*, n° 121.
- CADIOU L., 1995 : « Le mystère de la consommation perdue », *Revue de l'OFCE*, n° 58.
- CHARPIN F., 1989 : « Les contraintes de liquidité dans la théorie du cycle de vie », *Annales d'économie et de statistique*, n° 14, novembre 1989.
- HANSEN H., K. JUSELIOUS, 1995 : *Cats in Rats, Cointegration Analysis of Time Series*.
- JOHANSEN S., K. JUSELIOUS, 1994 : « Identification of the long-run and the short-run structure ; an application to the ISLM model », *Journal of Econometrics* 63, 1994, p.7-36.
- OSTERWALD-LENUM M., 1992 : « a note with quantiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp.461-72.
- SICSIC P., J.P. VILLETTELLE, 1995 : « Du nouveau sur le taux d'épargne des ménages », *Economie et Prévision*, n° 121.

ANNEXE 1

Processus (*tc, tlog, crh/y, crt/y, ty, tp, tcho, tor*)
tc taux de consommation
tlog taux d'investissement logement
crh/y crédit habitat/revenu
crt/y crédit trésorerie/revenu
ty taux de croissance du revenu réel
tp taux d'inflation
tcho taux de chômage
tor taux d'intérêt réel

Variable déterministe d8689 vaut 1 de 85:4 à 89:4 et 0 ailleurs
 Période d'estimation 71:3 – 97:2

A1. Résultats des tests de cointégration

Valeurs propres	H ₀ r =	Test λ-max	95 ^e centile	Test de la trace	95 ^e centile
0,547	0	82,3	51,4	274,5	156,0
0,448	1	61,8	45,3	192,2	124,2
0,352	2	45,1	39,4	130,4	94,2
0,277	3	33,7	33,5	85,3	68,5
0,219	4	25,7	27,1	51,6	47,2
0,147	5	16,5	21,0	25,9	29,7
0,081	6	8,8	14,1	9,4	15,4
0,006	7	0,6	3,8	0,6	3,8

Au seuil 5 %, les conclusions des deux tests diffèrent ($r=4$ avec le test λ -max et $r=5$ avec le test de la trace). Au seuil 10 %, on conclut $r=5$ avec les deux tests car le 90^e centile de la distribution du test λ -max vaut 24,7. Finalement, on arrêterait $r=5$.

A2. Résultats des tests d'exclusion, de stationnarité et d'exogénéité ($r=5$)

Tests	d.l.	95 ^e centile	Tc	Tlog	Crh/y	Crt/y	Ty	Tp	Tcho	Tor
Exclusion	r	11,1	25,1	39,7	30,9	45,2	49,5	26,6	30,8	21,4
Stationnarité	n-r	7,8	19,9	24,2	24,0	9,3	10,0	22,5	23,1	19,7
Exogénéité	r	11,1	21,1	33,2	19,6	24,5	11,9	16,5	13,0	10,1

Toutes les variables figurent dans au moins une relation d'équilibre. Aucune variable n'est stationnaire. Seul le taux d'intérêt réel est exogène.

ANNEXE 2

Estimation non contrainte de la dynamique de court terme :

Dans le tableau A3, nous donnons sur une ligne les coefficients (et, en dessous, les statistiques de Student) des endogènes différenciées retardées de chaque équation ; dans le tableau A4, les coefficients des exogènes courantes et retardées ; dans le tableau A5, les coefficients des variables déterministes.

A3. Impact des différences premières retardées des endogènes

	ΔLc_{-1}	ΔLi_{-1}	$\Delta(Crh/y)_{-1}$	$\Delta(Crt/y)_{-1}$	ΔLc_{-2}	ΔLi_{-2}	$\Delta(Crh/y)_{-2}$	$\Delta(Crt/y)_{-2}$
ΔLc	- 0,441 (- 4,9)	0,023 (0,8)	- 0,196 (- 1,6)	- 0,182 (- 0,9)	- 0,231 (- 2,5)	0,013 (0,6)	- 0,100 (- 1,0)	- 0,096 (- 0,7)
ΔLi	- 0,040 (- 0,1)	0,005 (0,0)	- 1,122 (- 2,6)	0,067 (0,1)	- 0,058 (- 0,2)	- 0,032 (- 0,4)	- 0,815 (- 2,4)	- 0,760 (- 1,6)
$\Delta(Crh/y)$	- 0,060 (- 0,7)	- 0,038 (- 1,5)	- 0,208 (- 1,9)	- 0,719 (- 4,0)	0,008 (0,1)	- 0,074 (- 3,6)	- 0,267 (- 3,0)	- 0,251 (- 2,0)
$\Delta(Crt/y)$	0,157 (2,7)	0,012 (0,7)	- 0,027 (- 0,3)	- 0,225 (- 1,7)	0,117 (1,9)	- 0,009 (- 0,6)	0,077 (1,2)	0,127 (1,4)

A4. Impact des différences premières courantes et retardées des exogènes

	ΔLy	$\Delta \Delta Lp$	$\Delta Tcho$	ΔTor	ΔLy_{-1}	$\Delta \Delta Lp_{-1}$	$\Delta Tcho_{-1}$	ΔTor_{-1}	ΔLy_{-2}	$\Delta \Delta Lp_{-2}$	$\Delta Tcho_{-2}$	ΔTor_{-2}
ΔLc	0,247 (3,2)	-0,226 (-1,5)	-0,152 (-0,3)	0,106 (1,0)	0,026 (0,3)	-0,162 (-1,0)	-0,179 (-0,2)	0,049 (0,5)	0,135 (1,5)	0,086 (0,7)	0,958 (1,6)	0,109 (1,1)
ΔLi	-0,267 (-1,0)	0,218 (0,4)	-9,993 (- 5,0)	-0,096 (- 0,3)	0,255 (0,8)	-0,239 (-0,4)	7,976 (3,1)	0,712 (2,0)	-0,416 (-1,3)	-0,588 (-1,3)	-1,620 (-0,8)	-0,571 (-1,7)
$\Delta(Crh/y)$	-0,078 (-1,1)	-0,058 (-0,4)	-0,510 (-1,0)	0,066 (0,7)	-0,114 (-1,4)	0,121 (0,8)	0,277 (0,4)	0,007 (0,1)	-0,107 (-1,3)	0,009 (0,1)	-0,316 (-0,6)	-0,037 (-0,4)
$\Delta(Crt/y)$	-0,025 (-0,5)	0,042 (0,4)	0,421 (1,1)	0,073 (1,1)	-0,170 (-2,9)	-0,066 (-0,6)	-0,755 (-1,6)	0,060 (0,9)	-0,008 (-0,1)	0,048 (0,6)	0,635 (1,6)	0,044 (0,7)

A5. Variables déterministes

	Constante	D8689
ΔLc	- 0,146 (- 2,0)	0,009 (2,9)
ΔLi	- 1,545 (- 6,0)	0,032 (3,1)
$\Delta(Crh/y)$	0,126 (1,9)	0,001 (0,2)
$\Delta(Crt/y)$	- 0,063 (- 1,3)	0,010 (5,3)

A6. Estimation contrainte de la dynamique de court terme

$$\begin{aligned} \Delta Lc &= -0,060 + 0,009 D8689 - 0,218 ECMC_{t-1} + 0,202 ECMH_{t-1} + 0,309 \Delta Lc_{t-1} + 0,230 \Delta Ly - 0,341 \Delta \Delta Lp \\ &\quad (-4,2) \quad (4,2) \quad (-7,1) \quad (2,4) \quad (-3,8) \quad (3,2) \quad (-3,0) \\ \Delta Li &= -1,209 + 0,026 D8689 - 0,220 ECMC_{t-1} - 0,416 ECMI_{t-1} + 1,697 ECMH_{t-1} - 3,532 \Delta Tcho \\ &\quad (-8,8) \quad (3,1) \quad (-2,0) \quad (-8,0) \quad (5,2) \quad (-2,7) \\ \Delta(Crh/y) &= 0,064 - 0,496 ECMH_{t-1} + 0,706 ECMT_{t-1} - 0,225 \Delta(Crh/y)_{t-1} - 0,284 \Delta(Crh/y)_{t-2} \\ &\quad (4,9) \quad (-5,2) \quad (4,8) \quad (-2,5) \quad (-3,5) \\ &\quad - 0,445 \Delta(Crt/y)_{t-1} - 0,052 \Delta Li_{t-2} \\ &\quad (-4,6) \quad (-3,1) \\ \Delta(Crt/y) &= -0,023 + 0,009 D8689 - 0,084 ECMC_{t-1} + 0,131 ECMH_{t-1} - 1,007 ECMT_{t-1} - 0,330 \Delta(Crt/y)_{t-1} \\ &\quad (-2,4) \quad (5,9) \quad (-3,7) \quad (2,1) \quad (-7,7) \quad (-4,2) \\ &\quad + 0,213 \Delta Lc_{t-1} + 0,174 \Delta Lc_{t-2} - 0,057 \Delta Ly - 0,143 \Delta Ly_{t-1} - 0,077 D Ly_{t-2} \\ &\quad (3,8) \quad (3,0) \quad (-1,2) \quad (-2,7) \quad (-1,6) \end{aligned}$$

Test du rapport de vraisemblance = 70.4 (loi du chi-deux à 73 d.l.) seuil critique 56,5 %