

SYLVIE LECARPENTIER-MOYAL
 NATHALIE PAYELLE
 PATRICIA RENOUM-MAISSANT¹

CONSOMMATION, CONTRAINTES DE LIQUIDITÉ ET CANAL DU CRÉDIT EN EUROPE

RÉSUMÉ. Selon les modèles de type « revenu permanent – cycle de vie », la consommation agrégée des ménages ne réagit qu'aux chocs de politique monétaire considérés comme durables. Cependant, dans les faits, on observe une « sensibilité excessive » de la consommation aux variations du revenu courant, qui peut être interprétée comme le signe de l'existence de contraintes de liquidité. Jusqu'aux années quatre-vingt, ces dernières pouvaient être attribuées à un développement insuffisant du marché du crédit à la consommation, et à un ensemble de rigidités de nature institutionnelle et réglementaire. Ces contraintes de liquidité sont qualifiées « d'exogènes », et peuvent considérablement modifier l'impact des mesures de politique monétaire sur la consommation agrégée. Depuis la fin des années quatre-vingt, en revanche, le mouvement de libéralisation financière laisse espérer la restauration des mécanismes de transmission de la politique monétaire, tels qu'ils sont décrits dans la théorie du revenu permanent. Toutefois, cette hypothèse se trouve contredite par les faits et réfutée par la littérature relative à la

« credit view » (Bernanke & Gertler, 1995). Selon cette théorie, la disponibilité du crédit pourrait conserver une influence importante sur les comportements de dépense. Les contraintes de crédit « endogènes » modifieraient et amplifieraient les conséquences des chocs de politique monétaire, *via* un canal « étroit » du crédit (basé sur l'offre de crédit) ou un canal « large » du crédit (dans lequel tous les types de financement interviennent, ainsi que des effets richesse).

Cette étude cherche à mettre en évidence le niveau, la nature (exogène ou endogène) et l'évolution au cours du temps des contraintes de liquidité, susceptibles d'influencer la transmission de la politique monétaire sur la consommation des ménages, dans les six principaux pays européens : la France, l'Allemagne, les Pays-Bas, l'Italie, l'Espagne et le Royaume-Uni. Dans cette perspective, nous reprenons la méthodologie de Campbell et Mankiw (1989, 1991), et nous complétons leur modèle de base suivant une voie suggérée par Bacchetta et Gerlach (1997), en introduisant des indicateurs des tensions sur le

1. SYLVIE LECARPENTIER-MOYAL est Maître de Conférences à la faculté de Sciences économiques de l'Université de Rennes I, membre du CREREG (Centre rennais de recherche en économie et en gestion) et du MODEM (Modélisation de la dynamique économique et monétaire, Université de Paris X Nanterre) (sylvie.lecarpentier@u-paris10.fr) ; NATHALIE PAYELLE est Maître de Conférences à la faculté de Sciences économiques de l'Université de Rennes I et membre du CREREG (nathalie.payelle@univ-rennes1.fr) ; PATRICIA RENOUM-MAISSANT est Maître de Conférences à la faculté de Sciences économiques de Caen, membre du CREMME (Centre de recherche en économie mathématique et économétrie) et du MODEM.

marché du crédit (en l'occurrence des *spreads* de taux d'intérêt), censés révéler des canaux du crédit significatifs. Après un bref rappel théorique sur la méthodologie choisie, l'analyse empirique permet tout d'abord de sélectionner les variables pertinentes, qui sont ensuite utilisées comme instruments, pour l'estimation de divers modèles de consommation. Cette estimation fournit une évaluation « statique » des contraintes de liquidité, sur une période donnée. Enfin, la dynamique du problème est examinée à travers l'estimation de plusieurs modèles de consommation à coefficients variables (technique du filtre de Kalman), qui décrit l'évolution des contraintes dans les différents pays, depuis le début des années quatre-vingt.

Globalement, nos résultats doivent être interprétés avec précaution en raison : (i) des difficultés importantes rencontrées pour modéliser les comportements de consommation, dans des

économies qui demeurent hétérogènes, en particulier sur le plan des structures bancaires et financières ; (ii) de la grande disparité de la qualité des estimations. Néanmoins, trois grandes conclusions peuvent être retirées. Premièrement les contraintes de liquidité demeurent significatives dans tous les pays, mais il nous a été impossible d'en déterminer la nature (exogène ou endogène). Deuxièmement, ces contraintes tendent à se relâcher pendant la période de la libéralisation financière, mais à des degrés divers selon les pays ; toutefois, les contraintes persistent aujourd'hui. Troisièmement, ces résultats nous conduisent à formuler certaines réserves quant à l'impact en termes réels d'une politique monétaire unique, dans un groupe de pays où la convergence n'est pas achevée en matière de consommation et de distribution de crédit.

Classification *JEL* : D12 ; E21 ; E51.

Le rôle de la consommation agrégée dans les mécanismes de transmission de la politique monétaire demeure une question cruciale pour les responsables politiques et les théoriciens. Cet agrégat représente en effet environ 60 % du PIB de la plupart des pays industrialisés, ce qui justifie l'attention portée à son évolution et à tout facteur susceptible de l'affecter. Le problème est d'autant plus délicat que les canaux par lesquels la politique monétaire est capable d'influencer la consommation restent mal identifiés. Un des canaux souvent analysé est celui passant par les taux d'intérêt : l'effet de richesse. Ce dernier traduit la modification du comportement de consommation des ménages produite par une variation du prix des actifs financiers (actions, obligations) et réels (immobilier) qu'ils détiennent. Ainsi la baisse de la valeur de leur portefeuille, par exemple, peut les conduire à contracter leur consommation pour reconstituer leur richesse. Inversement, l'augmentation de leur richesse leur permet de consommer davantage.

Pour une large part de la littérature, la consommation relève d'un arbitrage intertemporel consommation – épargne et les variations de la consommation peuvent être expliquées par un modèle de type cycle de vie – revenu permanent (Hall, 1978). Dans ces conditions, la consommation des ménages ne répond qu'aux chocs de politique monétaire que ces derniers considèrent comme durables (et qui donc affectent leur revenu permanent), alors qu'elle ne répercute pas les variations supposées temporaires du revenu courant. L'épargne préalablement consti-

tuée ou l'endettement (épargne négative) permet l'accroissement de la consommation à la suite d'un choc monétaire expansionniste durable, ou son maintien après un choc restrictif temporaire. Pourtant les tentatives de validation empirique des modèles de ce type révèlent souvent une sensibilité importante, qualifiée « d'excessive », de la consommation au revenu courant. L'existence de « contraintes de liquidité »² constitue une explication de ce phénomène. L'impossibilité dans laquelle se trouvent certains ménages d'emprunter dans les proportions souhaitées bloque les mécanismes basés sur leur arbitrage intertemporel, rendant la consommation plus étroitement dépendante, au niveau macroéconomique, des variations du revenu courant, que de celles du revenu permanent.

Jusqu'aux années quatre-vingt, ces contraintes de liquidité ont pu être attribuées au caractère peu développé et fortement réglementé du marché des crédits aux particuliers. Elles sont qualifiées « d'exogènes » puisqu'elles résultent de rigidités institutionnelles ou réglementaires. Elles peuvent modifier considérablement l'impact des mesures de politique monétaire sur la consommation agrégée. Ainsi, si les ménages sont dans l'impossibilité de s'endetter autant qu'ils le désirent, un choc expansionniste, même durable, n'est plus en mesure de relancer la consommation ; au contraire, un choc restrictif, même temporaire, possède un effet dépressif sur celle-ci. L'impact des mesures expansionnistes est donc affaibli, tandis que celui des mesures restrictives se trouve probablement renforcé, avec une instabilité plus grande de la consommation, que les ménages ne peuvent plus « lisser » (autrement dit son élasticité revenu augmente, rejoignant ainsi les formulations keynésiennes).

Depuis la fin des années quatre-vingt, le processus de libéralisation et d'innovations financières a considérablement augmenté les possibilités d'endettement des ménages, laissant ainsi présager une restauration des comportements de substitution intertemporelle conformes au modèle du revenu permanent. Toutefois, les travaux empiriques aboutissent souvent à la conclusion selon laquelle les contraintes de liquidité sont encore présentes, malgré le processus de dérégulation financière. Sous l'influence du courant théorique de la « Credit View » (Bernanke & Gertler, 1995), s'est développée l'idée selon laquelle la disponibilité du crédit pourrait conserver une influence non négligeable sur les comportements de dépense, et notamment sur la consommation agrégée. Les contraintes persistantes posséderaient cette fois-ci une nature « endogène », trouvant leur origine dans la présence d'asymétries d'informations entre prêteurs et emprunteurs sur le marché du crédit. Le comportement rationnel des banques les conduit à modifier leur offre de crédit en fonction de l'évolution du risque de défaut présenté par les emprunteurs potentiels. En agissant sur ce risque, la politique monétaire a donc des répercussions directes sur la contrainte de crédit (contraintes de liquidité) subie par les ménages. Il s'agit-là d'un canal de transmission additionnel de la politique monétaire : le « canal du crédit »³. La plus grande disponibilité du crédit

2. Ces contraintes regroupent toutes les imperfections qui empêchent l'individu d'emprunter à un taux d'intérêt égal à celui qui rémunère ses placements : différence de taux d'intérêt due aux marges bancaires, interdiction d'emprunter durant une période donnée, garanties demandées pour accéder au crédit (immobilier notamment).

3. Deux conceptions du canal du crédit peuvent être distinguées : la version « étroite » se concentre sur le rôle attribué aux établissements de crédit dans la distribution du crédit et privilégie le problème des chocs de politique monétaire ; la version « large » étend d'une part l'analyse à l'ensemble des financements par voie d'endettement et d'autre part étudie les autres types de chocs. Par ailleurs dans la version étroite, l'impact de la politique monétaire sur l'offre de crédit bancaire peut, en fonction des modalités de mise en œuvre de la régulation monétaire, ne pas se limiter aux mécanismes décrits dans le texte, basés sur l'évolution du risque des emprunteurs. C'est le cas notamment lorsque la banque centrale agit très directement sur les réserves bancaires (par exemple aux États-Unis).

bancaire faisant suite à un choc monétaire expansionniste durable peut alors renforcer l'impact positif de la mesure sur la consommation. Par ailleurs, comme dans le cas des contraintes de liquidité exogènes, un choc monétaire restrictif déprime la consommation, même s'il revêt un caractère temporaire aux yeux des ménages. Ainsi le canal du crédit réduit la capacité des ménages à lisser l'évolution de leur consommation⁴, et tend à amplifier les effets de la politique monétaire sur celle-ci, qu'il s'agisse de mesures restrictives ou expansionnistes.

Par conséquent, la présence ou l'absence de contraintes de liquidité peut modifier les mécanismes de transmission de la politique monétaire ; leur absence garantit la restauration des mécanismes conventionnels décrits dans le modèle du revenu permanent⁵ et leur persistance les bloque en rendant difficiles les arbitrages intertemporels nécessaires. Par ailleurs, la nature, exogène ou endogène, des contraintes à l'origine de la « sensibilité excessive » de la consommation au revenu affecte également ces mécanismes de transmission monétaires. Seule l'existence d'un canal du crédit, fondé sur des contraintes endogènes, est en mesure de restaurer une certaine efficacité de la politique monétaire par une relance de la consommation.

L'enjeu de politique économique est donc de taille : il importe de savoir ce qui, de la richesse ou de la liquidité, importe le plus dans la détermination de la consommation. Dans cet article, nous nous proposons d'analyser plus particulièrement les contraintes de liquidité apparaissant dans la fonction de consommation dans le cadre de l'espace euro 15. La mise en place d'une politique monétaire unique requiert, entre autres, la convergence des mécanismes de transmission monétaires sur la consommation agrégée dans les différents pays membres. En l'absence de convergence, des distorsions peuvent apparaître résultant de la simple manipulation des taux d'intérêt. C'est pourquoi il est essentiel d'évaluer le niveau actuel des contraintes de liquidité susceptibles de persister et d'identifier leur nature exogène ou endogène.

Pour mener à bien cette étude, nous nous proposons de reprendre la méthodologie de Campbell et Mankiw (1989, 1991) largement exploitée dans la littérature consacrée à la mise en évidence des contraintes de liquidité subies par les ménages⁶. Ce modèle de base est complété par une voie suggérée par Bacchetta et Gerlach (1997) afin de distinguer parmi les contraintes, celles qui relèvent du fonctionnement du canal du crédit. Afin de mettre en évidence l'évolution au cours du temps de ces contraintes, la technique du filtre de Kalman est employée pour mieux saisir la dynamique du modèle en envisageant des modèles à coefficients variables. Nous restreignons nos investigations à six pays de l'Union européenne : Allemagne, Espagne, France, Italie, Pays-Bas et Royaume-Uni. Ces pays sont les plus importants en termes de PIB dans l'ensemble de l'Europe. Cet article présente d'abord une revue de la littérature ainsi que la modélisation adoptée. Puis il donne les résultats empiriques relatifs au choix d'une spécification pour chaque pays ainsi qu'à l'analyse de l'évolution des contraintes de liquidité.

4. Elles peuvent même participer à l'explication des cycles économiques, connue sous le nom d'effet d'accélérateur financier.

5. On parle du « canal des taux d'intérêt ».

6. Pour une revue complète de la littérature en français sur le sujet, se reporter à Adda (1995).

C

onsommation et contraintes de liquidité : la modélisation

Le modèle de revenu permanent de Hall (1978) présenté ici a fait l'objet de différents amendements visant à intégrer les contraintes de liquidité qui pèsent sur les ménages. Après avoir rappelé succinctement les travaux de Campbell et Mankiw (1989, 1991) et de Bacchetta et Gerlach (1997) qui s'inscrivent dans cette voie de recherche, nous exposons la modélisation retenue dans l'étude.

L'hypothèse de revenu permanent (Hall, 1978)

Selon le modèle de revenu permanent sous anticipations rationnelles, l'agent économique doit, à chaque période, décider de sa dépense totale en biens (non durables) et en services, compte tenu de sa richesse actuelle et future. Cette richesse future est aléatoire mais l'agent en connaît la loi de probabilité. L'agent économique maximise :

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} (1+\partial)^{-s} U(C_{t+s}), \quad U' > 0, \quad U'' < 0 \quad (1)$$

où C représente la consommation, ∂ le taux de préférence pour le présent, E_t l'espérance conditionnelle à l'ensemble de l'information disponible en t . Si le marché des capitaux est parfait, c'est-à-dire si le ménage peut emprunter et prêter librement sans restrictions au même taux d'intérêt réel r , alors la résolution du modèle conduit à la condition nécessaire du premier ordre, encore appelée équation d'Euler :

$$E_t U'(C_{t+1}) = \left(\frac{1+\partial}{1+r} \right) U'(C_t) \quad (2)$$

L'utilité marginale en t est, à une constante multiplicative près, la meilleure prévision de l'utilité marginale en $t + 1$. Si nous supposons que le taux d'intérêt réel est égal au taux de préférence pour le présent et que l'utilité marginale est quadratique alors :

$$E_t C_{t+1} = C_t \quad (3)$$

La consommation suit donc une marche aléatoire :

$$\Delta C_t = \varepsilon_t \quad (4)$$

Selon cette formulation du revenu permanent, les variations de la consommation sont imprévisibles et totalement aléatoires. Cependant, une large part de la littérature a démontré que ε_t était prévisible. Une interprétation de ce résultat est donnée en termes de contraintes de liquidité pesant sur les ménages, notamment par Deaton (1991). Les travaux empiriques sur données agrégées sont également nombreux. Nous pouvons citer Flavin (1981, 1985), Campbell et Mankiw (1989, 1991), Jappeli et Pagano (1989), Bacchetta et Gerlach (1997) et de Bondt (1999). Ces études mettent en évidence l'excès de sensibilité de la consommation au revenu et établissent des comparaisons entre pays.

Le modèle de Campbell et Mankiw (1989, 1991)

Campbell et Mankiw distinguent deux groupes de consommateurs. Un premier groupe, constitué d'agents de type « keynésien » dépensant tout leur revenu courant à chaque période, reçoit une fraction λ du revenu disponible. Ces agents subissent des contraintes de liquidité. Le second groupe, composé d'agents de type revenu permanent (non contraints), perçoit une fraction $(1 - \lambda)$ du revenu permanent. Les variations de la consommation agrégée sont représentées comme une moyenne pondérée des variations du revenu courant (Y) et de celles du revenu permanent (YP) :

$$\Delta C_t = \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda) \Delta YP_t = \lambda \Delta Y_t + (1 - \lambda) \varepsilon_t \quad (5)$$

où ε est la variation non anticipée du revenu permanent. Si λ est nul, nous retrouvons le modèle du revenu permanent de Hall.

Campbell et Mankiw formulent leur modèle à partir de variables (consommation et revenu) sous forme logarithmique. Selon eux, cette formulation présente deux avantages. D'une part, la consommation et le revenu semblent suivre un processus log-linéaire plutôt que linéaire. D'autre part, le modèle est mieux adapté à la prise en compte d'un taux d'intérêt réel variable, alors que nous avons supposé jusqu'à présent que le taux d'intérêt était constant. L'inconvénient majeur de ce modèle est que l'interprétation du coefficient λ en termes de fraction du revenu n'est plus exacte.

Le modèle log-linéaire suppose que l'agent représentatif a une utilité isoélastique ou CRRA (*constant relative risk aversion*) plutôt que quadratique :

$$U(C_t) = C_t^{1-\gamma} / (1-\gamma) \quad (6)$$

où γ est le coefficient d'aversion relative au risque et $\sigma = 1/\gamma$ l'élasticité de substitution intertemporelle.

La résolution du programme de maximisation du consommateur sous contrainte conduit à l'équation d'Euler suivante⁷ :

$$E_{t-1} \Delta c_t = \mu^* + \sigma E_{t-1} r_t \quad (7)$$

où μ^* désigne une constante et les lettres minuscules indiquent que les variables sont exprimées en logarithme.

LE « MODÈLE λ ». La première version du modèle de Campbell et Mankiw, appelée « modèle λ », consiste à remplacer l'équation (7) par :

$$E_{t-1} \Delta c_t = \lambda E_{t-1} \Delta y_t + (1 - \lambda) [\mu^* + \sigma E_{t-1} r_t] \quad (8)$$

ou de manière équivalente :

$$\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \theta r_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

avec $\mu = (1 - \lambda) \mu^*$, $\theta = (1 - \lambda) \sigma$ et ε le terme d'erreur orthogonal à toutes les variables connues à la période $t - 1$ et aux périodes antérieures.

7. Sous l'hypothèse que le taux d'intérêt et la consommation ont une distribution jointe, conditionnelle, log-normale et homoscédastique (Campbell & Mankiw, 1991).

Si le taux d'intérêt réel anticipé est supposé constant, l'équation (9) devient :

$$\Delta c_t = \mu + \lambda \Delta y_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

où λ représente le coefficient capturant l'effet de sensibilité excessive de la consommation au revenu courant lié à la proportion de la population « contrainte ». Cette équation est analogue à l'équation (5).

LE « MODÈLE λ AUGMENTÉ ». Le cas du consommateur « myope » est également envisagé. Les consommateurs réagissent aux variations de leur revenu courant avec un certain délai. Ils déterminent leur consommation par référence à y_{t-1} autant qu'à y_t .

Campbell et Mankiw nomment ce modèle « le modèle λ augmenté » :

$$\Delta c_t = \mu + \lambda [\alpha \Delta y_t + (1 - \alpha) \Delta y_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (11)$$

où α représente le poids de la croissance du revenu courant en t et $(1 - \alpha)$ celui de la croissance du revenu courant en $t - 1$.

Le modèle de Bacchetta et Gerlach (1997)

Bacchetta et Gerlach étendent cette approche en prenant en compte la diversité des facteurs à l'origine des contraintes de liquidité et en faisant varier λ au cours du temps. Leur modèle s'écrit :

$$\Delta c_t = \mu_t + \beta_t E_{t-1} \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

où X_t désigne un vecteur de variables telles que la croissance du revenu courant, une ou plusieurs variables reflétant l'état du marché du crédit, β_t le vecteur des coefficients variables associé à X_t .

La modélisation adoptée

Nous reprenons les spécifications proposées par Campbell et Mankiw (1991) et Bacchetta et Gerlach (1997) en tentant de capturer les canaux de transmission monétaires liés au canal du crédit⁸.

Bacchetta et Gerlach suggèrent en effet d'utiliser soit des agrégats de crédit, soit des différentiels ou *spreads* de taux d'intérêt pour appréhender les tensions apparaissant sur le marché du crédit. Leur travail indique que la croissance de la consommation est plus fortement dépendante de la croissance de la quantité de crédit distribuée que des variations des *spreads* de taux. Néanmoins, comme le souligne une littérature abondante, il est difficile de distinguer, au sein des variations de la quantité de crédit distribuée, la part qui résulte de l'attitude des demandeurs (ménages) de celle qui provient du comportement des offreurs (établissements de crédit). Or du point de vue du canal du crédit, seul le comportement des offreurs importe pour l'étude des mécanismes de transmission de la politique monétaire. Les différentiels de taux d'intérêt offrent un moyen de contourner cette difficulté. Nous retenons par conséquent dans cette étude deux *spreads* : le *spread* bancaire se définit comme l'écart entre le taux débiteur des

8. Se référer à Payelle (1999) pour une première étude sur le sujet.

banques et le taux du marché monétaire ; le *spread* de marché représente la différence entre le taux des obligations à long terme d'État et le taux du marché monétaire choisie pour représenter la structure par terme des taux d'intérêt.

Un élargissement de l'écart entre le taux débiteur demandé par les banques aux ménages et le taux de marché signale un resserrement de l'offre de crédit bancaire. Ainsi, à la suite d'une mesure de politique monétaire restrictive, le risque de crédit des ménages emprunteurs augmente. Les banques réclament donc une prime de risque plus élevée. L'augmentation du taux débiteur est supérieure à celle du taux du marché monétaire. Inversement, en cas de politique expansionniste, la baisse du taux monétaire s'accompagne d'une réduction du *spread* bancaire, signalant une plus grande disponibilité du crédit. Le *spread* bancaire est intéressant dans le cadre de la vision étroite du canal du crédit.

Dans sa version large, c'est l'écart entre un taux de long terme et le taux du marché monétaire, appelé ici *spread* de marché, qui peut être utilisé. Le taux long est supposé refléter les anticipations des agents économiques sur l'évolution future du taux court. Dans le cas d'une politique monétaire restrictive se manifestant par une augmentation du taux monétaire, deux phénomènes peuvent survenir : ou bien les agents anticipent que cette politique va se poursuivre et donc que les augmentations à venir du taux de marché seront encore plus élevées ; ou bien ils estiment que cette politique va devenir plus accommodante, ils anticipent donc des hausses moins fortes du taux court, voire des diminutions. Dans le premier cas, le taux long s'élève dans de plus fortes proportions que le taux court, ce qui engendre un élargissement du *spread* de marché. Dans le second cas, ou le taux long ne répercute pas dans son intégralité la hausse du taux monétaire, ou il ne bouge pas, ou il peut même diminuer. Cela se traduit alors par une réduction du *spread* de marché (qui peut devenir négatif). La structure par terme des taux est également liée à la position de l'économie dans le cycle économique. En phase d'accélération de l'activité, l'abondance du crédit s'accompagne d'une réduction du *spread* et inversement en période de récession.

Dans l'étude empirique qui suit, nous estimons la relation (12) en retenant comme variables explicatives la croissance du revenu courant et la variation de l'un des *spreads* de taux. L'objectif est de tenter de distinguer le canal étroit du crédit appréhendé par le *spread* bancaire et le canal large du crédit saisi par le *spread* de marché.

C Consommation et contraintes de liquidité : application au cas de l'Europe

L'étude empirique menée sur six pays européens se déroule en trois étapes. Dans un premier temps, nous recherchons les variables capables d'aider à prévoir la croissance du revenu courant en utilisant la technique de la variable instrumentale. Puis, dans un second temps, ces variables sont intégrées comme instruments dans des modèles alternatifs de consommation. Enfin, des modèles à coefficients variables sont estimés afin d'étudier l'évolution des contraintes de liquidité pour les différents pays.

La prévision de la croissance du revenu courant

Nous utilisons la technique de la variable instrumentale. Plus précisément, comme la croissance du revenu courant anticipée en $t-1$ est inobservable, il convient de rechercher les variables censées aider à sa prévision, qui seront utilisées comme instrument lors de l'estimation de la fonction de consommation. Pour cela, nous estimons une première équation reliant la croissance du revenu à un ensemble de variables⁹ passées. Les variables retenues sont celle proposées par Campbell et Mankiw et Bacchetta et Gerlach : la croissance du revenu courant, la croissance de la consommation, les variations des *spreads* bancaire et/ou de marché. Différentes formes de retards sont envisagées : retards de 1 à 4 périodes et retards de 2 à 4 périodes¹⁰. Pour sélectionner les meilleurs instruments, nous retenons le critère du R^2 ajusté maximal. Le TABLEAU 1 fournit pour chaque pays les R^2 ajustés des régressions de la croissance du revenu courant sur ces variables :

- \bar{R}_1^2 : régression sur les retards de la croissance du revenu courant seulement ;
- \bar{R}_2^2 : régression sur les retards de la croissance du revenu courant et de la croissance de la consommation ;
- \bar{R}_3^2 : régression sur les retards de la croissance du revenu courant, de la croissance de la consommation et des variations du *spread* bancaire ;
- \bar{R}_4^2 : régression sur les retards de la croissance du revenu courant, de la croissance de la consommation et des variations du *spread* de marché.

Deux périodes sont envisagées : la première correspond à la période maximale propre à chaque pays selon la disponibilité des données, la seconde (1988.2 – 1998.3) est un intervalle d'estimation commun à l'ensemble des pays (dicté par la disponibilité des données espagnoles).

L'objectif est double : en premier lieu, apprécier l'amélioration apportée par l'introduction de variables de consommation pour la prévision de la croissance du revenu (comparaison de \bar{R}_2^2 avec \bar{R}_1^2) ; en second lieu, apprécier l'amélioration supplémentaire éventuelle dans la prévision de la croissance du revenu, procurée par la prise en compte de variables indicatrices des variations de l'offre de crédit, et plus généralement du degré de rigueur monétaire (comparaison de \bar{R}_3^2 et \bar{R}_4^2 avec \bar{R}_2^2).

Globalement, dans les cas de l'Allemagne, de l'Italie, de l'Espagne, du Royaume-Uni, et à un moindre degré de la France, la prévision de la croissance du revenu peut être améliorée par la prise en compte des variables de consommation, ce qui rejoint les résultats de Campbell et Mankiw. L'intégration supplémentaire d'un *spread* de taux (bancaire ou de marché) permet d'accentuer encore cette amélioration. L'ensemble de ces résultats contraste avec ceux obtenus pour les Pays-Bas, aucune augmentation des R^2 ajustés n'est décelable lors de l'introduction de variables de consommation et de *spreads*.

Ainsi, dans la majorité des pays envisagés, les fluctuations de l'offre de crédit possèdent, aux côtés de la croissance passée de la consommation, une capacité

9. Pour les données utilisées, s'adresser aux auteurs.

10. Se référer à Campbell et Mankiw (1991), p. 732, pour des explications du choix des variables instruments et de leur périodicité.

prédictive sur l'évolution du revenu, qu'il paraît intéressant d'essayer d'exploiter pour une analyse des comportements de consommation. Ceci rejoint les conclusions de Bacchetta et Gerlach. Bien que de tels résultats n'aient pas pu être établis pour les Pays-Bas, nous soumettons par la suite ce pays au même traitement économétrique que les autres.

TABLEAU 1

Prévision du revenu disponible à partir du revenu, de la consommation et des conditions de crédit									
	Périodes	Retards 1 à 4				Retards 2 à 4			
		\bar{R}_1^2	\bar{R}_2^2	\bar{R}_3^2	\bar{R}_4^2	\bar{R}_1^2	\bar{R}_2^2	\bar{R}_3^2	\bar{R}_4^2
France	72.1-98.3	0,0471	0,0383	0,0207	0,0215	0,0527	0,0544	0,0322	0,0401
		<i>0,0641</i>	<i>0,1720</i>	<i>0,3136</i>	<i>0,3082</i>	<i>0,0364</i>	<i>0,0839</i>	<i>0,2162</i>	<i>0,1755</i>
	88.2-98.3	0,0197	0,1184	0,2832	0,1414	-0,021	0,0455	0,1016	0,0478
		<i>0,3274</i>	<i>0,1598</i>	<i>0,0393</i>	<i>0,1784</i>	<i>0,5397</i>	<i>0,2940</i>	<i>0,2060</i>	<i>0,3294</i>
Allemagne*	77.2-98.3	0,2979	0,3226	0,3747	0,3085	0,2801	0,2783	0,2851	0,2693
		<i>0,0000</i>	<i>0,0000</i>	<i>0,0000</i>	<i>0,0001</i>	<i>0,0000</i>	<i>0,0000</i>	<i>0,0001</i>	<i>0,0002</i>
	88.2-98.3	0,4514	0,6069	0,6694	0,5780	0,3723	0,3592	0,4170	0,3432
		<i>0,0001</i>	<i>0,0000</i>	<i>0,0000</i>	<i>0,0003</i>	<i>0,0003</i>	<i>0,0031</i>	<i>0,0028</i>	<i>0,0106</i>
Italie	86.3-98.3	0,0165	0,2304	0,0789	0,2686	0,0260	0,0423	-0,0301	0,1396
		<i>0,3303</i>	<i>0,0248</i>	<i>0,2814</i>	<i>0,0293</i>	<i>0,2558</i>	<i>0,2844</i>	<i>0,5655</i>	<i>0,1126</i>
	88.2-98.3	0,0032	0,2196	0,1183	0,3131	0,0146	0,0022	0,0270	0,2349
		<i>0,4059</i>	<i>0,0534</i>	<i>0,2533</i>	<i>0,0335</i>	<i>0,3283</i>	<i>0,4420</i>	<i>0,3983</i>	<i>0,0523</i>
Espagne	88.2-98.3	-0,0053	0,2996	0,2803	0,3075	0,0145	0,3104	0,3197	0,2724
		<i>0,4472</i>	<i>0,0168</i>	<i>0,0497</i>	<i>0,0359</i>	<i>0,3290</i>	<i>0,0077</i>	<i>0,0159</i>	<i>0,0318</i>
Pays-Bas	82.1-98.3	0,1578	0,1164	0,1024	0,0616	0,1714	0,1253	0,1204	0,0768
		<i>0,0077</i>	<i>0,0738</i>	<i>0,1394</i>	<i>0,2414</i>	<i>0,0030</i>	<i>0,0441</i>	<i>0,0778</i>	<i>0,1641</i>
	88.2-98.3	-0,0343	-0,1510	-0,1720	-0,2748	-0,0037	-0,0856	-0,0419	-0,1318
		<i>0,5969</i>	<i>0,8783</i>	<i>0,8346</i>	<i>0,9536</i>	<i>0,4249</i>	<i>0,7548</i>	<i>0,5834</i>	<i>0,8145</i>
Royaume-Uni	78.1-98.3	0,0165	0,1713	0,2338	0,1962	-0,0002	0,1614	0,2118	0,1950
		<i>0,2646</i>	<i>0,0066</i>	<i>0,0024</i>	<i>0,0075</i>	<i>0,3998</i>	<i>0,0052</i>	<i>0,0022</i>	<i>0,0039</i>
	88.2-98.3	0,0790	0,0287	0,0346	0,1014	0,0163	-0,0437	-0,0201	0,0461
		<i>0,1439</i>	<i>0,3744</i>	<i>0,3955</i>	<i>0,2542</i>	<i>0,3181</i>	<i>0,6191</i>	<i>0,5262</i>	<i>0,3381</i>

Les colonnes « retards 1 à 4 » reprennent les résultats de régressions utilisant les retards 1 à 4 de la croissance du revenu, de la consommation, des variations des *spreads*, et le premier retard du log du rapport de la consommation au revenu.
 Les colonnes « retards 2 à 4 » reprennent les résultats de régressions utilisant les retards 2 à 4 de la croissance du revenu, de la consommation, des variations des *spreads*, et le second retard du log du rapport de la consommation au revenu.
 * Une variable « dummy » est introduite dans toutes les régressions, pour tenir compte du choc de la réunification ; elle vaut 1 de 91.1 à 91.4 et 0 sinon.
 En italique, les probabilités (P-values) associées aux statistiques de Fisher de significativité jointe des régresseurs.

L'estimation des modèles alternatifs de consommation

Nous estimons à présent, par la technique de la variable instrumentale, l'équation de consommation (12) en supposant les coefficients constants au cours du temps. Nous envisageons diverses spécifications, inspirées des travaux de

Campbell et Mankiw et Bacchetta et Gerlach. Les équations de consommation testées peuvent donc prendre les formes (12a), (12b) et (12c) :

$$\Delta c_t = \mu + \lambda[\alpha \Delta y_t + (1 - \alpha) \Delta y_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (12a)$$

Lorsque $\alpha = 1$, l'équation (12a) se ramène au modèle de base de Campbell et Mankiw, appelé « modèle λ ». Si le paramètre λ n'est pas significativement différent de 0, alors, conformément au modèle de revenu permanent, la consommation ne réagit qu'aux chocs aléatoires sur celui-ci. Si le paramètre λ est significativement différent de 0, alors l'évaluation de la consommation dépend de celle du revenu courant (hypothèse d'excès de sensibilité de la consommation au revenu), révélant ainsi l'existence de contraintes de liquidité. λ donne une mesure de ces contraintes. Lorsque $\alpha \neq 1$, l'équation (12a) se ramène au « modèle λ augmenté » de Campbell et Mankiw. La croissance du revenu est expliquée par les retards de 2 à 4 de la croissance du revenu, de celle de la consommation et du logarithme du rapport de la consommation au revenu retardé de 2 périodes¹¹.

$$\Delta c_t = \mu + \lambda X_t + \varepsilon_t \quad (12b)$$

Il s'agit du modèle retenu par Bacchetta et Gerlach. X_t est successivement égal à la croissance du revenu, et/ou du *spread* bancaire et/ou du *spread* de marché. Les instruments comprennent la croissance du revenu, de la consommation, les variations de *spreads* retardés de 2 à 4 périodes et le logarithme du rapport consommation sur revenu retardé de 2 périodes. Compléter l'approche de Campbell et Mankiw par celle de Bacchetta et Gerlach conduit à la spécification (12c) :

$$\Delta c_t = \mu + \lambda[\alpha \Delta y_t + (1 - \alpha) \Delta y_{t-1}] + \gamma SP_t + \varepsilon_t \quad (12c)$$

où $\alpha \neq 1$ et SP est successivement égal au *spread* bancaire et/ou au *spread* de marché. Les instruments sont ceux utilisés pour la spécification (12b). Nous testons conjointement les suggestions faites par Campbell et Mankiw ainsi que par Bacchetta et Gerlach. Dans les trois spécifications, nous tentons également d'introduire le logarithme du taux d'intérêt réel, afin d'améliorer la qualité des estimations. Il est dès lors ajouté comme instrument retardé de 2 à 4 périodes.

Nous présentons dans le TABLEAU 2 les spécifications les plus satisfaisantes pour chaque pays. L'analyse de l'évolution des contraintes de liquidité sera effectuée à partir de ces spécifications. Dans chacun des modèles proposés, la disponibilité des données contraint la fixation des intervalles d'estimation. Le TABLEAU 2 donne la spécification du modèle retenu par pays, les R^2 ajustés, les coefficients estimés ainsi que les statistiques de student associées.

Nous constatons qu'aucune des spécifications (12a, 12b ou 12c) ne peut être considérée comme plus performante pour expliquer les comportements de consommation des ménages dans les pays considérés. Les spécificités nationales sont par conséquent marquées. Au regard des résultats, la qualité des ajustements diffère selon les pays. Les R^2 ajustés se situent à des niveaux très variés : au-delà de 80 % en Allemagne, de l'ordre de 50 % en Italie et au Royaume-Uni sur la

11. Cf. Campbell et Mankiw (*op. cit.*), p. 732. Le logarithme du rapport de la consommation au revenu correspond au terme de rappel d'un modèle à correction d'erreur résultant de l'existence d'une relation de long terme entre la consommation et le revenu.

sous-période, de l'ordre de 30 % au Royaume-Uni et en Espagne sur l'ensemble de la période, entre 10 et 15 % aux Pays-Bas et inférieur à 5 % en France¹².

L'introduction du taux d'intérêt réel permet d'accroître le pouvoir explicatif du modèle aux Pays-Bas et au Royaume-Uni, excepté pour la sous-période aux Pays-Bas. Ce résultat est aussi mis en évidence pour les Pays-Bas dans l'étude de de Bondt (1999). Les variations de *spread* de taux ne sont jamais significatives. Ce résultat est également obtenu par Bachetta et Gerlach (1997) dans le cas du Royaume-Uni et de la France ; ils obtiennent cependant une significativité de ce différentiel pour les États-Unis et le Canada. En revanche, l'introduction du *spread* bancaire permet d'améliorer la qualité des ajustements dans le cas de l'Italie, quelle que soit la période considérée.

TABLEAU 2

Spécifications retenues pour chaque pays

	Périodes	Spécifications	R ²	λ	α	γ	Coeff. de r**
France	72.1-98.3	(12a), sans taux d'intérêt réel	0,049	0,374 (1,437)	1 -		
	88.2-98.3		0,034	0,516 (2,165)	1 -		
Allemagne*	77.2-98.3	(12b), sans taux d'intérêt réel	0,829	0,906 (7,435)			
	88.2-98.3		0,913	0,884 (10,1)			
Italie	86.3-98.3	(12c), sans taux d'intérêt réel avec SPB	0,501	0,599 (3,731)	0,698 (4,167)	- 0,00005 (- 0,006)	
	88.2-98.3		0,484	0,590 (3,824)	0,736 (4,374)	- 0,0003 (- 0,484)	
Espagne	72.1-98.3	(12a), sans taux d'intérêt réel	0,295	0,781 (4,617)	1 -		
	88.2-98.3		0,072	0,153 (1,116)	1 -		
Pays-Bas	78.2-98.3	(12b), avec taux d'intérêt réel	0,106	1,089 (4,379)			0,028 (1,294)
	88.2-98.3		0,152	0,459 (2,141)			0,011 (0,788)
Royaume-Uni	78.1-98.3	(12b), avec taux d'intérêt réel	0,314	0,623 (2,638)			- 0,008 (- 1,05)
	88.2-98.3		0,533	0,731 (9,388)			- 0,001 (- 2,44)

* Une variable « dummy » a été introduite pour tenir compte de la réunification allemande. Elle vaut 1 de 91.1 à 91.4 et 0 sinon.
** r : le logarithme du taux d'intérêt réel. Les valeurs entre parenthèses représentent les t de student associés.

12. Nous retrouvons cette hiérarchie dans la « qualité » des estimations, quelle que soit la spécification (très mauvaise qualité pour la France et les Pays-Bas, médiocre pour l'Espagne, meilleure pour l'Italie et le Royaume-Uni et très bonne pour l'Allemagne).

Les contraintes de liquidité, saisies par le coefficient λ , sont toujours significatives pour un risque d'erreur de 5 % ou de 1 %, hormis en France sur la période globale et en Espagne sur la sous-période. Leur intensité varie considérablement selon les pays et les sous-périodes, puisque λ prend une valeur élevée en Allemagne (de l'ordre de 0,9) et aux Pays-Bas (1,09), moyenne en Espagne, au Royaume-Uni et en Italie, et beaucoup plus faible en France (0,37). La valeur anormalement élevée de λ (supérieure à 1) pour les Pays-Bas peut s'expliquer par l'incapacité des instruments à prévoir l'évolution du revenu. La valeur de λ est peu sensible à la période en Allemagne. Ce n'est pas le cas pour les autres pays : la disparité des λ , selon la période, paraît nette en France et au Royaume-Uni, et encore plus marquée dans le cas de l'Espagne et des Pays-Bas. Dans les autres études empiriques, les valeurs prises par les contraintes de liquidité (λ) sont respectivement de l'ordre 0,4 et 0,65 pour la France (période 72.1 à 88.1) et le Royaume-Uni (période 57.2 à 88.2) chez Campbell et Mankiw (1991), autour de 0,2 pour la France (période 80.1 à 95.3) et le Royaume-Uni (période 77.2 à 95.3) chez Bacchetta et Gerlach (1997). Blundell-Wignall *et al.* (1995) trouvent pour l'Allemagne une valeur de λ élevée, de l'ordre de 0,99, tandis que ces contraintes apparaissent non significatives pour la France, l'Italie et le Royaume-Uni sur la période 1980 à 1990. Enfin, De Bondt (1999) obtient des valeurs de 0,2, 0,4 et 0,5 respectivement pour la France, l'Italie et le Royaume-Uni (période 80.1 à 95.4) ; ces contraintes sont non significatives pour l'Allemagne et les Pays-Bas. Ainsi, nos résultats ne semblent pas en contradiction avec ceux obtenus dans d'autres études empiriques.

L'évolution des contraintes de liquidité

À partir des spécifications retenues dans le TABLEAU 2, nous proposons une analyse de l'évolution des contraintes de liquidité reposant sur l'estimation d'un modèle à coefficients variables¹³.

Pour simplifier les notations, nous présentons la méthode du filtre de Kalman appliquée à un modèle à une seule variable xt . Nous reprenons l'équation (12).

$$\Delta c_t = \mu_t + \beta_t E_{t-1} \Delta x_t + \varepsilon_t \tag{13}$$

Nous supposons que μ_t et β_t suivent une marche aléatoire sans dérive.

$$\mu_t = \mu_{t-1} + v_t \tag{14a}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + w_t \tag{14b}$$

où v_t et w_t sont des variables aléatoires gaussiennes et indépendantes. Le modèle formé par les équations (13 et 14) est un cas particulier d'une classe générale de modèles appelés modèles état-mesure. L'équation (13) est appelée l'équation de mesure et les équations (14a) et (14b) sont nommées équations de transition. L'utilisation du filtre de Kalman¹⁴ permet d'estimer de façon optimale le vecteur d'état (μ_t, β_t) et d'actualiser cette estimation en intégrant de nouvelles observations. Nous développons une méthode d'estimation en deux étapes proposée par

13. Dans la communication présentée au congrès de l'AFSE (1999), nous avons également donné des résultats d'estimations obtenus à partir des régressions glissantes.

14. Voir Harvey (1982).

McKiernan (1996). Dans une première étape, Δx_t est régressée sur les instruments. Dans une seconde étape, le filtre de Kalman est employé pour étudier la relation entre Δc_t et l'estimation de $E_{t-1} \Delta x_t$, réalisée à l'étape précédente en utilisant les équations (13) et (14). Les GRAPHIQUES (1.1. à 1.6.) retracent l'évolution des contraintes de liquidité.

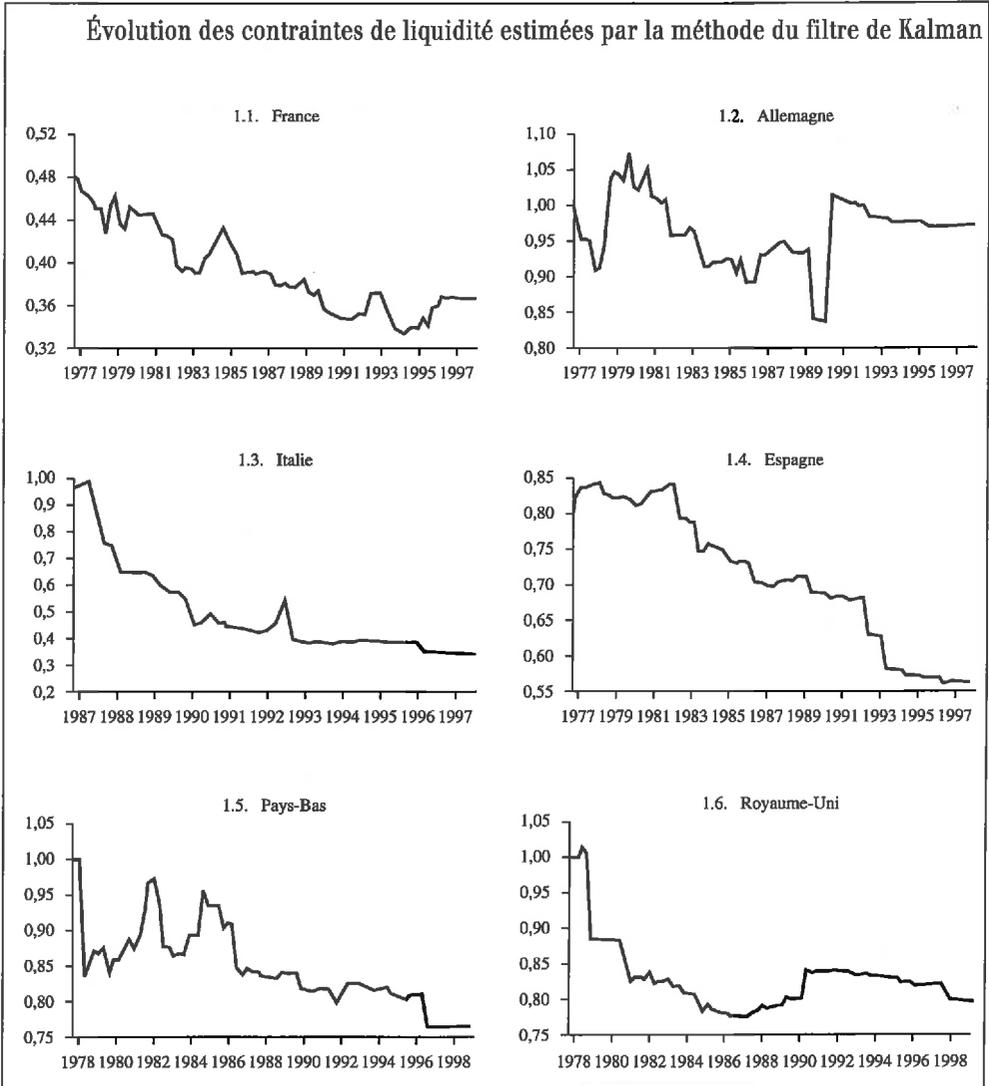
Nous constatons pour 5 pays (France, Italie, Espagne, Pays-Bas et Royaume-Uni) une tendance au relâchement de la contrainte de liquidité sur la période d'étude. En France, en Italie, au Royaume-Uni, en Allemagne et en Espagne, nous remarquons un desserrement concomitant à la période de déréglementation financière. Cependant, au Royaume-Uni, les années quatre-vingt-dix se caractérisent par un niveau de contrainte plus élevé que celui enregistré dans les années quatre-vingt, λ atteint 0,6 en fin de période. Ce résultat est également obtenu par Bacchetta et Gerlach (1997). L'Italie exhibe une constance de la contrainte depuis 1993 autour de 0,4. En Espagne, le relâchement de la contrainte est relativement important, λ passant de 0,85 en 1978 à 0,55 en 1998. Aux Pays-Bas, l'évolution est heurtée durant les années 1980-1986. Bien que décroissante, la contrainte de liquidité reste forte puisque λ s'établit aux environs de 0,77 en 1998. L'Allemagne présente une évolution très différente. La contrainte s'est relâchée durant les années quatre-vingt puis la réunification allemande a entraîné une rupture. Nous constatons en effet un niveau minimum de cette dernière en 1991 suivi d'un resserrement dans les années quatre-vingt-dix. La valeur de λ reste très forte en fin de période, supérieure à 0,95. Des résultats assez proches ont été obtenus par Edey et Hviding (1995), pour qui l'Allemagne constitue un « cas à part » au sein des pays de l'OCDE, en ce qui concerne l'évolution et le niveau de la sensibilité de la consommation au revenu courant. Bien que les Allemands soient les premiers utilisateurs de crédits à la consommation en Europe (Bouzon, 1999), nous constatons un surajustement de la consommation au revenu courant. Le processus de libéralisation financière a pu entraîner une augmentation du niveau désiré de consommation conduisant alors à une augmentation plus rapide de la consommation pendant une phase « d'ajustement » (Bacchetta & Gerlach, 1997).

Ainsi, la méthode d'estimation par le filtre de Kalman met en évidence, pour tous les pays, un desserrement de la contrainte de liquidité dans les années quatre-vingt, en adéquation avec le processus de libéralisation financière. Aujourd'hui les contraintes sont donc plus faibles qu'en début de période, mais persistent. À cet égard, une hiérarchie peut être établie entre un premier groupe de pays, l'Allemagne et les Pays-Bas, où la consommation est très fortement sensible au revenu courant ($\lambda > 0,75$), un second groupe composé du Royaume-Uni et de l'Espagne, caractérisé par des contraintes légèrement moindres ($\lambda > 0,5$), et un troisième groupe, la France et l'Italie, où celles-ci semblent plus modérées ($\lambda > 0,35$).

Il paraît suspect d'observer des contraintes plus faibles en Italie, réputée pour les difficultés rencontrées par les ménages pour obtenir des prêts, qu'au Royaume-Uni, pays où la libéralisation financière est la plus aboutie, et en Allemagne, où les consommateurs sont les premiers utilisateurs de crédits à la consommation en Europe. Cependant, l'interprétation proposée est la suivante. Les disparités internationales des comportements de consommation ne permettent pas une évaluation chiffrée précise des contraintes (valeur de λ) à partir d'un modèle unique. Dans ces conditions, seules la significativité du coefficient λ et

les grandes tendances de son évolution sont interprétables et doivent retenir l'attention. Par ailleurs, la présence de contraintes de crédit fortes dans des pays plus avancés sur le plan de la déréglementation financière peut révéler la montée en puissance d'un canal du crédit (étroit et/ou large), qui requiert un environnement libéralisé pour fonctionner pleinement. À cet égard, il est intéressant de noter une remontée de la contrainte de crédit à partir de la fin des années quatre-vingt au Royaume-Uni, et du milieu des années quatre-vingt-dix en France. Les *spreads* de taux utilisés pour détecter la présence d'un tel canal de transmission ne sont pas significatifs dans nos estimations. Nous devons alors conclure, non pas au rejet de l'hypothèse de fonctionnement d'un canal du crédit, mais plutôt à la mauvaise qualité des « proxies » choisies pour saisir la disponibilité du crédit.

GRAPHIQUE 1



Conclusion

Cette étude a pour ambition de tenter de faire le point, au niveau européen, sur le niveau, la nature et l'évolution des contraintes de liquidité susceptibles d'influencer la transmission de la politique monétaire commune sur la consommation des ménages. Bien que limitée à six pays, deux constats se dégagent au terme de notre analyse : une difficulté à modéliser les comportements de consommation dans des économies caractérisées par des structures financières et bancaires différentes, des degrés d'ouverture vis-à-vis de l'extérieur divers, etc., ainsi qu'une grande hétérogénéité dans la qualité des estimations. Ces constats nous conduisent donc à garder une grande prudence dans l'interprétation des résultats. Néanmoins, nous tirons de cette étude les principaux enseignements suivants.

Les contraintes de liquidité se sont révélées significatives dans tous les pays, avec des valeurs qui varient considérablement selon les pays et les périodes. Nous ne sommes pas parvenues à mettre en évidence la présence d'un canal du crédit (étroit ou large). Toutefois, nos résultats ne permettent pas non plus de rejeter cette thèse, notamment en fin de période. En effet, le renforcement des contraintes ou leur maintien à un niveau élevé, dans les pays les plus avancés en matière de libéralisation financière, pourrait être interprété comme l'indice de la montée en puissance de tels mécanismes de transmission ; hypothèse qui reste à vérifier. Il convient pour ce faire d'améliorer la spécification des modèles de consommation nationaux et également de choisir des « proxies » du canal du crédit plus à même de tenir compte de toutes les conditions de l'offre de crédit comme, par exemple, les conditions hors-prix des contrats de prêts.

La méthode d'estimation par le filtre de Kalman permet d'établir une similitude de comportements de consommation entre les pays étudiés. Tous les pays présentent un desserrement de la contrainte de liquidité dans les années quatre-vingt en adéquation avec le processus de libéralisation financière. Ce phénomène s'observe plus tardivement aux Pays-Bas (λ diminue à partir de 1986). De plus, la valeur de λ s'est révélée plus faible sur la période quatre-vingt-dix que sur la période quatre-vingt, excepté en Allemagne et au Royaume-Uni. En Allemagne, les effets de la réunification ont entraîné de fortes perturbations provoquant un resserrement de la contrainte de liquidité.

En dépit de cette tendance décroissante, les contraintes persistent et demeurent significatives aujourd'hui. Nous pouvons établir une hiérarchie entre pays : Allemagne et Pays-Bas où la consommation reste excessivement sensible au revenu courant ; Royaume-Uni et Espagne où la contrainte demeure élevée ; Italie et France caractérisées par une contrainte plus modérée. La consommation des ménages conserve donc un caractère instable face aux évolutions du revenu.

En matière de politique monétaire, deux implications nous semblent d'importance. La réduction tendancielle du coefficient λ peut être interprétée comme un retour vers le modèle du revenu permanent – cycle de vie. Il s'agit d'un mouvement commun à l'ensemble des pays, favorable au renforcement du canal des taux d'intérêt dans la zone euro. Toutefois, le processus de convergence est loin d'être abouti pour deux raisons : i) les contraintes de liquidité restent significatives partout, ne permettant pas un fonctionnement « normal » du canal des taux d'intérêt ; ii) ces contraintes demeurent en outre d'intensité et de nature disparates, en fonc-

tion de l'avancement du processus de libéralisation financière dans chaque pays, et des spécificités des systèmes bancaires nationaux.

Une grande incertitude pèse donc encore sur le mode de transmission des mesures de politique monétaire sur les comportements de dépense dans les pays de la zone euro. Il paraît établi que le canal conventionnel des taux d'intérêt, même renforcé, ne constitue pas le seul mécanisme à l'œuvre. Cela implique en particulier qu'il ne faille pas s'attendre à un « lissage » de la consommation des ménages, mais plus vraisemblablement à une instabilité propre à participer aux fluctuations de l'activité.

Malheureusement, nos résultats ne permettent pas d'identifier la nature des contraintes qui, soit entravent ce canal des taux d'intérêt (lorsqu'elles sont exogènes), soit le complètent et l'amplifient (lorsqu'elles sont endogènes). Dans ces conditions, les risques d'asymétrie des effets réels d'une politique monétaire commune, à la fois entre les pays et selon l'orientation (expansionniste ou restrictive) des mesures, ne peuvent être écartés. L'enjeu associé à cette incertitude invite à approfondir l'analyse, dans le but d'identifier la nature de ces contraintes de crédit persistantes.

S. L.-M., N. P. & P. R.-M.

RÉFÉRENCES

- Adda J. (1995), « Allocation intertemporelle de la consommation, développements récents », *Économie et Prévision*, n° 121, 5, p. 1-38.
- Bacchetta P. & S. Gerlach (1997), "Consumption and Credit Constraints: International Evidence", *Journal of Monetary Economics*, 40: 207-238.
- Bayoumi T. & P. Koujianou (1989), *The Effects of Financial Deregulation on Consumption*, International Monetary Fund Working Paper, n° 89/88.
- Bernanke B. & M. Gertler (1995), "Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives*, 9: 27-48.
- de Bondt (1999), *Credit Channels and Consumption: European Evidence*, DNB Staff Report, n° 39, De Nederlandsche Bank.
- Bouzon F. (1999), « L'Europe des emprunteurs », *Banque*, n° 600, février, p. 46-47.
- Campbell J. & G. Mankiw (1989), "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", dans *NBER Macroeconomics Annual*, sous la direction de O. Blanchard et S. Fischer, MIT Press.
- _____ (1991), "The Response of Consumption to Income. A Cross-Country Investigation", *European Economic Review*, 35: 723-767.
- Deaton A. (1991), "Saving and Liquidity Constraints", *Econometrica*, 59: 1221-1248.
- Edey M. & K. Hviding (1995), *An Assessment of Financial Reform in OECD Countries*, Economic Department Working Papers, OCDE, Paris.
- Flavin M. (1981), "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income", *Journal of Political Economy*, 89: 974-1009.
- _____ (1985), "Excess Sensitivity of Consumption to Current Income", *Canadian Journal of Economics*, 18: 117-136.
- Hall R. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle – Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 86 (6): 971-987.

- Harvey A. C. (1982), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Jappeli T. & M. Pagano (1989), "Consumption and Capital Market Imperfections: an International Comparison", *American Economic Review*, 79: 1088-1105.
- Lecarpentier-Moyal S., N. Payelle & P. Renou-Maissant (1999), *Évolution des contraintes de liquidité et transmission de la politique monétaire dans la zone euro*, communication présentée au XLVIII^e congrès annuel de l'AFSE, septembre.
- Mojon B. (1998), *Structures financières et transmission de la politique monétaire en Europe, analyses comparatives de l'Allemagne, la France, l'Italie, et le Royaume-Uni*, Document de Travail du CEPII, n° 98-12, octobre.
- Payelle N. (1999), *Consommation, contraintes de crédit et transmission de la politique monétaire en Europe*, communication au 51^e congrès de l'AIELF, Marrakech, mai-juin.