

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2003 / 08

**Patrimoine des ménages,
dynamique d'allocation
et comportement de consommation**

Pierre-Olivier BEFFY et Brieuc MONFORT

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 2003 / 08

Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation

Pierre-Olivier BEFFY et Briec MONFORT *

DÉCEMBRE 2003

Nous remercions la division Revenus et Patrimoine de l'INSEE pour la mise à disposition de ses données sur les performances des actifs de patrimoine. Nous remercions aussi chaleureusement Stéphane Gregoir pour son aide précieuse.

* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques »
Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF

Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation

Résumé

Depuis vingt ans, le patrimoine des ménages s'est profondément modifié, avec en particulier une forte augmentation de la part du patrimoine financier. La forte valorisation des actions dans la seconde moitié des années 1990 suivie de l'éclatement de la bulle spéculative à partir de l'été 2000 et le dynamisme continu des prix de l'immobilier dans ces périodes ont contribué à une forte fluctuation de la valeur du patrimoine des ménages. Ces mouvements importants des prix des actifs soulèvent un certain nombre de questions sur leurs conséquences réelles, via la consommation et l'épargne, et financières, en termes de composition de portefeuille.

Cet article étudie la décision d'allocation du patrimoine des ménages (théorie du choix de portefeuille) et l'impact de leur richesse sur leur consommation (effet richesse), en intégrant des effets d'âge. En effet, l'âge des agents constitue un des déterminants de leur niveau (théorie du cycle de vie) et de leur horizon d'épargne (court terme ou long terme). On peut s'attendre à terme à ce que les ménages plus âgés substituent à des actifs peu liquides des actifs qui le sont plus, dans une optique d'épargne plus courte. A l'avenir, la part de l'immobilier dans le patrimoine des ménages tendrait à diminuer, même si l'estimation de cet effet demeure fragile. Le vieillissement ne sera pas sans conséquence non plus sur la consommation des ménages et il devrait contribuer positivement au taux d'épargne pendant encore une vingtaine d'année

Mots-clés : patrimoine des ménages, effet richesse, choix de portefeuille, effets d'âge

Household wealth, portfolio selection and consumption behavior

Abstract

In the past twenty years, household wealth undergoes profound changes and in particular a notable increase of the share of financial wealth. The hike of stock market prices in the late 1990's, the burst of the speculative bubble since the summer of 2000 and the continued upsurge of housing prices lead to important swings of the value of household wealth. These large changes raise a number of issues concerning their consequences, both real - in terms of consumption and savings - and financial - in terms of portfolio selection.

This article studies the break up of wealth between different assets (portfolio choice theory) and the impact of aggregate wealth on consumption (wealth effect), taking into account population ageing. The age of consumers indeed influences both the level of their savings (life-cycle theory) and their investment horizon (short vs. long-run). We should expect that older households, on average, would lean towards more liquid assets as their remaining life span is narrowing. The share of housing wealth in aggregate wealth should decrease. Population aging should also lead to an increase of the aggregate saving rate for at least the coming twenty years.

Keywords: household wealth, wealth effect, portfolio selection, population ageing.

Classification JEL : D91, E21, G11

Introduction

La forte valorisation des actions dans la seconde moitié des années 1990 suivie de l'éclatement de la bulle spéculative à partir de l'été 2000 et le dynamisme continu des prix de l'immobilier dans ces périodes ont contribué à une forte fluctuation de la valeur du patrimoine des ménages. Ces mouvements importants des prix des actifs soulèvent un certain nombre de questions sur leurs conséquences réelles, via la consommation et l'épargne, et financières, en termes de composition de portefeuille. Quel est l'impact des fluctuations de ces prix, et plus généralement de celles du rendement des actifs, sur les choix d'allocation des ménages entre les différents actifs de leur patrimoine ? Dans quelle mesure la chute des cours boursiers a-t-elle eu un impact négatif sur le comportement de consommation des ménages ?

On observe depuis deux décennies de fortes modifications de la composition et de la taille du patrimoine des ménages qui a été multipliée par plus de cinq en valeur et par deux et demi en termes réels. Si la richesse financière représentait environ 40% de leur richesse au début des années 1980, cette part est passée à 60 % en 2000 avant de revenir à 55% en 2002. Cette évolution accompagne la mutation du système financier français qui a pris place à partir de la seconde moitié des années 1980. La France est passée d'un système par financement essentiellement bancaire à un système financier avec un marché des actions plus développé. Il est intéressant de mesurer les conséquences sur la consommation de l'augmentation de la taille du patrimoine des ménages, qui représente en 2001 six ans de revenu disponible brut contre seulement trois ans et demi en 1980.

Les dynamiques d'allocation de patrimoine et l'impact de la richesse des ménages sur leur comportement de consommation sont influencés par l'évolution de la structure de la population. D'une part, l'âge des agents constitue un des déterminants de leur horizon d'épargne (court terme ou long terme). D'autre part, dans la théorie du cycle de vie, le comportement d'épargne ou de désépargne dépend de l'âge de l'individu. La structure démographique peut ainsi avoir un effet en moyenne ou sur des variables agrégées (effet sur le rendement moyen des actifs, sur leur part dans le patrimoine des ménages ou sur le taux d'épargne moyen).

Pour étudier successivement la décision d'allocation du patrimoine et l'impact de la richesse sur la consommation, ce travail se base sur les deux outils traditionnels d'analyse des comportements financiers des ménages : la théorie du choix de portefeuille d'une part et les théories du cycle de vie et du revenu permanent d'autre part.

L'arbitrage entre le rendement d'un actif et le risque qui lui est associé n'est qu'un des éléments pouvant expliquer la décision d'allocation des ménages. Nous privilégions cependant ce lien, tout en nous attachant à prendre en compte aussi les incitations fiscales qui déforment les rendements des différents actifs. On introduit aussi des variables pour capter la déformation du patrimoine par âge et l'impact de la libéralisation financière. Nous étudions la dynamique jointe de ces variables au sein d'un modèle VAR. On met ainsi en évidence l'impact à court-terme d'une variation du rendement sur la demande des actifs financiers dans un modèle qui prend notamment en compte le vieillissement de la population pour contribuer à expliquer la croissance du patrimoine financier depuis quinze ans. Au sein de ce patrimoine, on étudie une dynamique similaire pour la demande d'action. Cependant, un modèle prenant en compte les effets croisés de substitution entre actifs donnent des résultats peu convaincants.

A l'aide de la théorie du cycle de vie, nous étudions l'autre lien dynamique entre la richesse des ménages et leur comportement de consommation. Cette analyse tient compte de l'évolution de la structure par âge de la population. Une comparaison avec les États-Unis et le Royaume-Uni permet de juger de l'importance de ce lien en France. Si les choix d'allocation des ménages jouent un rôle dans la dynamique de

l'accumulation de richesse, leur patrimoine peut avoir une influence sur leur comportement de consommation. A la fin des années 1990, le dynamisme de la consommation des ménages, ainsi que la baisse du taux d'épargne aux États-Unis et au Royaume-Uni ou sa stabilité en France, ont coïncidé avec la forte valorisation des actifs financiers. Plus récemment, l'éclatement de la bulle spéculative sur le marché des actions aurait pu avoir des conséquences négatives sur la croissance, alors essentiellement soutenue par celle de la consommation des ménages. Cette étude montre que l'effet richesse en France est significatif lorsqu'on tient compte de la déformation de la structure par âge de la population. Il reste cependant inférieur à celui observé aux États-Unis mais est plus important qu'au Royaume-Uni : l'élasticité de la consommation des ménages français à leur richesse est de 14% à long terme, contre 26% aux États-Unis et 12% au Royaume-Uni. Ces élasticités conduisent à des propensions marginales à consommer la richesse décroissantes depuis 1980. En 2000, ces propensions marginales sont évaluées à 4%, 2,3% et 1,5% respectivement aux États-Unis, en France et au Royaume-Uni. Des comparaisons avec les résultats antérieurs sont données dans ce papier.

L'article est organisé comme suit. La première partie décrit l'évolution et la déformation structurelle du patrimoine des ménages depuis une vingtaine d'années. La deuxième partie modélise les déterminants du choix d'allocation entre actifs au sein du patrimoine des ménages. La troisième partie étudie le lien entre richesse et consommation en tenant compte de l'impact de la structure démographique.

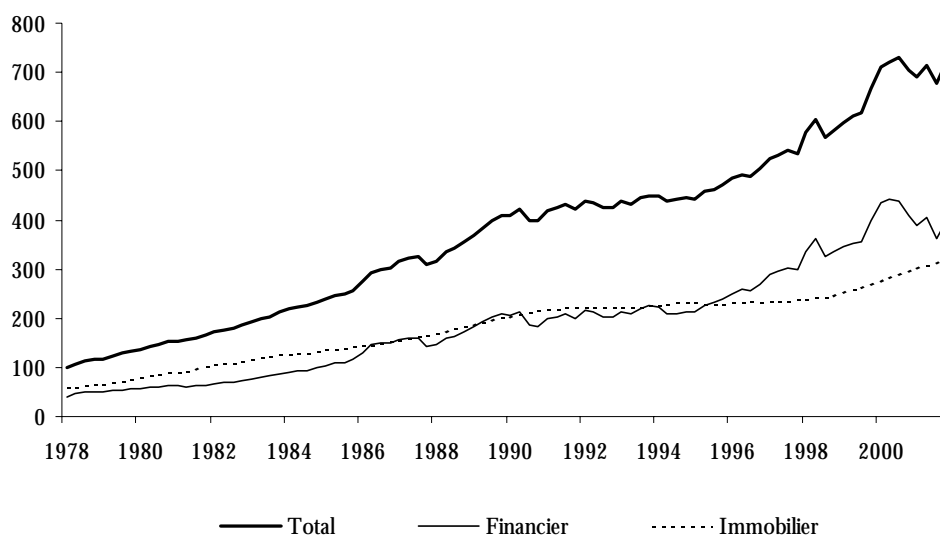
I - Evolution et structure du patrimoine des ménages

1.1 Le patrimoine des ménages a été multiplié par 2,5 en termes réels depuis vingt ans

En 2001, le patrimoine des ménages représentait 5 643 milliards d'euros. Il a été multiplié par plus de 5 en termes nominaux depuis 1978, soit par près de 2,5 en termes réels. Rapporté au revenu disponible brut des ménages, le patrimoine qui représentait un peu plus du triple de leur revenu annuel au début des années 1980, représente désormais six fois ce montant. À titre de comparaison, aux États-Unis, ce ratio est passé de 5 en 1980 à plus de 6 en 2000.

Le graphique 1 ci-dessous représente l'évolution du patrimoine en valeur depuis 1978, ainsi que ses deux principales composantes, les actifs immobiliers et les actifs financiers.

Graphique 1 : Evolution du patrimoine nominal des ménages (y.c. entreprises individuelles) entre 1978 et 2001 (base 100 pour la richesse totale en 1978)



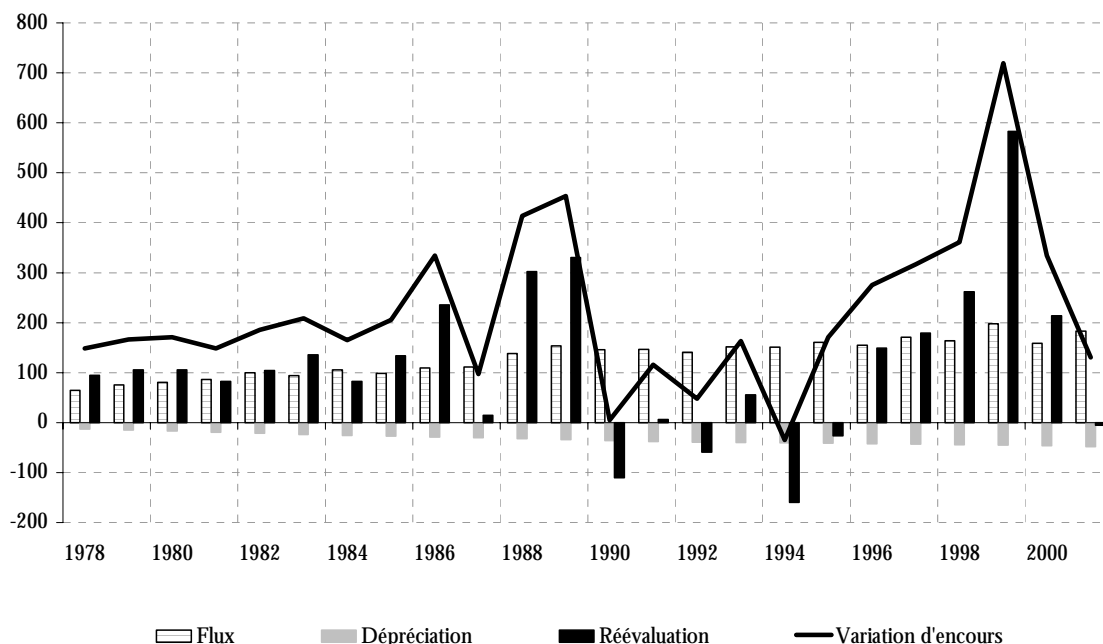
Source : INSEE-Banque de France, calcul des auteurs

L'accroissement du patrimoine des ménages peut être dû soit à un flux additionnel de placements correspondant à une partie de l'épargne des ménages, soit à une appréciation des actifs détenus, c'est-à-dire à un mouvement à la hausse de leur prix. Dans ce second cas, l'accroissement de la richesse correspond à une plus-value latente. Le patrimoine immobilier est ensuite diminué de la consommation de capital fixe (obsolescence, usure...).

Le graphique 2 décrit la décomposition des variations de la richesse des ménages selon ces trois composantes : le flux d'épargne annuel, la réévaluation du prix des actifs, et la consommation de capital fixe concernant le patrimoine immobilier. Les flux de placement ont progressé régulièrement au cours de la période d'étude. La réévaluation, qui traduit le mouvement du prix des actifs a connu en revanche un comportement beaucoup plus volatil. On observe bien en particulier sur le graphique ci-dessous l'effet de l'envolée du prix des actifs financiers en 1986 puis leur chute en 1987 et le rebond les années suivantes. De même l'envolée des actifs boursiers liée

aux nouvelles technologies de l'information entraîne une forte hausse du patrimoine à partir de 1994 et jusqu'au début de l'année 2000.

**Graphique 2 : Variation de l'encours du patrimoine des ménages
(y.c. entreprises individuelles)
entre 1978 et 2001 (milliards d'euros)**



La structure du patrimoine des français depuis vingt ans est marquée par une baisse graduelle de la part de l'immobilier et une hausse de celle des produits d'assurance-vie et des actions. La part des obligations directement détenues diminue fortement après la crise obligataire du début des années 1990.

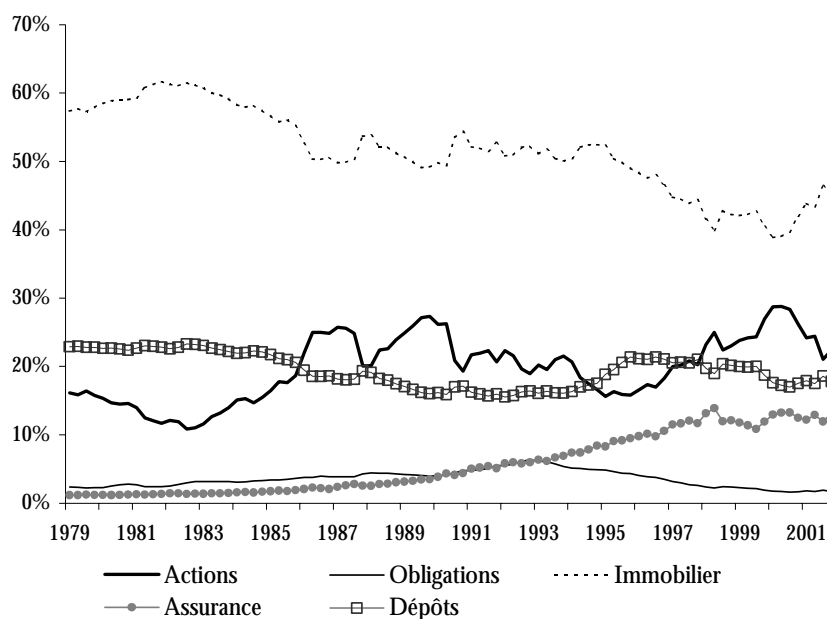
La richesse des ménages est composée de différents actifs regroupés en deux catégories principales : les actifs non financiers et les actifs financiers. La richesse immobilière, regroupant les logements et les terrains, représente l'essentiel des actifs non financiers des ménages. Les actifs financiers se présentent sous la forme de moyens de paiement ou de créances financières. Les moyens de paiement des ménages sont principalement constitués de la monnaie détenue et des dépôts bancaires. Parmi les créances financières, on distingue usuellement les actions, les titres hors actions, les produits d'assurance vie et d'autres actifs moins fréquemment détenus par les ménages.

Depuis vingt ans, la structure du patrimoine des ménages s'est déformée en faveur des actifs financiers. La part des actifs financiers est ainsi passée de 43% en 1978 à 59,5% en 1999. Cette évolution s'explique à la fois par les comportements d'investissement des ménages mais aussi par l'évolution relative du prix des actifs financiers par rapport au prix de l'immobilier. A contrario, le maintien d'une croissance dynamique des prix de l'immobilier depuis la fin des années 1990 et surtout la forte baisse de la bourse depuis 2000 a entraîné une remontée de la part de l'immobilier dans la richesse des ménages qui atteint 45% fin 2001. Entre 1978 et 2001, la valeur d'un bien immobilier a été multipliée par plus de 2,8 tandis que la valeur des actions cotées en bourse a été multipliée par plus de 25, ce qui a contribué à tirer la valeur de

la richesse financière, même si ses autres composantes ont connu une évolution moins dynamique et parfois inférieure à celle de l'immobilier¹.

La structure du patrimoine financier s'est aussi transformée et a connu des évolutions plus heurtées. La part des actions y est passée de 40% en 1978 à 50% à la veille du krach de 1987, puis à 54% en 1989. Après une diminution jusqu'à un point bas en 1995, à 31%, elle est remontée à 45% en 2000 avec la forte valorisation des actions liées aux nouvelles technologies de l'information. En 2001, la part des actions est descendue à 40,6%. L'évolution des prix, ici le cours boursier, particulièrement sensible pour les actions, n'est cependant qu'un élément dans le dynamisme de la richesse. La croissance régulière du poids de l'assurance-vie, une tendance nette ces vingt dernières années, s'explique d'abord par les flux de placements vers l'assurance-vie, qui constituent aujourd'hui la moitié des flux financiers nets. L'assurance-vie est ainsi passée de 3% du patrimoine financier en 1978 à 24% en 2001. A l'inverse, on observe un déclin continu des dépôts qui passent de plus de la moitié du patrimoine financier en 1978 à moins du tiers aujourd'hui. Quant aux obligations, elles ont connu une évolution en cloche, passant de 5% en 1978 à 3% en 2001, après avoir connu un pic à 13% en 1993. La crise obligataire au début des années 1994-1995 a conduit à la fois à une baisse de la valeur des obligations et à une désaffection des épargnants. Les obligations peuvent cependant aussi être intégrées comme support des assurances-vie, ce qui peut conduire à modifier le diagnostic sur le déclin des obligations.

**Graphique 3 : Ventilation du patrimoine des ménages(hors E.I.)
entre grandes catégories d'actifs**



¹ Il convient de noter que la comptabilité nationale valorise les actions non cotées, beaucoup moins liquides et sans doute moins performantes (en termes de plus-values sinon de dividende), au même cours que les actions cotées, en extrapolant le rapport « capitalisation boursière/ valeur comptable des fonds propres » (*Price-to-Book*) observé pour les sociétés cotées. Les actions cotées représentent seulement le dixième des actifs « actions et autres participations ». Garnier (2002) suggère une réestimation de l'encours des actions non cotées égale à la moitié de la valeur retenue dans le tableau des opérations financières. Voir aussi une contribution sur ce sujet dans la *Revue d'économie financière*, n°64, mars 2002.

Encadré 1: Construction de séries de patrimoine trimestrielles

Les données sur les encours de patrimoine des ménages sont issues du compte de patrimoine. Ces données, construites par l'INSEE et la Banque de France, sont disponibles en niveau annuel depuis 1977. Elles ont fait l'objet ici de deux modifications importantes : l'exclusion du patrimoine des entreprises individuelles afin de considérer les ménages « stricto sensu » ; la trimestrialisation des séries de patrimoine ainsi obtenues.

La plupart des chiffres publiés portent sur les « ménages » y compris les entreprises individuelles (secteur institutionnel S14). Ces dernières peuvent avoir un comportement patrimonial différent de celui des ménages, parce que la logique d'accumulation ou d'utilisation du capital productif se distingue d'un comportement d'accumulation de l'épargne en vue de la retraite, ou de lissage des chocs intertemporels. En outre, l'exclusion des entreprises individuelles permet de ne pas prendre en compte l'impact de la baisse progressive de leur poids dans le secteur institutionnel S14. Les entreprises individuelles ont donc été exclues, soit en prenant en compte, quand elle existe, une ventilation entre les ménages et les entrepreneurs individuels, soit en extrapolant des clefs disponibles pour les années les plus récentes. Pratiquement, la quasi-totalité du patrimoine financier est détenu par les ménages, sauf pour les dépôts dont un dixième est attribué aux entrepreneurs individuels. Pour les actifs non financiers, la quasi-totalité des logements est attribuée aux ménages, mais seulement une fraction des terrains (40% au début des années 1980 contre 66% à la fin des années 1990).

Pour la construction des séries et afin de mieux prendre en compte la variabilité de chaque actif, une désagrégation en sept postes a été retenue (actions, obligations, OPCVM monétaires, OPCVM non monétaires, dépôts, produits d'assurance, actifs immobiliers). Les données ont ensuite été trimestrialisées selon la méthode décrite dans l'annexe 1. Par ailleurs, pour la partie sur la substitution entre actifs - ainsi que dans le graphique 3, les OPCVM monétaires sont regroupés avec les obligations (« titres hors action » selon le vocabulaire de la Comptabilité nationale). Les autres OPCVM (OPCVM généraux et les titres de fonds d'investissement divers²) sont agrégés avec les « actions et autres participations ». La catégorie de la comptabilité nationale « droits nets des ménages, assurance-vie et fonds de pension » est appelée par facilité dans cet article « assurance-vie ».

² Cette dernière catégorie contient sans doute des OPCVM de titre obligataire mais il n'est pas possible d'avoir une ventilation plus précise. De plus son comportement en terme de rendement est plus proche ce celui des actions sur les quinze dernières années. Pour ces raisons et aussi parce que les actions constituent un poste plus lourd (avec un tiers de l'actif financier) nous avons choisi de les rattacher aux actions.

II - Déterminants du choix d'allocation entre actifs au sein du patrimoine des ménages

Dans cette partie, nous nous intéressons au choix d'allocation entre actifs au sein du patrimoine des ménages. Un des principaux déterminants est la performance de chaque actif, qui intègre à la fois son rendement, la plus-value latente associée à l'évolution de son prix, et aussi la fiscalité. Cette seule variable ne suffit cependant pas à expliquer la part croissante des actifs financiers depuis vingt ans dans le patrimoine total des ménages ou la croissance continue de l'assurance-vie (en dépit d'un rendement plutôt plat sur l'ensemble de la période et d'une fiscalité plutôt moins favorable depuis 1995). La déformation de la structure par âge constitue un candidat naturel pour expliquer ces deux évolutions étant donné que les agents tiennent compte de leur horizon d'épargne dans le choix de leur placement et que ces choix ont un impact sur le rendement relatif des actifs. Par ailleurs, il convient aussi de prendre en compte les évolutions institutionnelles - qui ne seraient pas déjà prises en compte dans les incitations fiscales - comme l'évolution d'offre de produits financiers ou la libéralisation financière.

Nous présentons d'abord le cadre théorique qui guide notre modélisation puis la méthode d'estimation retenue et les variables étudiées. Puis nous étudions successivement deux modèles de choix de portefeuille, d'abord entre les actifs immobiliers et financiers, puis entre actifs financiers.

II.1 Les déterminants de l'allocation entre actifs au sein du patrimoine des ménages

Le choix des ménages d'affecter leur épargne entre telle ou telle catégorie d'actifs reflète des décisions d'arbitrage liées au rendement et au risque de chaque produit, mais aussi à des motifs spécifiques aux caractéristiques propres des produits (liquidité pour les dépôts, composante d'assurance et non pas seulement de placement pour l'assurance-vie...). Par ailleurs, il convient aussi de tenir compte de l'influence, sur les décisions de placement des ménages, de l'offre de produits qui est modifiée par des changements institutionnels ou des innovations financières.

II.1.1 Le rôle de la performance relative de chaque actif

La théorie traditionnelle du choix de portefeuille, illustrée par Markowitz (1952), met l'accent sur l'arbitrage rendement-risque : les consommateurs ont une fonction d'utilité qui dépend positivement de l'espérance de gain et négativement de la volatilité des produits, mesurée par leur variance ; les marchés financiers sont supposés parfaits. Dans le cadre d'un modèle simple où les ménages doivent allouer leur portefeuille entre un actif sans risque, par exemple les dépôts, et un actif risqué, par exemple un fond commun de placement (FCP) qui rassemble des actions ou des obligations, la part de l'actif risqué dans le portefeuille est proportionnelle à la différence de rendement (ou « spread ») entre l'actif risqué et l'actif sans risque et inversement proportionnel à la variance de l'actif risqué. L'allocation au sein du portefeuille d'actifs risqués, par exemple entre les actions et les obligations, est plus complexe : elle dépend des possibilités d'assurance mutuelle entre les actions et obligations. Si les actions et les obligations sont corrélées négativement³, leur évolution opposée permet de réduire la volatilité agrégée du portefeuille d'actifs risqués. Sauf cas particulier, on ne peut déduire de relation linéaire simple entre le différentiel de rendement et la part des actifs dans le portefeuille.

³ Par exemple, une récession entraîne une baisse des dividendes et une baisse du cours des actions. Une politique contracyclique d'assouplissement monétaire conduit à réduire les taux d'intérêt et augmente le prix des obligations.

La théorie du choix du portefeuille peut être raffinée en considérant non pas seulement le rendement, mais la performance qui intègre l'ensemble des gains qui sont associés à un actif, c'est-à-dire son rendement (le dividende pour les actions, le flux d'intérêt pour les obligations) et la plus-value que l'investisseur réalise quand il revend l'actif en question. De plus, la fiscalité peut conduire à déformer la performance des actifs. L'agent économique doit ainsi prendre en compte la performance après impôt. Le modèle traditionnel est cependant globalement inchangé par ces élargissements progressifs du concept de rendement d'un actif (Poterba, 2000).

Dans le cadre de cette théorie, la performance qui influence les décisions des agents doit être la performance future anticipée et non celle présente ou passée. Cependant, si les marchés financiers sont parfaits et que les prix véhiculent parfaitement l'information, la meilleure prévision du prix futur serait le prix contemporain : l'espérance de plus-values est donc nulle. Ne prendre en compte que les rendements futurs conduirait à une spécification relativement pauvre des déterminants des décisions d'allocation de portefeuille des ménages. Par ailleurs, il semble probable que les anticipations des ménages possèdent une forte composante adaptative, soit pour des raisons de difficulté d'accès à l'information, soit par myopie, soit enfin parce que les conseils de placement qu'ils reçoivent s'appuient souvent sur les évolutions observées sur le passé récent. Il semble donc justifié de prendre en compte les performances passées d'un actif pour interpréter la décision d'allocation des agents.

Les critères de rendement et de risque ne sont cependant pas les seuls à déterminer le choix du portefeuille. Certains actifs ont en effet des caractéristiques spécifiques. Par exemple, l'assurance-vie n'est pas seulement un produit d'investissement à la fiscalité qui a été pendant longtemps très avantageuse, mais contient aussi une clause d'assurance décès⁴. Le poids des dépôts dans l'actif financier des ménages reflète non seulement les avantages des placements défiscalisés ou à taux réglementé mais aussi le besoin de liquidités.

II.1.2 L'impact des déterminants individuels

Une partie de la littérature sur le choix de portefeuille s'intéresse aux déterminants individuels de la demande de produits financiers à partir de données d'enquête. En France Arrondel et Masson (1996) ou Dumontier et al. (2001) montrent à partir des enquêtes Actifs financiers ou Détention de patrimoine de l'INSEE que la détention d'actions augmente avec le patrimoine financier de l'individu et son revenu. Elle est aussi plus élevée pour les catégories sociales les plus avantagées. Le taux de détention varie fortement selon les actifs, de 85% en 2000 pour l'ensemble des livrets d'épargne à 40% pour l'épargne logement et 25% pour les valeurs mobilières. 60% des ménages disposent d'un patrimoine immobilier. Par ailleurs, il convient de rappeler que le patrimoine est fortement concentré en France (Chocron, 2000 ; Garnier, 2002).

La plupart de ces effets individuels ne peuvent pas être pris en compte dans le cadre de cette étude qui se limite à des données agrégées. Cependant un des déterminants sur lequel il nous a paru intéressant d'insister consiste dans la ventilation du patrimoine par âge. Il est néanmoins difficile de prendre en compte l'effet du vieillissement tant parce que les prédictions sont souvent contradictoires (par exemple, sur la possession d'actifs risqués par les ménages âgés⁵) que pour des

⁴ Même si les contrats d'assurance-vie ont évolué vers de purs produits financiers dissimulés sous une "enveloppe assurance-vie", dans un arrêt du 18 juillet 2000 (arrêt Leroux), la Cour de Cassation a imposé - avec les conséquences fiscales qui y sont liées - la requalification comme pur contrat de capitalisation d'un contrat d'assurance-vie qui ne comportait plus d'aléa.

⁵ Ainsi, les ménages les plus âgés peuvent se détourner des actifs plus risqués parce qu'ils ont un horizon d'investissement plus court ; ils peuvent être d'ailleurs d'autant plus prudents qu'ils sont exposés à des

raisons d'agrégation. Ainsi les ménages âgés, en raison de leur horizon d'investissement plus court, pourraient au fur et à mesure qu'ils progressent en âge se détourner de produits plus volatils comme les actions au bénéfice d'obligations. La déformation de la structure par âge de la population conduirait à une baisse de la demande d'actions. Cependant cet effet pourrait être compensé par la déformation de la structure de patrimoine par classe de revenu : ainsi les individus les plus riches ont un portefeuille plus diversifié et ont tendance à vivre plus longtemps. L'existence d'un motif de transmission aux descendants peut aussi conduire les ménages âgés à choisir des actifs qui bénéficient d'incitations spécifiques pour l'héritage.

Au niveau agrégé, il n'existe pas à notre connaissance de données sur la ventilation de l'encours du patrimoine des ménages par âge. Les enquêtes sur le patrimoine montrent que les taux de possession de l'ensemble des actifs croît avec l'âge, avec un saut après 40 ans et une diminution au-delà de 60 ans, ce qui reflète l'évolution du patrimoine agrégé. Cependant, la progression du taux de possession des valeurs mobilières semble plus régulière avec l'âge et n'enregistre qu'une faible baisse après 70 ans alors que le taux de possession de logements décline dès 60 ans⁶. Ces résultats sont cependant à prendre avec prudence, dans la mesure où pour la comparaison de ces taux de possession, l'enquête Patrimoine 1997-98 et l'enquête Détenition de patrimoine de 2000 présentent des résultats contrastés⁷.

El Mekkaoui-de Freitas et al. (2000) constitue une tentative pour reconstituer à partir des taux de détention des actifs la composition du patrimoine par âge. Selon les auteurs, la part du patrimoine financier devrait progresser régulièrement à partir de la classe d'âge de 36-49 ans, âge auquel il représente 30% du patrimoine moyen. L'augmentation de la part des actifs financiers devrait d'ailleurs s'accélérer au fur et à mesure que l'âge augmente, puisque la part des actifs financiers représente 56% pour les plus de soixante-dix ans contre 40% seulement pour les 60-69 ans. Les extrapolations à partir de taux de détention instantanés peuvent être compliquées si on prend en compte des effets de génération.

II.1.3 Modifications institutionnelles et libéralisation financière

Enfin la ventilation du patrimoine peut aussi refléter des effets d'offre ou des modifications institutionnelles. Une partie de la baisse de l'encours des obligations en 1997 s'explique ainsi par l'arrivée à échéance des emprunts Balladur émis en 1993. L'offre d'actifs financiers est liée à la fois au cadre institutionnel mais aussi aux innovations financières. La libéralisation financière au milieu des années 1980 a ainsi, en augmentant le volume de titres cotés, induit une augmentation de l'offre d'actifs financiers à destination des agents. Elle a permis aux entreprises cotées de renforcer la part des fonds propres par rapport à celle de la dette dans leur passif, en émettant de nouvelles actions. De même, dans les années 1990, les privatisations d'entreprises nationales, l'ouverture du capital d'entreprises non cotées et le financement de *start-up* risquées ont contribué à augmenter l'offre d'actions sur les marchés financiers (Garnier, 2002).

risques de santé et aussi sur le montant de leur retraite. En revanche, comme ils ne sont plus exposés aux risques du marché du travail, ils peuvent être incités à prendre plus de risque financier (El Mekkaoui-de Freitas et al., 2000).

⁶ L'indicateur plus général de taux de possession d'actifs financiers est un indicateur peu informatif dans la mesure où plus de 80% des ménages possèdent au moins un livret d'épargne quelque soit l'âge.

⁷ Voir Dumontier et al. (2001) pour l'enquête Détenition de patrimoine de mai 2000 et Guillaumat-Tailliet et al. (1998) pour l'enquête Patrimoine 1997-98. Dans cette dernière enquête, le taux de possession des valeurs mobilières passe de 27,2% pour les 50-59 ans à 28,9% pour les 60-69 et 28,4% pour les plus de 70 ans ; le taux de possession d'un logement décline respectivement de 76,5% à 73,6% et 62,7%. Pour l'enquête détention de patrimoine de 2000 par contre, cette progression est de 18,6%, 29,2% et 22,8% pour les valeurs mobilières contre 74,5%, 76,3% et 66,8% pour les logements. Ainsi, selon l'enquête retenue, le taux de possession des valeurs mobilières pour les plus de 70 ans reste stable (-0.5 point) ou décline (-6,4 points).

Dans le même temps, la gestion collective (OPCVM) a favorisé la détention indirecte de ces actions par les ménages français, permettant de réduire les risques inhérents à cette détention et de s'affranchir en partie de la gestion d'un portefeuille d'actions et d'obligations. Enfin, la popularité de certains produits peut tenir autant du marketing et de l'offre des banques que de leur attractivité en tant que placement réel ou supposé. Augoury, Boutillier et Séjourné (2000) montrent que l'on peut modéliser la diffusion de nouveaux instruments financiers par la théorie du cycle du produit. Une courte chronologie en annexe 4 rappelle les principales étapes de la libéralisation financière en France.

II.2 Modélisation de la substitution entre actifs au sein du patrimoine des ménages

Pour étudier les décisions de placement des ménages, nous avons privilégié un modèle qui met l'accent sur le rendement de chaque actif comme le suppose la théorie traditionnelle du choix de portefeuille. Cependant, afin de prendre en compte les effets liés à la fois aux changements institutionnels et à la déformation de la structure par âge, nous avons aussi intégré divers variables démographiques ainsi qu'une variable censée capter l'impact de la libéralisation financière à la fin des années 1980.

II.2.1 Etude de la dynamique jointe des variables dans le cadre d'un modèle VAR

Le modèle traditionnel de choix de portefeuille suppose qu'à long terme, la part d'un actif dans le patrimoine est fonction de sa performance réelle après impôt. D'autres facteurs peuvent influencer cette composition à long-terme, notamment la structure de la population par âge ou des modifications de l'offre des produits. A court-terme cependant, le lien entre les variables précédentes peut s'écarter du lien de long terme à cause de la difficulté des ménages à ajuster leur portefeuille à des modifications de performances en raison des coûts de transaction ou d'information, ou à cause de chocs exogènes non pris en compte dans la modélisation simple que nous avons retenue. Etudier la dynamique d'ajustement à court-terme permet aussi d'analyser la réponse d'une variable à un choc, comme l'ajustement de la part consacrée à tel actif à une augmentation de sa performance relative.

Par simplicité, nous avons choisi de nous concentrer sur deux séries de relations, en supposant que les ménages allouent leur épargne de manière séquentielle, d'abord entre les actifs immobiliers et les actifs financiers, puis au sein des actifs financiers. Les actifs immobiliers présentent plusieurs caractéristiques qui les distinguent des actifs financiers, comme une liquidité plus faible, un montant unitaire plus élevé etc... De même le souci de performance est peut-être moins important pour l'investissement immobilier : le rendement nominal (le loyer) peut prendre la forme d'un loyer fictif et la plus-value escomptée lors de la vente d'un logement peut concerner moins directement les ménages eux-mêmes que leurs héritiers. Pour le deuxième modèle concernant la ventilation au sein du patrimoine financier, nous avons étudié l'allocation entre les actions et les autres actifs financiers dans le cadre bivarié, et l'allocation entre l'ensemble des actifs dans un modèle multivarié.

Encadré 2 : Modélisation VAR/VECM

Le modèle retenu est un modèle vecteur auto-régressif (VAR) dont les variables d'intérêt sont la part de l'actif dans le patrimoine, sa performance relative et éventuellement une variable démographique et une variable indicatrice pour prendre en compte la libéralisation financière. Un modèle VAR peut s'écrire pour la forme suivante:

$$y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

où y_t est un vecteur de taille n (égal à trois, si on prend comme composante la part, la performance relative et une variable démographique), p le nombre de retards du VAR,

ϕ_i une matrice carrée de coefficients de taille $n \times n$ et ε_t le terme d'erreur du VAR.

Pour estimer un VAR en niveau, il convient que les variables considérées soient stationnaires, une caractéristique que ne présentent pas les séries de part de patrimoine. Dans ce cas, il est possible d'estimer le VAR en différenciant la variable non stationnaire. Si le VAR présente plusieurs variables non stationnaires et qu'il est possible de mettre en évidence une relation de cointégration entre ces variables le modèle VAR peut se réécrire sous la forme d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) avec une relation de cointégration. Dans ce cas, on peut réécrire le modèle sous la forme :

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \tilde{\phi}_i \Delta y_{t-i} + \tilde{\phi}_0 y_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_t$$

où $\tilde{\phi}_0$ n'est pas une matrice de plein rang. Le terme $\tilde{\phi}_0$ peut s'écrire sous la forme

$\tilde{\phi}_0 = \alpha \beta'$: le vecteur β représente le coefficient de la relation de long terme de telle sorte que la variable $\beta' y_t$ est stationnaire, même si ses composantes sont non stationnaires. Le vecteur α permet de mesurer la vitesse d'ajustement pour chacune des variables du VAR à la relation de long terme.

Nous avons choisi d'estimer le VAR considéré par la méthode de Johansen (Johansen et Juselius, 1990 ; Hamilton, 1994). Cette méthode présente plusieurs avantages : par rapport à une estimation individuelle de chaque équation du VAR qui peuvent conduire à des erreurs de spécification et en particulier à imposer une contrainte implicite à la fois sur les résidus et les coefficients, l'estimation par Johansen est une estimation simultanée du système d'équation du VAR. On obtient ainsi une meilleure estimation de la relation de long-terme et des coefficients du VAR. Par ailleurs, la méthode de Johansen permet aussi de tester le nombre de relation de cointégration, en calculant les statistiques dites du *lambda max* ou de la trace. Si les tests rejettent l'existence de relations de cointégration, nous devons travailler avec des variables stationnaires, dont notamment les parts en différence.

Enfin, comme nous privilégions dans la dynamique jointe le rôle de la part et du spread, il est possible de contraindre le VAR pour regarder si, par exemple, la variable démographique peut être considérée comme exogène. L'hypothèse d'exogénéité peut être testée par exemple par un test de Wald.

Deux outils sont particulièrement utiles pour l'interprétation économique du modèle VAR. D'une part, il est possible de décomposer chaque variable endogène entre les conditions initiales, le cumul des chocs observés pour chaque variable endogène et éventuellement la contribution des variables exogènes. En réécrivant le modèle VAR(p) sous la forme d'un VAR(1), on obtient :

$$Y_T = \Phi Y_{T-1} + \varepsilon_T$$

où Y_T est un vecteur de taille $n \times p$ qui empile les variables endogènes avec leur retard (avec éventuellement un terme supplémentaire pour une constante) et Φ la matrice de Jordan associée au système VAR de taille $np \times np$. A l'horizon T, on peut décomposer le VAR sous la forme :

$$X_T = \Phi^T X_0 + \sum_{i=1}^T \Phi^{i-1} \varepsilon_i$$

Pour chacune des variables du VAR, on peut donc ainsi identifier l'impact cumulé des conditions initiales liées à chaque variable considérée, celui des chocs et éventuellement celui des variables exogènes.

D'autre part, les fonctions de réponse décrivent la propagation d'un choc au sein du système vectoriel et permettent ainsi de mesurer l'impact à court et à long-terme d'un choc d'une variable sur l'ensemble du système. Spécifiquement, à l'horizon T, l'impact d'un choc ε_0 est $\Phi^T \varepsilon_0$.

II.2.2 Description des variables étudiées

La ventilation du patrimoine des ménages en données trimestrielles provient directement de la construction de la richesse trimestrielle des ménages présentée dans l'encadré 1. Elles sont disponibles de 1978 à 2001. Les parts de chaque actif dans le patrimoine sont étudiées après transformation logarithmique. Cette transformation permet d'être homogène avec l'hypothèse de normalité des résidus sous laquelle les statistiques de test et la procédure d'estimation sont valables. Les tableaux de coefficients du VAR ne donnent donc pas lieu à une mesure directe d'une élasticité constante du prix à la part ou vice-versa, mais une mesure locale⁸.

Pour l'étude du choix entre immobilier et financier, la performance relative est la performance réelle après impôt des actifs financiers par rapport aux actifs immobiliers. Dans le modèle de choix de portefeuille entre actifs financiers, on s'intéresse à l'écart entre la performance des actions et la performance de l'actif sans risque, à savoir les dépôts.

Les données sur les classes d'âge proviennent de l'INSEE et ont simplement fait l'objet d'un lissage simple. Pour la même raison que précédemment, ces données sont utilisées après transformation logarithmique.

Le calcul des performances des placements s'appuie sur les travaux de la division Revenus et Patrimoine de l'INSEE qui publie annuellement depuis 1995 une étude sur les revenus et patrimoine des ménages (collection *Synthèses*). Elle dispose de séries de rendements depuis le début des années 1980 ou la fin des années 1970, selon les séries.

La performance réelle annuelle avant impôt s'exprime par la formule suivante :

$$PI_i = \frac{(1+r_i)(1+\Delta p_i/p_i)}{(1+\Delta pc/pc)}$$

où r représente le rendement nominal annuel de l'actif financier considéré, p le prix de cet actif et pc le déflateur de la consommation des ménages. Le taux d'inflation $\Delta pc/pc$ et celui des plus-values $\Delta p_i/p_i$ sont mesurés en glissement annuel.

Mesurer les performances après impôt a nécessité la construction d'une base de données sur la fiscalité depuis vingt ans. Les modifications fiscales sont de deux types : des changements fiscaux portant sur des produits donnés (innovations ou modifications des caractéristiques : plafond d'investissement, conditions d'acquisition etc...) et des modifications des taux de prélèvement. La création de placements

⁸ Si on note lw la transformée logarithmique de la part, soit $lw = \log(w/(1-w))$, on a : $\partial lw = \partial w / (w(1-w))$. En notant p la performance de l'actif considéré, l'élasticité de la part à la performance relative $e = (\partial w/w) / (\partial p/p) = (1-w)(\partial lw / \partial p/p)$ dépend ainsi de la valeur de la part à un moment donné.

attractifs ou défiscalisés est parfois compensée par des restrictions d'utilisation - par exemple une baisse de l'abattement - ou par un alourdissement des prélèvements sociaux ou fiscaux.

Si l'on néglige les abattements ou les bonifications fiscales, la performance réelle annuelle *après impôt* est égale à:

$$P2_i = \frac{(1 + r_i(1 - \tau_R))(1 + \Delta p_i / p_i (1 - 1_{PV>0} \tau_{PV}))}{(1 + \Delta pc / pc)}$$

où τ_R est le taux d'imposition sur le revenu courant et τ_{PV} le taux d'imposition sur les plus-values. La plus-value ne donne lieu à un impôt que si elle est positive. Là encore, on mesure la performance une année donnée et on néglige ainsi la possibilité pour certains actifs de reporter certaines moins values d'une année sur l'autre afin de réduire les impôts. De même, les contraintes portant sur la liquidité des actifs (pénalité fiscale pour une durée d'investissement inférieure à la durée cible) n'ont pas été prises en compte.

Pour prendre en compte la forte non-linéarité de la taxation (abattement, impôt progressif sur les revenus, réductions d'impôt forfaitaires...), nous avons calculé la performance réelle après impôts de deux cas-type d'investisseurs. Le premier dispose d'un capital de 150 000 euros et le second d'un capital de 15 000 euros (300 000 et 120 000 pour l'investissement immobilier). Les montant de référence du capital sont données en 1979 et progressent au même rythme que les prix à la consommation. Le premier dispose de revenus qui le placent dans la tranche maximale d'impôt sur le revenu alors que le second se trouve dans la tranche médiane. A chaque trimestre, chaque investisseur type mobilise l'ensemble de son capital dans un placement particulier et mesure au bout d'un an la performance de son placement. La performance retenue est la moyenne simple de ces deux performances. Les deux séries de performance réelle avant et après impôt sont présentées pour chaque actif sur la série de graphiques en Annexe 5.

II.3 Choix de portefeuille entre immobilier et financier

La part du patrimoine financier dans le patrimoine des ménages a connu une progression régulière depuis 1982, progression rythmée principalement par les évolutions boursières (cf. graphiques en Annexe 5). La théorie du portefeuille suggère qu'à long-terme, il y a une relation de proportionnalité entre la part et la performance. Cependant, comme la performance des actifs financiers est stationnaire sur la période d'estimation, elle ne peut rendre compte de la très forte croissance de la part des actifs financiers depuis vingt ans. Cependant, elle semble expliquer les fluctuations à plus court-terme de cette part, comme par exemple sa baisse lors de chocs financiers négatifs (en 1987, 1991 ou 2001) ou son augmentation à la fin des années 1990.

L'augmentation de la part du patrimoine financier à partir de 1982 peut correspondre à deux phénomènes concomitants. Le premier est l'arrivée des classes d'âge nombreuses du baby-boom à un âge où la composition de leur patrimoine s'oriente davantage en faveur des actifs financiers, par exemple parce qu'ils ont déjà réalisé l'effort d'épargne en faveur du logement⁹. Selon le seuil retenu, le choc

⁹ Ainsi d'après l'enquête Patrimoine 1997-98, le taux de possession d'un logement progresse très rapidement pour les classes d'âge les plus jeunes (de 15,3% pour les moins de 30 ans à 47,8% pour les 30-39 ans et 67,5 pour les 40-49 ans) avant de se stabiliser au delà (à 76,7% pour les 50-59 ans et 73,6% pour les 60-69 ans). Les valeurs mobilières par contre progressent plus tardivement, leur taux de possession passant de 16,7% pour les 30-39 ans à 21,6% pour les 40-49 ans et 27,2 pour les 50-59 ans. La stabilisation du taux de possession des valeurs mobilières est aussi plus tardive que pour l'immobilier.

démographique s'étale au cours des années 1980 : ainsi la part des plus de 35 ans s'infléchit à la hausse dès 1982, celle des plus de 40 ans à partir de 1987 et celle des plus de 45 ans à partir de 1992.

Le second phénomène est la libéralisation financière qui semble s'accélérer à partir de 1985. Si la libéralisation financière et les mutations des marchés financiers sont considérés comme un phénomène qui prend progressivement de l'ampleur à partir de 1985 et dont les effets se font sentir jusqu'à aujourd'hui, une variable de libéralisation financière peut constituer une explication *ad hoc* de la progression régulière de la part du patrimoine financier, mais il devient dans ce cas difficile d'identifier l'impact spécifique des mutations du système financier et celles relevant de la démographie. Une modélisation alternative consiste à considérer la libéralisation financière comme un choc ponctuel, par exemple entre 1985 et 1990. Il convient de noter par ailleurs, que certaines mesures de libéralisation se traduisent directement par une modification des rendements, comme par exemple l'assouplissement de la fiscalité des valeurs mobilières présenté en 1982 dans le Plan Delors afin de développer les marchés boursiers.

On s'intéresse d'abord à déterminer une relation de long-terme entre une variable démographique (ici la part des plus de 40 ans dans la population totale) et la part des actifs financiers dans le patrimoine des ménages. Ces deux variables sont étudiées sous la forme de transformées logistiques. Par ailleurs, on intègre aussi la performance relative des actifs financiers par rapport aux actifs immobiliers. Le modèle VAR est estimé sur la période 1980T2-2001T4.

Le nombre de relations de cointégration retenue est sensible à la structure autorégressive du VAR (Tableau 3 et 4, Annexes 5). Les critères d'information conduisent à retenir une modélisation VAR avec cinq retards. Dans ce cas cependant, il n'est pas possible de faire ressortir de relation de cointégration. En effet, la détermination du nombre de relations de cointégration à l'aide des tests de Johansen (test de la trace et de la valeur propre maximale pour un modèle avec une constante) montre qu'il n'y a pas de relation de cointégration significative au seuil de 10%. Ce résultat persiste quand on modifie la variable démographique considérée (par exemple en prenant la part des plus de 45 ou 50 ans plutôt que la part des plus de 40 ans). En revanche, un VAR avec quatre retards admet une relation de cointégration et admet donc une forme VECM¹⁰.

Le modèle présenté correspond donc à un VAR avec quatre retards mais sans relation de cointégration. Le VAR modélisé comporte uniquement des variables stationnaires, à savoir le spread en niveau (écart entre les rendements du financier et ceux de l'immobilier) et la part en différence. On admet l'exogénéité de la variable démographique. Dans la mesure où la variable démographique est très lisse, dans un souci de parcimonie on contraint aussi cette variable à ne jouer qu'un rôle contemporain. Les résultats de l'estimation sont donnés par le tableau 5. L'ajout de quelques variables indicatrices suffit à blanchir les résidus (Tableau 9). Les variables indicatrices capturent un choc négatif particulièrement fort sur la part et le spread en 1990T3 au début de la première guerre du Golfe et un choc positif en 1999T4, au moment de la bulle technologique.

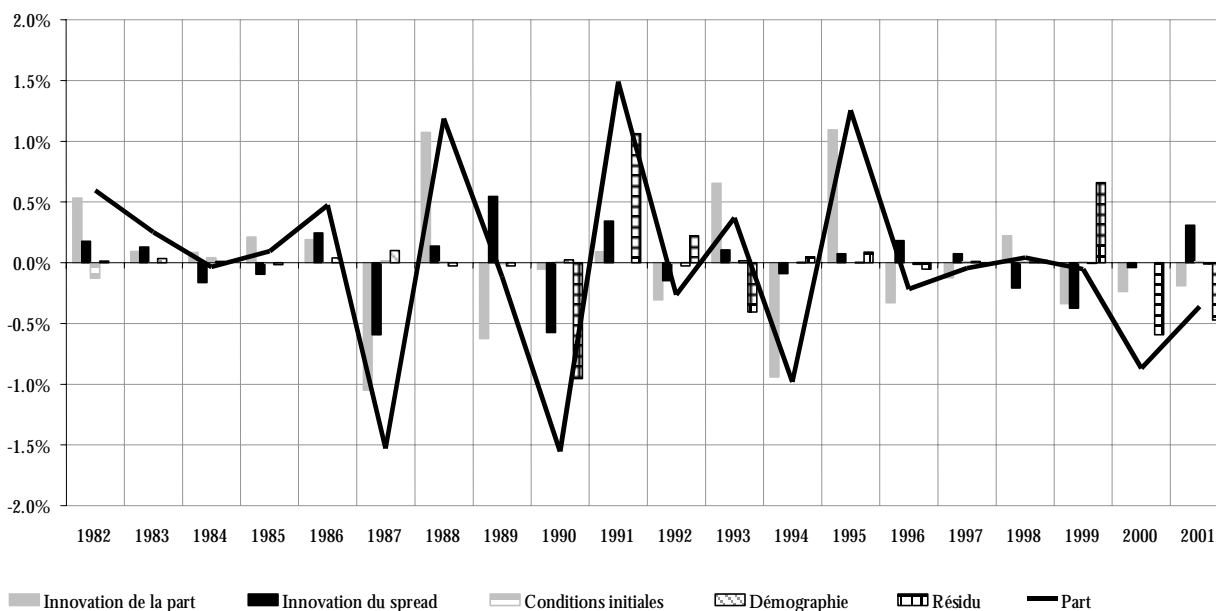
Dans cette modélisation, la variable démographique est faiblement significative, à la fois pour son impact sur le spread ou pour son impact sur la part. Comme on s'y attend, elle joue un rôle positif sur la part. Introduire un effet de la libéralisation financière par une variable indicatrice entre 1985 et 1990 a un résultat paradoxal : la variable libéralisation financière n'a pas le signe attendu, puisqu'elle conduit à diminuer à la fois le spread et la part au lieu de capturer un effet du à une volatilité accrue et à mutation du portefeuille des agents. Faire varier la date du choc ponctuel

¹⁰ Dans ce cas, un candidat possible pour la relation de cointégration est le lien entre la part des plus de 40 ans et la part des actifs financiers dans le patrimoine. Cependant, cette relation de cointégration n'est pas significative dans la dynamique de court-terme. Cette tentative de modélisation a donc été abandonnée.

de la variable de libéralisation financière ne conduit pas à de meilleurs résultats. De plus, nous avons déjà souligné la difficulté d'identifier l'impact spécifique des mutations du système financier et celles relevant de la transformation de la structure par âge.

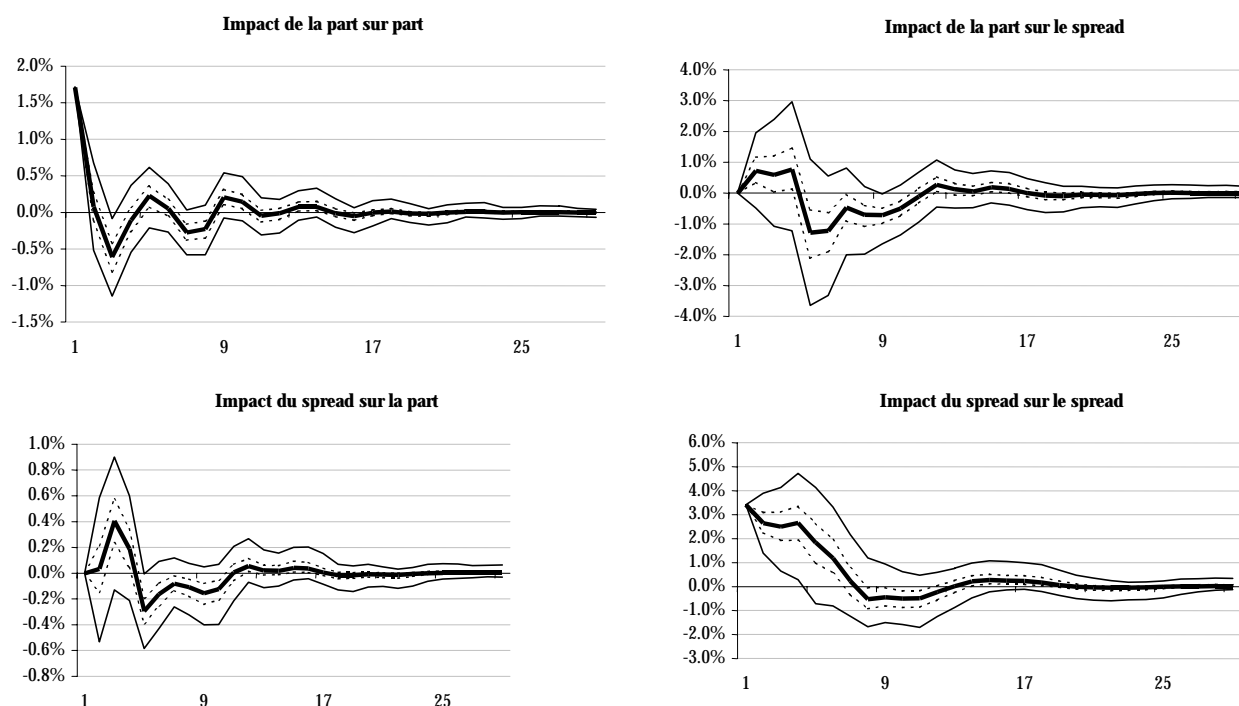
Le graphique 4 ci-dessous présente la décomposition de la croissance de la part du financier entre les conditions initiales et le cumul des innovations observées pour chaque variable endogène. La variation de la part et les différentes contributions sont mesurées en moyenne annuelle. Les résidus représentent les contributions des deux variables indicatrices du modèle, contributions qui comme celles des autres variables se prolongent dans le temps en raison de la structure autorégressive du VAR. On voit ainsi que si les innovations cumulées de la part constituent la première variable explicative, les innovations cumulées du spread ont aussi une influence, en particulier en période de forte volatilité. Par contre l'impact de la variable démographique est très modeste et elle ne joue un rôle qu'à la fin des années 1980 avec la croissance brusque de la part des plus de 40 ans.

Graphique 4 : Contribution à la croissance de la part du financier



Les graphiques 5 présentent les fonctions de réponse à un choc unitaire d'un écart type. Etant donné la modélisation retenue, les courbes représentent l'impact d'un choc sur la la part en différence mais sur le spread en niveau. On voit ainsi que l'impact d'un choc de spread (un choc qui correspond à un écart-type du résidu de l'équation du spread) sur la variation de la part est positif au cours de la première année - comme le suggère la théorie de choix de portefeuille - mais que cet effet immédiat donne lieu à une correction au bout de la deuxième et de la troisième années. Pour prendre en compte le fait que le spread est en niveau et la part en différence, il est possible de construire une fonction de réponse cumulée du spread sur le niveau de la part. Dans ce cas, l'impact sur le niveau de la part est toujours positif, mais converge rapidement vers zéro dès la troisième année. Les intervalles de confiance à 5% et 50% montrent cependant que cet effet est faiblement significatif. La première année, on note cependant un impact positif à 50%.

Graphiques 5 : fonctions de réponse dans le modèle financier/immobilier



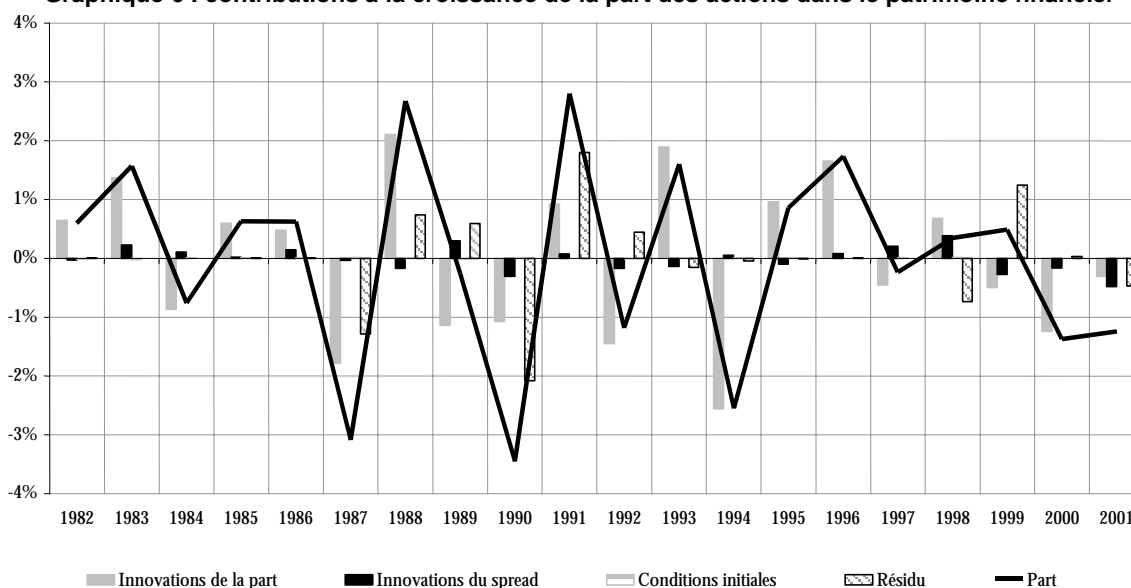
Légende: Les fonctions de réponse ci-dessus présentent l'impact à un horizon donné d'un choc d'un point de pourcentage d'écart type d'une variable sur le niveau de l'autre variable. La courbe en trait gras représente l'impact médian, les courbes en trait plein les intervalles de confiance à 5% et les courbes en pointillés les intervalle de confiance à 50%. La série de part est présentée en différence, celle de spread en niveau.

II.4 Choix de portefeuille au sein du patrimoine financier

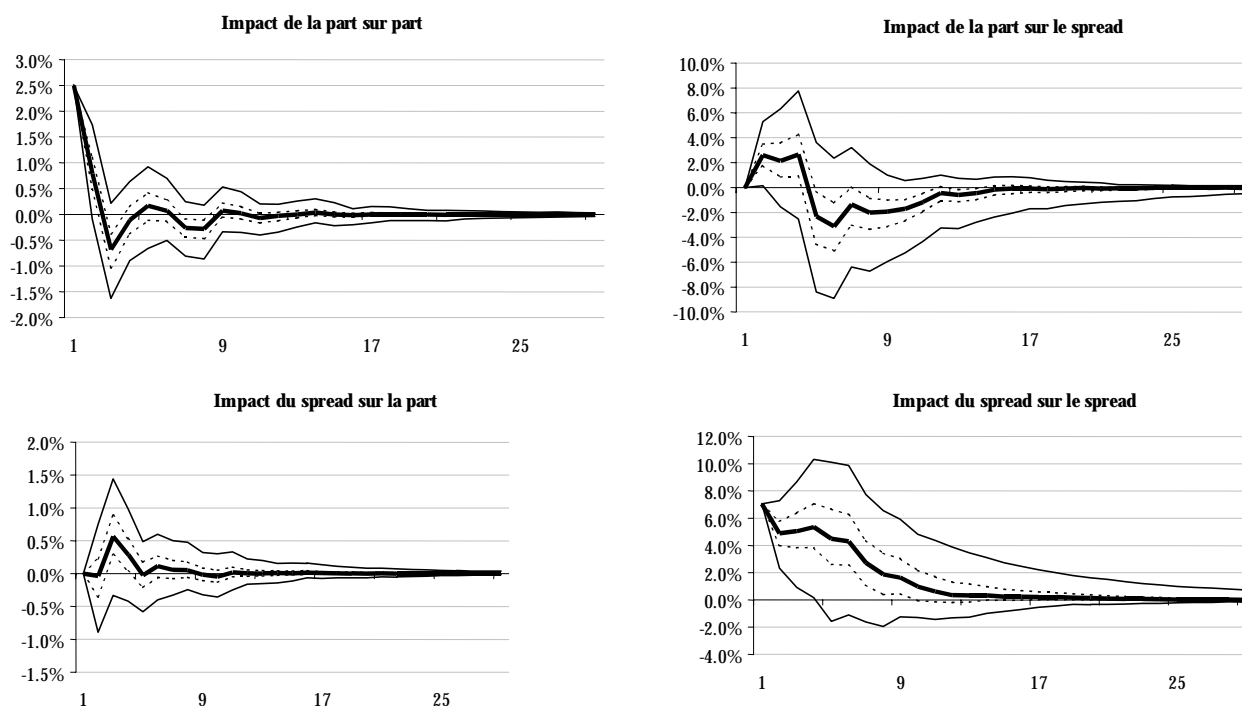
II.4.1 Part des actions dans le patrimoine financier

On s'intéresse ensuite à la dynamique de la variation de patrimoine au sein du patrimoine financier. Dans un premier temps, on s'intéresse exclusivement à la part et au rendement des actions, qui constituent à la fois le poste le plus important et aussi le plus volatil du patrimoine financier. Le spread est cette fois mesuré par différence par rapport à celui d'un actif sans risque, à savoir par rapport à la performance des dépôts. Ces derniers présentent un rendement plus stable que les obligations d'Etat, qui ne sont d'ailleurs pas modélisées spécifiquement. Faute de candidat naturel pour une relation de long-terme, on décide de modéliser un VAR bivarié avec les variables stationnaires, à savoir le spread en niveau et la part en différence. Les critères d'information concordent pour choisir un modèle avec quatre retards (tableau 6 de l'annexe 5). Les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau 7 de l'annexe 5. Un nombre plus grand que précédemment de variables indicatrices est nécessaire pour blanchir les résidus. Outre les deux mêmes variables indicatrices que précédemment, une nouvelle variable capture l'impact du choc boursier en 1987T4 et une autre un choc négatif spécifique sur la part des actions en 1998T3, sans que cette baisse s'accompagne d'un mouvement particulièrement fort du spread au même trimestre. Essayer d'introduire des effets d'âge dans la détermination du choix entre actions et autres actifs financiers n'est pas significatif (deuxième modèle du tableau 7 de l'annexe 5). Le graphique 6 présente la décomposition de la croissance de la part des actions au sein des actifs financiers.

Graphique 6 : contributions à la croissance de la part des actions dans le patrimoine financier



Graphiques 7 : fonctions de réponse dans le modèle actions/autres actifs financiers



Légende : Les fonctions de réponse ci-dessus présentent l'impact à un horizon donné d'un choc d'un point de pourcentage d'écart type d'une variable sur le niveau de l'autre variable. La courbe en trait gras représente l'impact médian, les courbes en trait plein les intervalles de confiance à 5% et les courbes en pointillés les intervalles de confiance à 50%. Le spread est en niveau, la part en différence.

Les fonctions de réponse présentées dans le graphique 7 mettent en évidence un effet positif d'un choc du spread sur la part. Par ailleurs, cet effet semble plus persistant que dans le modèle précédent dans la mesure où la variation du spread reste constamment positive. Ceci peut être dû à la forte autocorrélation du spread, telle que mise en évidence par la fonction de réponse du spread à un choc de cette même variable. Il convient de noter cependant que comme dans le modèle précédent, les intervalles de confiance sont très larges.

II.4.2 Part des actions dans le patrimoine financier

L'ampleur des intervalles de confiance dans le modèle précédent peut provenir de la de la mauvaise mesure d'élasticités croisées entre les actifs financiers, qui ne peuvent pas être pris en compte dans un modèle bivarié. Pour cette raison, on prend désormais un modèle avec les parts et les performances relatives des trois principaux actifs financiers (actions, obligations, assurances¹¹). On inclut aussi une variable démographique (la part des plus de 40 ans dans la population totale, sous forme de transformation logistique, afin de capturer l'augmentation de la part des assurances dans le patrimoine financier. Les critères d'information incitent à retenir une modélisation avec cinq retards.

Les tests de la trace et de la valeur propre mettent en évidence l'existence de quatre relations de cointégration au sein de ce système multivarié. Plusieurs candidats sont présents pour expliquer les relations de cointégration, notamment une relation entre la part des assurances et la variable démographique exogène ou les spreads des actions et celui des obligations (dans ce cas la relation de cointégration correspond à une seule variable non intégrée).

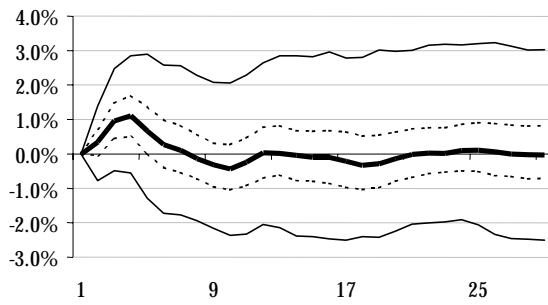
Pour les actions et les assurances, une augmentation de la performance à court-terme conduit bien à une augmentation de la part qui lui est consacrée. Par ailleurs, une augmentation du spread des actions et des obligations conduit à une baisse de la part des assurances. Cependant, comme précédemment, ces relations ne sont pas très robustes. On observe aussi un effet contre-intuitif pour les obligations. Les effets croisés sont aussi faiblement significatifs. On présente sur le graphique 8 l'impact d'une variation du spread sur la part (mesurée en niveau cette fois) pour les effets directs ainsi qu'un effet croisé. L'augmentation du spread des actions conduirait les ménages à investir davantage en actions (effet direct) et moins en dans les assurances (effet croisé).

En conclusion, les résultats économétriques sont généralement en conformité avec la théorie du choix du portefeuille, même si les fonctions de réponse présentent une très forte variance et que l'on observe parfois des résultats contre intuitifs. Les innovations du spread jouent un rôle sur la part dans l'arbitrage financier-immobilier, en particulier à court-terme. Cependant, il n'y a pas d'effet à long-terme (en conformité avec les propriétés statistiques des variables). Pour le choix entre actions et autres actifs financiers ou entre trois actifs financiers, on observe des effets similaires. Les variables démographiques ont un rôle très faiblement explicatif pour expliquer le choix entre actifs financier et immobilier.

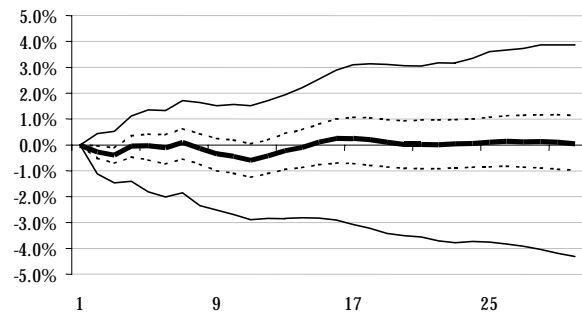
¹¹ Nous considérons les assurances-vie comme un actif en tant que tel, sans prendre en compte le fait qu'elles sont en fait un portefeuille qui regroupent des produits de type action et des produits de type obligation.

Graphiques 8 : fonction de réponse dans le modèle avec actions, obligations et assurances

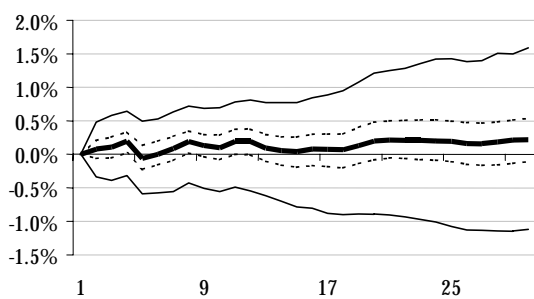
Impact du spread des actions sur la part des actions



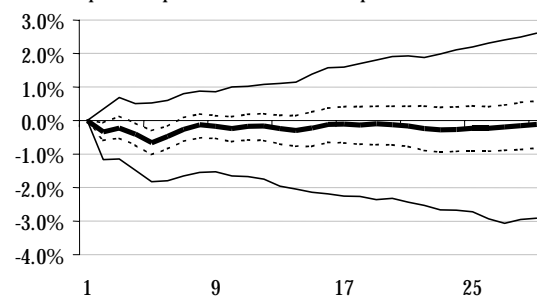
Impact du spread des obligations sur la part des obligations



Impact du spread des assurances sur la part des assurances



Impact du spread des actions sur la part des assurances



III - Influence des dynamiques de patrimoine sur la consommation des ménages

Dans la partie précédente, nous nous sommes attachés à modéliser les dynamiques d'accumulation de patrimoine par les ménages. Dans cette section, nous étudions le lien entre leur patrimoine et leur comportement de consommation. Au niveau agrégé, la structure par âge de la population peut jouer un rôle sur la consommation totale des ménages (Modigliani 1990). En effet, dans le cadre le plus simple de la théorie du cycle de vie, le taux d'épargne des ménages dépend de leur âge (désépargne aux âges extrêmes et épargne pendant la vie active). Nous avons estimé, pour la France, une relation entre la consommation, le revenu, la richesse des ménages et une variable démographique tenant compte de la distribution de la population. A titre de comparaison, des analyses semblables ont été menées pour les États-Unis et le Royaume-Uni. Aux États-Unis, de nombreuses études analysent les liens entre la consommation et la richesse des ménages. La plupart concluent à la présence d'un effet richesse. En France, les tentatives de mettre en évidence un tel effet ont été moins fructueuses. Néanmoins, Boone, Giorno et Richardson (1998) et Boone, Girouard et Wanner (2001) dans des études portant sur les pays de l'OCDE montrent que la consommation dépendrait de la richesse des ménages en France, même si le lien est assez ténu dans la première étude. Dans le cadre notre étude, nous montrons que l'effet richesse est plus faible en France et au Royaume-Uni qu'aux États-Unis, mais qu'il reste cependant significatif.

III.1 Une spécification de long terme basée sur la théorie du revenu permanent

III.1.1 Des prédictions différentes sur l'épargne aux âges élevés selon les modèles théoriques retenus

Les liens entre structure par âge et épargne sont complexes et dépendent des hypothèses faites sur le comportement d'épargne des ménages. Nous pouvons distinguer différents motifs d'épargne, tels que l'épargne de précaution, un objectif d'accumulation intergénérationnelle, ou encore des modèles de type cycle de vie où l'épargne permet de financer la période de retraite.

Ces motifs conduisent à des profils d'épargne assez différents. Ainsi, les deux premiers engendrent a priori des profils d'épargne moins contrastés que les modèles de type cycle de vie : par exemple, si les agents constituent une épargne de précaution, le risque de chômage et le risque de dépendance financière aux âges élevés peuvent induire un comportement d'épargne lors de la vie active mais aussi après cette dernière. L'observation de comportements d'épargne aux âges élevés (toutefois dans une moindre proportion que pendant la vie active) pourrait valider un des deux premiers motifs d'épargne. Dans ces deux cas, les études conduisent à une faible sensibilité du taux d'épargne moyen à l'évolution démographique¹².

Les théories du cycle de vie et du revenu permanent suggèrent que les ménages déterminent le niveau de leur consommation courante, non pas en considérant leur revenu présent, mais leur **revenu permanent**. Ce dernier correspond à la rente que les ménages tirent de l'ensemble de leurs revenus présents et futurs actualisés (revenus du travail et du patrimoine), augmentée de leur richesse courante. Dans ce cadre d'analyse, si les évolutions des revenus ou de la richesse sont incertaines, les anticipations des fluctuations de ces quantités jouent un rôle fondamental dans la détermination de la consommation courante.

¹² Flipo et Sédillot (2000), Conseil national du crédit et du titre (2002).

III.1.2 Définition d'une variable démographique reflétant la déformation de la structure par âge du taux d'épargne

Selon une approche simple de la théorie du cycle de vie¹³, chaque individu consomme plus que son revenu en début et en fin de vie, et épargne pendant sa vie active. L'épargne dégagée pendant la vie active est égale à la désépargne aux âges extrêmes. L'agrégation des comportements des consommateurs, à différents moments de leur cycle de vie, conduit en première approximation à une fonction de consommation dépendant à long terme du revenu, de la richesse et d'un indicateur de la structure démographique. En effet, si la proportion d'individus en âge d'épargner dans la population totale augmente, le taux d'épargne agrégé de la population augmente. L'allongement de l'espérance de vie peut également inciter les individus à épargner de manière plus intensive pendant leur période d'activité, et plus longtemps. A partir de ce constat, on peut supposer que l'effort d'épargne au cours de la vie est plus important en moyenne pour une période comprise entre deux bornes. Dans le cadre de notre étude, les bornes ont été choisies de la manière suivante :

- La borne inférieure est égale à 40 ans. Les études sur le taux d'épargne par âge en France sont au mieux d'une précision quinquennale en coupe transversale. Il est ainsi difficile d'établir à quel âge en moyenne les individus épargnent plus fortement. Néanmoins, à partir de 35-40 ans, le taux d'épargne augmente très fortement. Nous avons étudié la sensibilité du choix de la borne inférieure définissant la variable de population. En dessous de 35 ans, plus la borne inférieure diminue, plus la relation de cointégration entre la consommation, le revenu disponible, la richesse et la variable démographique présentée plus bas, se dégrade. Si elle est inférieure à 30 ans, la relation de cointégration est rejetée par les tests usuels (Shin et Dickey-Fuller), ce qui n'est pas en contradiction avec les faibles taux d'épargne avant 30 ans.
- La borne supérieure est égale à l'espérance de vie à 40 ans moins 10 ans. Cette modélisation permet de prendre en compte l'impact de l'allongement de l'espérance de vie sur la durée d'épargne des individus. Là encore, les études sur le taux d'épargne par âge indiquent que le taux d'épargne diminue fortement entre 65 et 70 ans. L'espérance de vie étant de respectivement 75 et 80 ans environ en 1980 et en 2000, ce chiffre moins 10 ans appartient à l'intervalle [65 ans ; 70 ans] durant la période d'estimation. Notons cependant que les estimations sont peu sensibles à cette borne supérieure tant que les générations du baby-boom n'atteignent pas cette dernière. En effet, dans ce cas, traduire cette borne revient à ajouter peu ou prou une constante (éventuellement négative) à la variable démographique introduite par la suite. Si on prend comme référence les projections de population de l'INSEE, les premières générations du baby-boom atteindront l'âge de la borne supérieure en 2018.

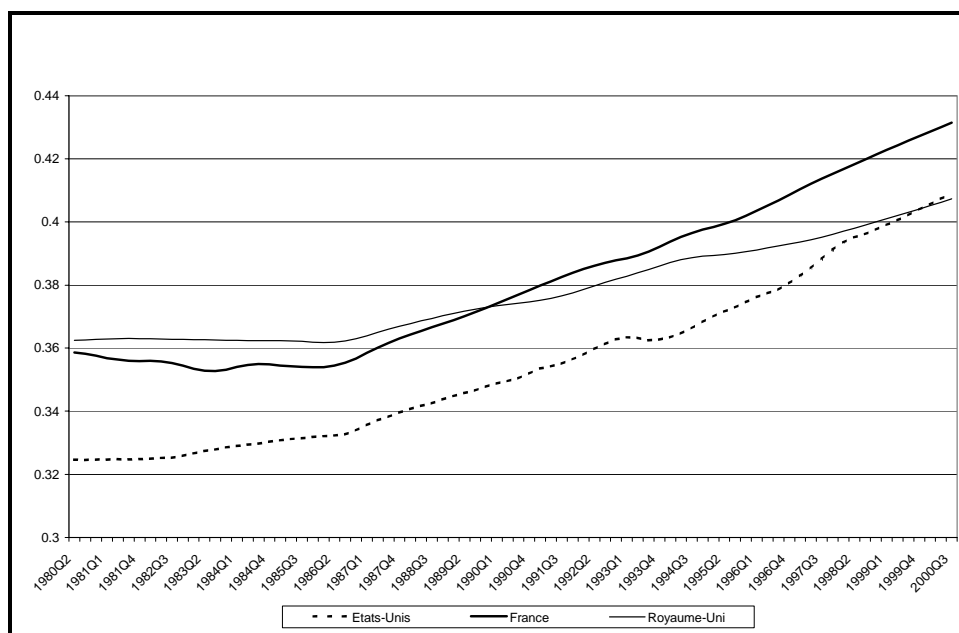
La variable introduite dans nos estimations afin de tenir compte de la déformation de la structure par âge de la population est définie par la part dans la population totale des individus dont l'âge est compris entre les deux bornes précédemment décrites. Une étude fine de la structure par âge des ménages suivant leur effort d'épargne, non disponible actuellement, permettrait sans doute d'affiner les bornes.

La variable démographique connaît une évolution plus marquée en France. L'arrivée des premiers baby-boomers à l'âge de 40 ans en 1986 explique le point d'inflexion à cette date et la hausse de la variable démographique. Bien que le baby-boom soit important aux États-Unis, cette rupture est quasi-inexistante : ceci est dû d'une part à

¹³ Ce modèle de base peut être enrichi en tenant compte des incertitudes liées à la durée de vie, de l'imperfection des marchés financiers, de l'introduction d'un système de protection sociale... En particulier, la conception du patrimoine ainsi retenu néglige l'équivalent patrimonial constitué par exemple par les droits à la retraite accumulés dans les systèmes de répartition.

un choc démographique de l'après-guerre moins prononcé aux Etats-Unis et d'autre part à l'importance de l'immigration dans ce pays.

Graphique 9 : La variable démographique selon le pays de 1980 à 2000.



III.2 Estimations économétriques de long terme

Nous avons estimé une relation de long terme entre la consommation, le revenu, la richesse et la variable démographique pour la France, ainsi que pour le Royaume-Uni et les États-Unis. Pour le Royaume-Uni et la France, la méthode de Johansen (test de la trace et test de la valeur propre maximale) indique qu'il existe une unique relation de cointégration entre la consommation, le revenu, la richesse et la variable démographique. Nous avons testé que cette relation de cointégration n'intervenait que dans l'équation de consommation. Pour les États-Unis, les résultats sont identiques, mais la variable démographique est peu significative. Afin d'affiner l'analyse, des tests de cointégration de type Shin, plus puissants, ont été effectués.

La relation de long terme estimée par la méthode de Stock et Watson (1993) pour la France est la suivante :

$$\ln(c_t) = 0,86 \ln(y_t) + 0,14 \ln(w_{t-1}) - 0,46 \ln(Démo) + Cte$$

(12,54)
(c)
(-7,21)

Estimation sur 1978-2000.

c_t représente la consommation des ménages, y_t le RDB des ménages, w_t leur richesse totale en fin de période et $Démo$ la part dans la population totale des individus dont l'âge est compris entre 40 ans et l'espérance de vie à 40 ans moins 10 ans.

La somme des coefficients devant le logarithme du revenu et de la richesse a été contrainte à 1 (sans contrainte, cette somme est égale à 0,98 et les tests de contrainte à 1 ne rejettent pas cette hypothèse). Cette hypothèse assure la stabilité de l'équation sur un sentier de croissance équilibré. En effet, une élasticité totale non unitaire indiquerait une tendance croissante ou décroissante du taux d'épargne (voir *infra*). Le revenu permanent des ménages est la moyenne pondérée de leur richesse totale

courante et de leur revenu courant, ce dernier étant une approximation de la somme actualisée des revenus futurs des ménages. L'élasticité de la consommation au revenu permanent est unitaire. La richesse évolue selon la valorisation des actifs des ménages et le flux d'épargne que ces derniers consacrent à l'augmentation en volume de leur richesse. Les revenus générés par ces actifs contribuent à la croissance du RDB des ménages. En régime stationnaire, i.e. à structure de la population inchangée, la variable démographique ne contribue pas à la croissance de la consommation.

L'élasticité de la consommation à la richesse est de 14%. L'élasticité de la consommation à la variable démographique est du signe attendu : une hausse de la variable démographique utilisée augmente le taux d'épargne agrégé de l'économie. En effet, en retranchant le logarithme du revenu disponible dans chacun des membres de l'équation précédente, on obtient l'expression du taux d'épargne agrégé s_t :

$$\ln(1 - s_t) = 0,14 \ln\left(\frac{w_{t-1}}{y_t}\right) - 0,46 \ln(Démo_t)$$

Le taux d'épargne des ménages dépend négativement du ratio richesse sur revenu et positivement de la variable démographique.

Cette équation rend compte de l'évolution du taux d'épargne en France dans les années 1980 et dans la seconde moitié des années 1990. En effet, en prenant la différence de l'équation précédente entre deux dates t_0 et t_1 , on obtient :

$$\Delta_{t_1/t_0} \ln(1 - s) = 0,14 \ln\left(\frac{w_{t_1} y_{t_0}}{w_{t_0} y_{t_1}}\right) - 0,46 \ln\left(\frac{Démo_{t_1}}{Démo_{t_0}}\right)$$

Le tableau suivant résume la variation relative des différentes variables pendant les deux périodes considérées, c'est-à-dire le ratio entre deux dates des niveaux des variables. Le graphique du taux d'épargne simulé et observé est donné dans la partie suivante (simulation intégrant la dynamique de court terme).

Période considérée	Changements relatifs du revenu en valeur	Changements relatifs de la richesse en valeur	Changements relatifs de la variable démographique	Changements estimés du taux d'épargne	Changements réalisés du taux d'épargne
1995-2000	1,23	1,6	1,09	-0,35 points	-0,5 points
1981-1988	1,7	2,5	1,016	-5,3 points	-5,5 points

A titre de comparaison, des estimations similaires ont été effectuées pour le Royaume-Uni et pour les États-Unis. Les données pour les États-Unis proviennent du *Federal Reserve Board (flows of funds)* et du *Bureau of Census*. Celles utilisées pour le Royaume-Uni sont issues de l'*Office for National Statistics*. Les deux équations suivantes fournissent les résultats économétriques :

- Pour le Royaume-Uni :

$$\ln(c_t) = 0,88 \ln(y_t) + 0,12 \ln(w_{t-1}) - 0,54 \ln(Démo) + Cte$$

(23,52) (c) (-8,31)

Estimation sur 1976-2000.

- Pour les États-Unis :

$$\ln(c_t) = 0,74 \ln(y_t) + 0,26 \ln(w_{t-1}) + Cte$$

(24,14) (c)

Estimation sur 1960-2001.

Si les effets démographiques ressortent toujours significativement, et dans le même ordre de grandeur que pour la France, dans le cas du Royaume-Uni, ce n'est plus le cas pour les États-Unis. Dans le cadre de notre analyse, l'importance de l'immigration aux États-Unis peut avoir un rôle dans la formation de la consommation agrégée. N'ayant pas d'information sur le taux d'épargne des immigrants et peu de données sur l'immigration elle-même aux États-Unis, nous n'avons pas poussé plus loin l'étude.

L'élasticité de la consommation à la richesse des ménages est la plus importante aux États-Unis (26%). A titre de comparaison, dans le cadre d'une même modélisation, Davis et Palumbo (2001) estiment cette élasticité à 19% en 2000. Leurs estimations font ressortir une élasticité de 34% lorsqu'ils considèrent le revenu augmenté des taxes sur le travail et réduit des transferts sociaux. Ludvingston et Steindel (1999) estiment quant à eux cette élasticité à 29% sur la période 1953-1997. Contrairement aux États-Unis, l'élasticité estimée pour le Royaume-Uni est la plus faible (12%), inférieure à celle obtenue dans le cas de la France.

Si on raisonne en terme de propension marginale à consommer la richesse, il faut diviser l'élasticité par le ratio de la richesse sur le revenu des ménages. Ce ratio ayant augmenté depuis 20 ans, la stabilité de l'élasticité conduit à une diminution de la propension marginale. Cette situation est conforme aux résultats de Ludvigson et Steindel (1999) et Norman et al. (2002) qui suggèrent une baisse de la propension marginale à consommer la richesse aux États-Unis. Le tableau suivant permet, à titre indicatif, de comparer l'ordre de grandeur de nos résultats à ceux des principaux papiers traitant ce sujet.

Tableau : La propension marginale à consommer dans différentes études

	Etats-Unis	France	RU
Estimation (moyenne sur la décennie 1990)	4,7%	2,8%	1,8%
Estimation (valeur en 2000)	4%	2,3%	1,5%
Boone, Girouard et Wanner (2001)	4%	3%	2%
Boone, Giorno et Richardson (1998)	7,5%	0,8%	4%
Houziot, Baudchon, Mathieu et Serranito (2000)	5,5%		5%
Ludvingston et Steindel (1999) : selon les périodes	2% à 1%		
Davis et Palumbo (2001)	4%		
Maki et Palumbo (2001)	3,5% à 5%		

Ainsi, en France, une augmentation permanente de 1 euro de la richesse réelle totale nette des ménages conduit à un accroissement de 2,3 centimes de leur consommation à long terme. Aux États-Unis et au Royaume-Uni, une augmentation permanente de respectivement 1 dollar et de 1 livre sterling de la richesse totale nette des ménages aboutit à un accroissement de respectivement 4 cents et 1,5 pence de leur consommation. Le tableau suivant compare, comme pour la France, les grands mouvements du taux d'épargne au Royaume-Uni et aux États-Unis, aux résultats des estimations. Plusieurs explications peuvent être fournies quant à la différence d'ampleur de l'effet richesse selon les pays.

Période considérée	Changements relatifs du revenu en valeur	Changements relatifs de la richesse en valeur	Changements relatifs de la variable démographique	Changements estimés du taux d'épargne	Changements réalisés du taux d'épargne
1993-2000 aux Etats-Unis	2,71	3,58	/	-7,3 points	-7,5 points
1983-1988 au Royaume-Uni	1,41	2,03	1,06	-6,3 points	-6,1 points

D'une part, les ménages américains détiennent une part plus importante de valeurs mobilières : leur richesse est plus liquide, et plus facilement « transformable » en consommation courante. À titre de comparaison, en 2000, la richesse immobilière des ménages était égale à 2,5 et 1,8 fois leur revenu, respectivement en France et aux États-Unis, alors que leur richesse financière représente 3,5 fois et 4,7 fois leur revenu. Ces différences doivent cependant être atténuées par l'extrême concentration de la répartition des actions parmi les ménages en France, mais surtout aux États-Unis ou au Royaume-Uni. En 2000, dans chacun de ces pays, 1% des plus riches actionnaires détenaient plus de 50% de la richesse en actions.

D'autre part, aux États-Unis, les ménages peuvent s'endetter plus facilement. La richesse immobilière peut en effet facilement servir de garantie pour l'obtention de crédit à la consommation (selon un type de prêt appelé *equity withdrawal*, également courant au Royaume-Uni). En France, la procédure d'emprunt hypothécaire, plus coûteuse, est seulement utilisée dans le cadre de crédits immobiliers. En outre, l'endettement à court terme, par carte de crédit, est beaucoup plus développé aux États-Unis qu'en France. Ces différences peuvent aussi expliquer un lien plus important entre richesse et consommation aux États-Unis.

Il peut paraître surprenant que l'effet richesse soit légèrement plus faible au Royaume-Uni qu'en France. Mais Boone, Girouard et Wanner (2001) trouvent un résultat similaire et le modèle de la Banque d'Angleterre qui distingue les différentes composantes de la richesse obtient un effet encore plus faible pour le Royaume-Uni. Différents éléments peuvent expliquer ce résultat.

D'une part, si la diffusion des actifs financiers est plus large au Royaume-Uni qu'en France, la concentration de la richesse financière chez les ménages les plus aisés est nettement plus forte qu'en France. Si les fonds de pension y sont assez développés, les ménages britanniques sont, pour différentes raisons, peu incités à préparer leur retraite en y faisant appel. Attanasio et Rohwedder (2001) soulignent que la plupart des ménages les plus pauvres n'ont pas de fonds de pension. L'épargne principale pour la période de retraite reste l'acquisition immobilière.

D'autre part, Banks et alii. (2002) soulignent la part importante de la richesse immobilière dans la richesse totale des ménages britanniques, de l'ordre de 40% (cette part a une valeur proche de celle de la France). Ces derniers investissent très jeunes dans l'achat immobilier, notamment à cause du faible nombre de logements locatifs. L'inélasticité de l'offre de logements au Royaume-Uni entraîne une très forte volatilité des prix de l'immobilier (spécialement à Londres et dans le sud-est). Cette forte fluctuation des prix incite les ménages à préférer les actifs peu risqués aux actifs financiers soit directement, soit indirectement détenus (via les fonds de pension). En outre, ils perçoivent plus volontiers les hausses (ou les baisses) de prix immobilier comme transitoires, ce qui peut amoindrir le lien entre consommation et richesse.

III.3 Dynamique à court terme de la consommation

La relation entre la consommation, le revenu, la richesse et la variable démographique doit être satisfaite dans le long terme, mais pas nécessairement dans le court terme. Les écarts dans la relation sont transitoires et la consommation s'ajuste de manière à les réduire. L'équation de consommation prend la forme d'un modèle à correction d'erreur permettant un ajustement dynamique à la relation de long terme.

Les estimations en 1 ou 2 étapes de l'équation à correction d'erreur sont cohérentes. Les résidus sont stationnaires. Les tests de vraisemblance Breusch-Godfrey rejettent l'autocorrélation des résidus. L'équation satisfait le test du CUSUM et ses coefficients sont stables sur la période d'estimation (test de type Chow). Enfin, l'estimation n'est pas sensible à la période d'estimation choisie (restriction de la période d'estimation). L'équation de consommation obtenue pour la France est la suivante :

$$\begin{aligned} \Delta \ln(c_t) = & 0,45 - 0,21 \cdot EC_{t-1} + 0,12 \Delta \ln(w_{t-1}) - 0,35 \Delta \ln(c_{t-1}) & R^2 = 40\% \\ & (2,15) \quad (-2,56) & (3,75) & (-3,37) \\ & + 0,14 \Delta \ln(y_{t-1}) + 0,18 \Delta \ln(y_{t-2}) - 0,011 \Delta u_t - 0,002 \Delta (R3mr_t) & SER = 0,52\% \\ & (1,87) & (2,01) & (-2,57) & (-2,12) \end{aligned}$$

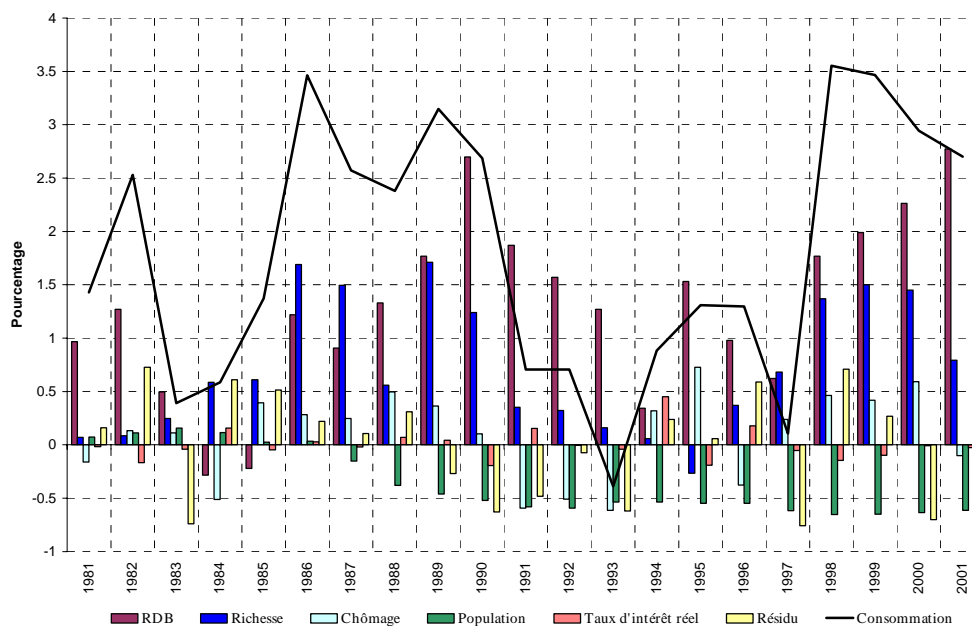
avec $EC_t = \ln(c_t) - 0,86 \ln(y_t) - 0,14 \ln(w_{t-1}) + 0,46 \ln(Démo)$, u_t le taux de chômage, $R3mr_t$ le taux interbancaire à 3 mois net du glissement annuel des prix à la consommation.

Contrairement à certaines estimations présentes dans la littérature, l'inflation n'est pas significative à court terme (pas d'effet d'encaisses réelles). Pour analyser son absence dans l'équation, plusieurs modélisations alternatives ont été envisagées. La plus fructueuse est une spécification non linéaire (quadratique) augmentant l'importance des fortes inflations du début des années 1980. En effet, l'inflation étant peu fluctuante après cette période, il est difficile de la faire ressortir économétriquement. Cette intuition est confirmée par les résultats du modèle Mésange (INSEE-DP) dont la période d'estimation de l'équation de consommation commence en 1970 et qui fait précisément ressortir l'inflation. Néanmoins, cette spécification quadratique ayant des effets pervers pour les fortes valeurs de l'inflation non observées pendant la période d'estimation, il a été jugé préférable de ne pas la retenir.

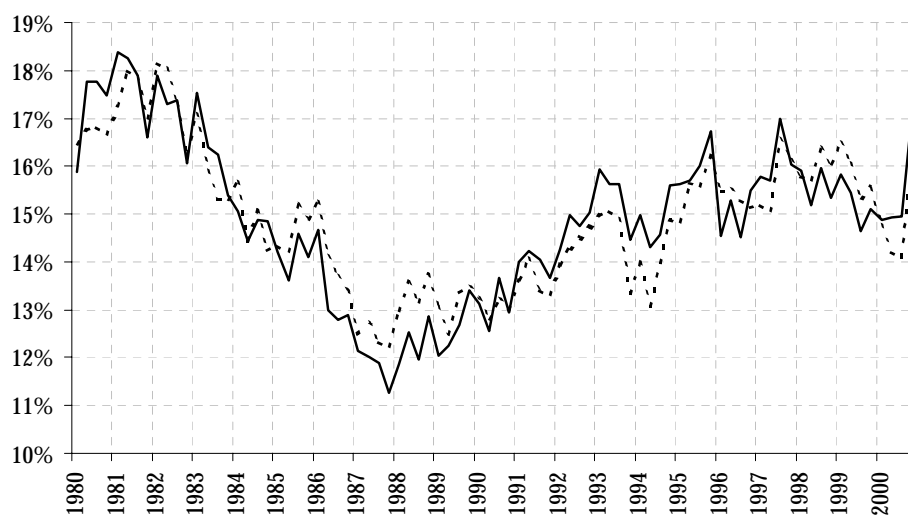
La dynamique de court terme fait ressortir un effet d'épargne de précaution : une hausse du chômage amène les ménages à épargner davantage. Une baisse des taux d'intérêt stimule la consommation à court terme. Une baisse des taux d'intérêt vient réduire les charges d'intérêts des ménages endettés à taux variable, et encourage la souscription à des crédits à la consommation. La richesse a un effet positif à court terme sur la consommation : une hausse de 1% de la richesse des ménages augmente de 0,09% leur consommation le trimestre suivant.

Les deux graphiques suivants fournissent les différentes contributions annuelles à la croissance de la consommation des ménages, et une comparaison des taux d'épargne simulés et observés. Le revenu des ménages a un rôle prépondérant dans la dynamique de la consommation. L'effet richesse est important durant la hausse de la bourse entre 1995 et la mi-2000. La contribution dynamique positive perdure même jusqu'en 2001, malgré la baisse de la richesse des ménages. Notons d'ailleurs que la baisse du patrimoine des ménages a été amoindrie par le fort dynamisme du marché immobilier dans les années récentes. Par ailleurs, la légère remontée du taux de chômage depuis la mi-2001 a contribué à une hausse du taux d'épargne pour l'année 2001.

Graphique 10 : Contribution à la croissance de la consommation des ménages.



Graphique 11 : Taux d'épargne simulé et observé en France de 1980 à 2000.



Conclusion

Depuis vingt ans, le patrimoine des ménages s'est profondément modifié, avec en particulier une forte augmentation de la part du patrimoine financier, et en son sein, une croissance de la part consacrée aux actions et à l'assurance-vie. Cette déformation de la structure du patrimoine s'explique à la fois par une plus grande performance des actifs financiers, mais aussi des conditions fiscales avantageuses, ou des effets d'âge.

A ce titre, l'importance croissante de l'assurance-vie est un exemple intéressant. Elle a bénéficié d'une fiscalité avantageuse et, dans un contexte marqué par les incertitudes sur le régime des retraites, elle est devenue le produit de référence pour l'épargne retraite.

Le vieillissement de la population a ainsi non seulement un impact sur l'effort d'épargne des ménages, mais aussi sur la composition de leur patrimoine. On peut s'attendre à terme à ce que les ménages plus âgés substituent à des actifs peu liquides des actifs qui le sont plus, dans une optique d'épargne plus courte. A l'avenir, la part de l'immobilier dans le patrimoine des ménages tendrait ainsi à diminuer, même si l'estimation de cet effet demeure fragile. Le vieillissement ne sera pas sans conséquence non plus sur la consommation des ménages et il devrait contribuer positivement au taux d'épargne pendant encore une vingtaine d'année

Les deux modélisations développées présentent cependant certaines limites. Les résultats sur l'allocation entre actifs se concentrent sur l'impact de la performance sur le choix de portefeuille et intègre plus difficilement l'effet de tendances longues comme le vieillissement. En ce qui concerne les résultats sur le comportement de consommation, l'effet des déformations structurelles de la population est pris en compte. En revanche, une des limites de la mesure de l'effet richesse provient de la période d'estimation où la richesse connaît principalement des phases plus importantes d'expansion. Il serait intéressant à l'avenir d'étudier la symétrie de cette relation suivant la hausse ou la baisse de la valeur du patrimoine des ménages.

Bibliographie

Ando, Albert et Franco Modigliani (1963), "The life cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests", *The American Economic Review*, volume 53, p. 55-84.

Annatasio, Orasio et Sussann Rohwedder (2001), "Pension wealth and household saving: evidence from pension reforms in the UK", working paper, IFS.

Arrondel, Luc et André Masson (1996), « Gestion du risque et comportements patrimoniaux », *Economie et statistique*, n°296-297.

Augory, Catherine, Michel Boutillier et Bruno Séjourné (2000), "Choix de portefeuille des ménages français : un modèle de prévision", Document de travail de la Caisse des dépôts et consignations.

Babeau, André et Didier Davydoff (2001), "Épargne et investissement en Europe », *Revue d'économie financière*, n°64, 2001.

Bahuchet, Marc-Alain, Gwennaëlle Brilhaut et Jérôme Harnois (2001), « Le patrimoine national entre 1995 et 2000 », *INSEE Première*, n°804, INSEE.

Banks, James et Sarah Smith (2002), "UK household portfolios", Working paper, IFS.

Banks, James, Richard Blundell et Sarah Smith (2002), "Wealth portfolios in the UK and in the US", NBER working paper 9128.

Banks, James, Sarah Smith et Matt Wakefield (2002), "The distribution of financial wealth in the UK: evidence from 2000 BHPS data", working paper, IFS.

Boone, Laurence, Nathalie Girouard et Isabelle Wanner (2001), "Financial market liberalisation, wealth and consumption", working paper, OECD.

Boone, Laurence, Claude Giorno et Pete Richardson (1998), "Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour: some Recent Evidence", working paper, OECD.

Boutillier, Michel, Fabrice Pansard et Bruno Séjourné (2000), "Les conséquences démographiques sur l'épargne des ménages en France", Document de travail de la Caisse des dépôts et consignations.

Case, Karl, John Quigley et Robert Shiller (2001), "Comparing Wealth Effects: the Stock Market versus the Housing Market", NBER working paper 8606.

Chocron, Monique, (2000), « Le patrimoine en valeurs mobilières des personnes physiques à fin décembre 2000 », *Bulletin de la Banque de France*, Banque de France.

Conseil des Impôts (1998), *L'imposition du patrimoine*, Seizième rapport.

Conseil des Impôts (1999), *La fiscalité des revenus de l'épargne*, Dix-septième rapport.

Davis, Morris et David Palumbo (2001), "A primer on the economics and time series econometrics of wealth effects", Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, Washington, D.C.

Dumontier Françoise, Corinne Martinez, Christelle Roineau, Catherine Rougerie, Alice Tanay (2001), « Patrimoine des ménages en 2000 : une épargne plus risquée », n° 756, INSEE.

El Mekkaoui-de Freitas, Najat, Anne Lavige et Ronan Mahieu (2000), « Vieillesse et composition du patrimoine des ménages », miméo.

Garnier, Olivier, sous la présidence de (2002), « La place des actions dans le patrimoine des ménages », Rapport du Commissariat Général au Plan.

Guillaumat-Tailliet, François, Corinne Martinez et Françoise Dumontier (1998), « Le patrimoine des ménages en 1998 : qui détient quoi ? », INSEE Première, n°584.

Hall, Robert (1978), "Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence", *The Journal of Political Economy*, volume 86, p. 971-987.

Hamilton, James (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Houizot, Corinne, Baudchon, Hélène, Mathieu, Catherine et Serranito, Francisco (2000), "Plus-values, consommation et épargne : une estimation de l'effet richesse aux États-Unis et au Royaume-Uni », *Revue de l'OFCE*, n°73.

INSEE Synthèses (1995-2002), « Revenus et Patrimoine des ménages », INSEE.

Johansen, Soren et Katarina Juselius (1990), « Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2, pp 169-210.

Lettau, Martin, Sydney Ludvigson et Nathan Barczi (2001), "A primer on the economics and time series econometrics of wealth effects: a comment", Federal Reserve Bank of New York.

Ludvigson, Sydney et Charles Steindel (1999), "How important is the stock market effect on consumption?", *Economic Policy Review*.

Maki, Dean et Michael Palumbo (2001), "Disentangling the wealth effect: a cohort analysis of household saving in the 1990s", working paper, Federal Reserve Board.

Markowitz, Harry (1952), "Portfolio Selection", *Journal of Finance*, Volume 7, Issue 1, 77-91.

Merton, Robert (1971), « Optimum Consumption and portfolio rules in a continuous time model », *Journal of Economic Theory*, vol 3.

Modigliani, Franco (1990), « Recent declines in the savings rate: a life cycle perspective », sixième congrès mondial de l'Economic Society.

Poterba, James et Andrew Samwick (1995), "Stock ownership patterns, stock market fluctuations and consumption", *Brookings Papers on Economic Activity*, volume 1995, p. 295-357.

Poterba, James (2001), « Taxation, Risk-taking and Household Portfolio Behaviour », NBER working Paper n° 8340.

Salanié, Bernard (1999), « Guide pratique des séries non stationnaires », *Economie et prévision*, 137, 119-141.

Stoker, Thomas (1993), "Empirical approaches to the problem of aggregation over individuals", *Journal of Economic Literature*, volume 31, p. 1827-1874.

Annexe 1 : Méthode utilisée pour la trimestrialisation des variables du compte de patrimoine

Les variables de patrimoine, issues du compte de patrimoine, sont disponibles en niveau annuel et ont été récemment rétrapolées jusqu'en 1978. Le compte financier permet d'avoir un niveau de désagrégation plus précis pour les variables financières. Comme mentionné précédemment, il convient de noter que les entreprises individuelles ont été exclues du compte de patrimoine, d'où les différences d'ordre de grandeur qui apparaissent entre les variables présentées dans cette note et les données publiées dans les comptes nationaux.

Construction de flux trimestrialisés

Afin de construire des séries trimestrielles de stock à partir de séries annuelles de stock, il a été décidé de travailler dans un premier temps sur les flux trimestriels correspondants. Pour le patrimoine immobilier des ménages, les flux trimestriels sont disponibles. En effet, la FBCF des ménages peut être obtenue à partir des comptes trimestriels de la comptabilité nationale et elle fournit une mesure des flux d'investissement en logement des ménages. Il n'a donc pas été utile de les reconstituer. Pour les actifs financiers, les flux sont seulement disponibles annuellement dans le Tableau des Opérations Financières. Nous avons donc procédé comme suit pour la trimestrialisation.

Soit $E_{i,a}$ l'encours de l'actif financier i pour l'année a . Le flux annuel de cet actif est donné par $F_{i,a}$. Au niveau agrégé, les indicateurs trimestriels dont nous disposons pour décrire l'évolution de ces grandeurs, sont d'une part, le niveau de l'épargne financière qui donne la mesure de ce qui peut être consacré à l'achat des différents actifs et d'autre part, les variations de prix relatifs des actifs qui décrivent les opportunités à détenir un actif plutôt qu'un autre. Pour évaluer le lien entre ces variables et le flux annuel $F_{i,a}$, nous postulons la relation linéaire suivante :

$$F_{i,a} = \alpha_i + \beta_i Sfin_a + \gamma_i \Delta Ln \left(\frac{P_{i,a}}{P_a} \right) + \varepsilon_{i,a} \quad (1)$$

avec $Sfin_a$ l'épargne financière des ménages pour l'année a , $P_{i,a}$ le prix de l'actif i pour l'année a et P_a le prix moyen des actifs financiers pour l'année a . Ce dernier est la somme pondérée des prix des différents actifs financiers.

L'estimation permet alors d'évaluer des flux trimestrialisés non corrigés pour l'actif financier i :

$$\hat{F}_{i,a,q} = \hat{\alpha}_i / 4 + \hat{\beta}_i Sfin_{a,q} + \hat{\gamma}_i \Delta Ln(p_{i,a,q} / p_{a,q}) \quad (2)$$

avec $(\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i, \hat{\gamma}_i)$ les estimateurs des MCO de $(\alpha_i, \beta_i, \gamma_i)$, $Sfin_{a,q}$ l'épargne financière des ménages pour le trimestre q de l'année a , $p_{i,a,q}$ le prix de l'actif i pour

le trimestre q de l'année a et $p_{a,q}$ le prix moyen des actifs financiers pour le trimestre q de l'année a ¹⁴.

La somme des flux trimestriels obtenus n'est pas égale au flux annuel. Ceci est dû à la présence d'un résidu dans la régression annuelle. Il convient alors de répartir ce résidu entre les flux des différents trimestres. Une façon de calculer les résidus trimestriels $\varepsilon_{i,a,q}$ consiste à résoudre le programme suivant :

$$\begin{aligned} \text{Min} \quad & \sum_{a,q=2,3,4} (\varepsilon_{i,a,q} - \varepsilon_{i,a,q-1})^2 + \sum_a (\varepsilon_{i,a,1} - \varepsilon_{i,a-1,4})^2 \\ \text{s.c.} \quad & \sum_{q=1}^4 \varepsilon_{i,a,q} = \varepsilon_{i,a} \end{aligned}$$

Finalement, un flux trimestriel corrigé $\hat{F}_{i,a,q}^{corr}$ est obtenu en augmentant le flux trimestriel non corrigé des résidus trimestriels solutions du programme précédent.

$$\hat{F}_{i,a,q}^{corr} = \hat{F}_{i,a,q} + \varepsilon_{i,a,q}$$

Dans le cadre de l'étude sur l'effet richesse en France, six types d'actifs financiers ont été différenciés :

- les actions et autres participations,
- les OPCVM non monétaires,
- les OPCVM monétaires,
- les obligations,
- les produits d'assurance-vie
- les dépôts.

Les flux de ces actifs sont issus du Tableau des Opérations Financières. L'épargne financière des ménages est obtenue par différence de l'épargne totale et de l'investissement logement issus des comptes trimestriels. Les indicateurs utilisés pour la trimestrialisation des flux d'actifs sont classés dans le tableau suivant :

Catégorie	Actifs considérés	Indice des prix
Actifs financiers de type action	Actions et autres participations OPCVM non monétaires	Indice boursier
Actifs financiers de type obligation	Obligations OPCVM monétaires	Indice obligataire
Actifs mixtes	Produits d'assurance	Indice boursier et indice obligataire
Autres actifs	Dépôts	Inflation

L'indice obligataire est égal à l'inverse du taux d'intérêt des Bons du Trésor à dix ans. L'indice boursier est calculé à partir du CAC40 et d'un indice boursier calculé par l'INSEE de 1949 à 1993. Il est égal au CAC40 depuis la création de cet indice en 1987. Pour la période antérieure, le CAC40 a été rétopolé à partir de l'autre indice. En effet la période commune aux deux indices a permis d'estimer une équation de

¹⁴ Il est important d'utiliser des variations de prix en glissement trimestriel afin de retrouver la forme de l'équation (1) à partir de la somme pour l'ensemble des trimestres de l'équation (2). Ceci explique la présence d'une variation du logarithme des prix relatifs.

passage entre eux, supposée stable pour la rétopolation au cours de la période considérée.

Construction de stocks trimestrialisés

La variation de l'encours des actifs de patrimoine s'explique par les flux qui viennent augmenter (ou diminuer) l'encours de début de période, mais aussi par l'appréciation (ou la dépréciation en cas de baisse des prix) de cet encours :

$$\Delta E_{i,a} = (\Delta p_{i,a} / p_{i,a}) E_{i,a-1} + F_{i,a}$$

avec $E_{i,a}$ l'encours de l'actif i pour l'année a , $p_{i,a}$ le prix de l'actif i pour l'année a et $F_{i,a}$ le flux annuel de l'actif i pour l'année a .

Un encours des actifs pour chaque trimestre peut ainsi être calculé. Comme l'encours annuel est, par convention comptable, l'encours en fin d'année, c'est cet encours qui a été utilisé comme base pour calculer l'encours du premier trimestre de l'année suivante après prise en compte des flux et de l'appréciation. Pour les autres trimestres de l'année, la méthode consiste à réitérer le calcul sur la base des encours des trimestres déjà calculés :

$$\hat{E}_{i,a,q=1} = (1 + \Delta p_{i,a,q=1} / p_{i,a,q=1}) E_{i,a-1} + \hat{F}_{i,a,q=1}^{corr}$$

$$\hat{E}_{i,a,q} = (1 + \Delta p_{i,a,q} / p_{i,a,q}) \hat{E}_{i,a,q-1} + \hat{F}_{i,a,q}^{corr} \text{ pour } q \in \{2,3,4\}$$

L'encours estimé au quatrième trimestre ne correspond pas forcément à l'encours annuel des données de la comptabilité nationale. La différence est donnée par l'erreur :

$$\eta_{i,a} = (\hat{E}_{i,a,q=4} - E_{i,a})$$

Cette erreur est ensuite répartie entre les encours trimestriels, proportionnellement au taux de croissance des prix pour chaque trimestre.

Cette méthode de trimestrialisation des encours a été utilisée telle quelle pour les actifs financiers. Pour le patrimoine immobilier, la méthode est semblable, mais les flux trimestriels corrigés doivent être remplacés par la FBCF des ménages obtenue à partir des comptes trimestriels.

Annexe 2 : Présentation et construction des données sur les performances et la fiscalité

Données sur les performances de placement

Le calcul des performances des placements s'appuie sur les travaux de la division Revenus et Patrimoine de l'INSEE qui publie annuellement depuis 1995 une étude sur les revenus et patrimoine des ménages (collection *Synthèses*) et dispose de séries de rendements depuis le début des années 1980 ou la fin des années 1970. Un certain nombre des séries de rendement sont publiées dans la publication *Bulletin mensuel des statistiques* (BMS).

	Revenus	Plus-values
Actions	Taux des dividendes : rendement avec crédit d'impôts	Indice INSEE jusqu'en 1987 puis l'indice CAC-40.
Obligations	Taux d'intérêt des bons du Trésor à dix ans.	Construction d'un indice du prix des obligations à partir du taux d'intérêt, de l'indice CDC 1980-98 puis l'indice CNO- ETRIX depuis 1998 (Euro Total Return Index, indice obligataire européen).
Assurance- vie	Rendement moyen (Fédération française des sociétés d'assurance) ou calcul à partir des données d'encours et de versement (Direction des assurances).	
Dépôts	Taux réglementés - et dirigés jusqu'en 1989 - pour chaque produit financier considéré (livrets A, CODEVI, LEP, CEL, PEL, PEP...) Pour les livrets imposables, taux du marché monétaire.	
Immobilier	Loyers indexés sur l'indice du coût de la construction (ICC, BMS).	Prix de l'investissement immobilier (Comptabilité nationale). Comparaison avec l'indice des notaires de province (depuis 1994) et de Paris (depuis 1985).

Données sur la fiscalité de l'épargne

Les performances réelles après impôts ont été calculées à partir d'informations annuelles sur la fiscalité du patrimoine entre 1979 et 2001. Pour les données les plus anciennes, il a parfois été nécessaire d'extrapoler ces informations. L'impact moyen de la fiscalité a été calculé en prenant en compte les abattements, les réductions d'impôts, les taux d'imposition ou de prélèvements libératoires et une partie des mesures spécifiques quand elles étaient semblables avoir un impact important sur le rendement après impôt.

L'annexe 3 donne uniquement un aperçu des principales données pour trois années considérées tandis que l'annexe 4 précise les principales modifications de la fiscalité du patrimoine.

Sources : *Guide des impôts*, parution annuelle depuis 1979; presse financière, notamment le mensuel *Mieux-Vivre votre argent* depuis son premier numéro en 1979; pour les années récentes, guides fiscaux des banques commerciales, notamment le *Guide fiscal CIC*; seizième et dix-septième rapports du Conseil national des impôts 1998 et 1999, en particulier l'annexe 13 du rapport 1999 pour la référence précise aux lois de finances considérées; dossier de la revue *Banque* sur la fiscalité de l'épargne, n°583, juin 1998; annexe 5 du rapport du Commissariat du Plan sur « La place des actions dans le patrimoine des ménages », Garnier (2002).

Annexe 3 : Evolution de la fiscalité du patrimoine

Nous présentons ici un tableau de la fiscalité du patrimoine à trois moments donnés ainsi qu'une estimation de l'évolution du poids de la fiscalité.

Imposition des revenus

	1980	1990	2000
Actions (dividendes)	Au-delà de l'abattement de 3 kF, barème de l'impôt sur le revenu. Possibilité de réduction d'impôt (« Cinq mille francs Monory »).	Au-delà de l'abattement de 8kF (16 kF pour un couple), barème de l'impôt sur le revenu. Prélèvements sociaux de 2% sans abattement.	Au-delà de l'abattement de 8kF (16 kF pour un couple), barème de l'impôt sur le revenu. Prélèvements sociaux de 10% sans abattement.
Obligations	Au-delà de l'abattement de 3 kF, barème de l'impôt sur le revenu ou prélèvement libératoire de 25%.	Au-delà de l'abattement de 8kF (16 kF pour un couple), barème de l'impôt sur le revenu ou prélèvement libératoire de 25%.	Au-delà de l'abattement de 8kF (16 kF pour un couple), barème de l'impôt sur le revenu ou prélèvement libératoire de 15%. Prélèvements sociaux de 10% sans abattement.
Dépôts	Livrets imposables imposés à 38%. Pas d'imposition des comptes défiscalisés (livrets A, livrets bleus, CODEVI et LEP).	Livrets imposables imposés à 48,1%. Pas d'imposition des comptes défiscalisés (livrets A, livrets bleus, CODEVI et LEP).	Livrets imposables imposés à 25%. Pas d'imposition des comptes défiscalisés. Imposition des PEP, des CEL et des PEL à maturité à 10% (contributions sociales) et imposition des intérêts perçus avant maturité.
Assurance-vie	Aucun impôt sur le revenu perçu pendant la durée du contrat.	Aucun impôt sur le revenu perçu pendant la durée du contrat.	Aucun impôt sur le revenu perçu pendant la durée du contrat. Prélèvements obligatoires de 10% déduits des intérêts crédités (ou prélevés lors du rachat). Prélèvement libératoire de 7,5% pour des contrats de plus de huit ans au-delà de l'abattement de 30 kF.
Dépôts	Livrets imposables imposés à 38%. Pas d'imposition des comptes défiscalisés (livrets A, livrets bleus, CODEVI et LEP).	Livrets imposables imposés à 48,1%. Pas d'imposition des comptes défiscalisés (livrets A, livrets bleus, CODEVI et LEP).	Livrets imposables imposés à 25%. Pas d'imposition des comptes défiscalisés. Imposition des PEP, des CEL et des PEL à maturité à 10% (contributions sociales)
Revenus fonciers	Imposition au titre des revenus fonciers.	Imposition au titre des revenus fonciers.	Imposition au titre des revenus fonciers. Prélèvements obligatoires de 10%.

Imposition des plus-values

	1980	1990	2000
Actions et obligations (plus-values des valeurs mobilières)	Abattement de 233 kF, imposition au prélèvement libératoire de 15%.	Si les cessions globales sont supérieures à 298 kF, prélèvement libératoire à 17%. Prélèvements sociaux.	Si les cessions globales sont supérieures à 50 kF par foyer fiscal, prélèvement libératoire à 16%. Prélèvements sociaux de 10%.
Assurance-vie (rachat du contrat à maturité)	Taux d'imposition fonction de la date de réalisation de la plus-value (entre 45% avant 2 ans et 15% entre 5 et 6 ans).	Taux d'imposition fonction de la date de réalisation de la plus-value (entre 45% avant 2 ans et 15% entre 5 et 6 ans). Prélèvements sociaux de 2% si rachat imposable. Réduction d'impôts maximale de 1,5kF (le quart de la prime dans la limite de 4 kF).	Au-delà de l'abattement de 30 kF (60 kF pour un couple), barème progressif de l'impôt sur le revenu ou prélèvement libératoire de 7,5%. Prélèvements sociaux de 10%.
Immobilier locatif	Abattement si la plus-value est inférieure à 40 kF.	Abattement si la plus-value est inférieure à 40 kF.	Abattement si la plus-value est inférieure à 40 kF. Taux de l'impôt sur le revenu. Exonération d'impôt sur le revenu si vente d'un actif immobilier détenu depuis plus de cinq ans (même situation que pour la résidence principale). Régime spécifique pour les plus-values à court-terme (moins de deux ans). Prélèvements sociaux de 10%.

Note : par commodité, les seuils d'imposition et d'investissement sont exprimés en milliers de Francs (kF).

Une estimation de l'évolution de la fiscalité de l'épargne

Le tableau ci-dessous présente une mesure du poids et de l'évolution de la fiscalité de l'épargne entre 1979 et 2001. Pour chaque actif, le taux de rendement moyen, le taux d'inflation et le taux de plus-value sont les moyennes géométriques de ces séries sur la période 1979-2001. La performance de ce portefeuille fictif est ainsi différente de la moyenne de la série de performance présentée dans le tableau A1. On applique la même méthode de calcul de la performance réelle avant et après impôt que précédemment, c'est-à-dire en prenant deux portefeuilles différents.

Performance réelle moyenne avant et après impôt pour chaque actif (portefeuille historique)

	Performance avant impôt			Performance moyenne après impôt		
	Performance	Rendement	Plus-value	1979-2001	1979-1989	1990-2001
Actions	11,8%	3,4%	12,8%	10,6%	10,9%	10,4%
Obligations	13,6%	8,9%	3,6%	9,7%	10,1%	9,3%
Dépôts	1,9%	6,5%	—	1,7%	1,7%	1,7%
Assurance	2,7%	7,2%	—	2,1%	2,7%	1,50%
Immobilier	3,2%	4,1%	3,5%	1,6%	1,9%	1,3%

Inflation moyenne : 4,4%

Les valeurs mobilières sont aussi relativement avantageuses en terme d'imposition et la fiscalité des obligations s'est même assouplie au cours de la période. Si on s'intéresse à l'évolution de la fiscalité des actions ou des assurances sur période plus courte, l'évolution est plus contrastée et c'est seulement sur la seconde moitié des années

1990 que l'on observe un accroissement de la fiscalité. La fiscalité des dépôts s'est légèrement assouplie. Les livrets imposables, qui représentent en moyenne sur la période 15% des dépôts, ont été imposés à des taux sanction qui allaient jusqu'à 48%. Sur la période récente, malgré la hausse des prélèvements sociaux, la baisse des taux d'imposition sur les dépôts imposables à 35% conduit à une baisse du poids de la fiscalité.

La fiscalité de l'immobilier aurait été élevée (puisqu'elle divise par deux le rendement réel avant impôt) et se serait même accrue. Il est vrai que la mesure de la performance après impôt de l'immobilier ne prend pas en compte les multiples aides spécifiques au secteur, notamment les réductions d'impôts liés aux travaux dans les appartements, la possibilité de reporter une année donnée les déficits de l'année précédente... La mesure présentée ici reflète principalement l'accroissement du taux médian d'imposition qui sert de base au calcul de la performance du portefeuille moyen et surtout la hausse des contributions sociales. Par ailleurs, on a supposé que l'actif immobilier considéré est un placement locatif. L'investisseur ne bénéficie donc pas de l'exonération d'impôt sur le revenu pour une plus-value réalisée sur la résidence principale. En raison de ces deux limitations, la mesure présentée ici a tendance à sous-évaluer le rendement après impôt.

Pour faciliter la comparaison de la fiscalité entre les différents placements, le tableau 2 présente désormais la performance avant et après impôts pour un portefeuille théorique dont le rendement est de 3% par an et la plus-value (éventuellement) de 5%. L'inflation est de 2%. L'évolution est de l'ordre du dixième de point, dans le même sens que dans le tableau 1. Les actions apparaissent ainsi plus imposées que les obligations - à cause notamment du taux marginal d'imposition, mais moins que l'immobilier. Les dépôts et les assurances apparaissent aussi comme des placements à la fiscalité avantageuse.

Performance réelle moyenne avant et après impôt (portefeuille théorique)				
	Performance avant impôt			Performance après impôt
	Performance	Rendement	Plus-value	1979-2001
Actions	6,0%	3,0%	5,0%	5.3%
Obligations	6,0%	3,0%	5,0%	3.2%
Dépôts	1,0%	3,0%	—	0.9%
Assurance	1,0%	3,0%	—	1.0%
Immobilier	6,0%	3,0%	5,0%	4.6%

Inflation moyenne : 2%

Annexe 4 : Historique des principales mesures fiscales concernant le patrimoine

Cette annexe présente l'historique des principales mesures concernant la fiscalité de l'épargne. On présente aussi une brève chronologie des principales étapes de la libéralisation financière.

Nous décrivons ici les mesures spécifiques à chacun des placements ainsi que les prélèvements sociaux et fiscaux qui s'appliquent à tous. En effet, un certain nombre de contributions sociales d'assiette, de durée et de montant variés se sont ainsi succédés au cours des années 1980. Au cours des années 1990, on a assisté à une uniformisation mais aussi à un alourdissement des contributions sociales sur les produits d'épargne. Depuis 1997, la somme des prélèvements est de 10% (7,5% de CSG majorée, 2% de prélèvement CNAF/CNAVTS et 0.5% de CRDS). Actuellement, les seuls produits exemptés sont les livrets traditionnels, livrets A, livret bleu, CODEVI, livret jeune et LEP. Certains comptes sont concernés par la prélèvements sociaux mais restent exemptés de prélèvements fiscaux (PEP, PEL, CEL...). Cette augmentation concerne aussi les produits d'assurance et les actions et les obligations..

Evolution des prélèvements sociaux et fiscaux

1983	Contribution complémentaire à l'impôt sur le revenu jusqu'en 1993.
1985	Contribution sociale de 1% jusqu'en 1996.
1985	Contribution sociale de 0,4% jusqu'en 1988.
1990	Création de la CSG au taux de 1,1%, prélevés sur la plupart des revenus d'activité et de remplacement, ainsi que sur les revenus financiers et fonciers.
1993	Augmentation de la CSG à 2,4%.
1996	Création de la contribution pour le remboursement de la dette sociale (CRDS) de 0,5% pour une durée de 13 ans. Porte sur l'ensemble des revenus d'activité et de remplacement ainsi que sur la plupart des revenus du capital.
1997	Majoration de la CSG : au taux de CSG de 3,4% s'ajoute une majoration de 4,1%. Modification de l'assiette de la CSG. Déductibilité partielle de la CSG.
1998	Création du prélèvement exceptionnel de 2%, qui remplace la contribution sociale de 1% et le prélèvement social exceptionnel de 1%. Le total de la CSG y.c. majoration, de la CRDS et le prélèvement exceptionnel s'élève à 10%.

Valeurs mobilières (actions et obligations)

1979	Possibilité de déduire jusqu'à 5000 francs du revenu imposable pour un investissement en action pour une durée d'au moins trois ans et pour un portefeuille investi au moins à hauteur de 60% en actions françaises ('Monory'). Jusqu'en 1983.
1981	Création des OPCVM de court-terme.
1983	Création du Compte d'épargne en actions (CEA) : si 7500 F actions, réduction des impôts de 25% donc 1750 maximum. Conditions: maintien cinq ans. Jusqu'en 1988.
1983	Création des fonds de placement à risque (FCPR), composés de 50% de titres de sociétés non cotées ou cotées au second marché.
1988	Création des Plans d'épargne en vue de la retraite (PER).
1992	Création des Plans d'épargnes en actions (PEA) : doit être investi en actions françaises pour au moins 60% ou en FCP qui en détiennent au moins 75% ; plafond de 600 000 F ; durée optimale de cinq ans.
1998	Création des « contrats DSK » cf. assurance-vie.
2000	Diminution de l'abattement sur les valeurs mobilières à 5 000 francs.
2001	Création du Plan partenariale d'épargne salariale volontaire (PPESV), modifie la loi de 1967 sur les PEE (Plan d'épargne en entreprise): permet aux salariés de constituer un portefeuille de valeurs mobilières avec l'aide de leur entreprise pour une durée minimale de dix ans.

Immobilier

1960s	Loi Malraux : réduction des restaurations immobilières pour les bâtiments classés. Modification en 1994.
1985	Dispositif 'Méhaignerie' : logements neufs ou réhabilités avant 1998.
1992	Déficit foncier, imputation sur revenu.
1997	Amortissement 'Perissol' entre 1996 et 1998.
1998	Taxe sur les logements vacants
1999	Loi Besson : aide fiscale à l'investissement pour l'immobilier locatif et ancien.

Dépôts

1970s	Création des livrets A.
1975	Création des livrets bleus
1983	Création des livrets d'épargne populaire (LEP) Création des CODEVI
1992	Création du plan d'épargne logement (PEL) : durée de 4 ans. Prime d'Etat. Création du compte d'épargne logement (CEL). Création des livrets B
1989	Libération des taux sur les livrets.
1990	Création des plans d'épargne populaire (PEP) : soumis à condition de ressources, rendement minimal garanti.
1993	Comptes d'épargne populaire (CEP).
1994	Réduction des taux d'imposition des livrets imposables.

Assurance

1983	Imposition des revenus perçus sur un contrat d'assurance en cas de dénouement avant six ans.
1988	Création des PER
1990	Exonération des produits d'assurance vie. Réduction d'impôts égale à 25% de la prime (dans la limite de 4000F), i.e. 1500 F réduction maximale. Supprimée en 1997.
1991	Durée minimale des contrats portée de 6 à 8 ans.
1998	Imposition des revenus d'assurance vie en cas de vie ou par rachat après huit ans, au-delà d'un abattement de 30 kF (60 kF pour un couple).
1998	Création des « contrats DSK », contrats d'assurance vie investis en actions et en unités de comptes avec 50% d'actions européennes et 5% d'actions à risque.

La libéralisation financière

1985	Création du marché des titres de créances négociables
1986-87	Première vague de privatisation.
1986	Création du MATIF et du MONEP.
1987	Fin du monopole des agents de change. Le marché boursier devient une entité commerciale (la Société des Bourses françaises). Fin de l'encadrement du crédit.
1988	Renforcement de l'autorité de la Commission des opérations de bourse.
1990	Libéralisation du compte de capital au sein de l'Union européenne.
1993-94	Deuxième vague de privatisation (dont BNP).
1996	Création du Nouveau marché.
1997-99	Troisième vague de privatisation (dont Crédit Lyonnais et Crédit foncier).

Annexe 5 : Substitution entre actifs : données et estimations

Présentation générale des séries

Tableau 1 : Description des séries

Label	Description	Moyenne	Ecart-type
r1_act	Perf. réelles avant impôt des actions	15.41	23.74
r1_ass	-----des assurances	2.63	4.00
r1_dep	-----des dépôts	0.97	2.03
r1_imm	-----de l'immobilier	3.29	1.73
r1_obl	-----des obligations	8.95	8.67
r1_himm	-----des valeurs mobilières et dépôts	8.21	10.90
r2_act	Perf. réelles après impôt des actions	11.82	20.19
r2_ass	-----des assurances	2.10	3.79
r2_dep	-----des dépôts	0.34	2.34
r2_imm	-----de l'immobilier	-0.17	1.52
r2_obl	-----des obligations	5.17	8.81
r2_himm	-----des valeurs mobilières et dépôts	5.96	9.23
w_act	Poids dans le patrimoine des ménages des actions	19.77	4.74
w_ass	-----des assurances	5.71	4.32
w_dep	-----des dépôts	19.46	2.49
w_imm	-----de l'immobilier	51.50	6.18
w_obl	-----des obligations	3.56	1.22
s2_act	Spread des actions = r2_act - r2_dep	11.48	20.04
s2_ass	-----des assurances = r2_ass - r2_dep	1.77	1.82
s2_obl	-----des obligations = r2_obl - r2_dep	4.83	7.57
s2_himm	-----des valeurs mobilières = r2_himm - r2_imm	6.13	8.87

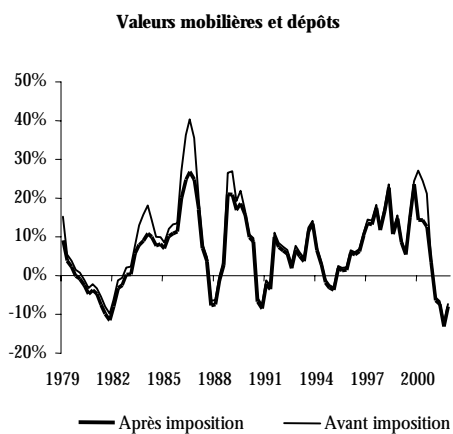
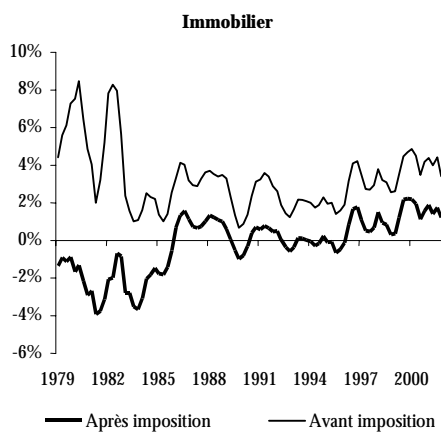
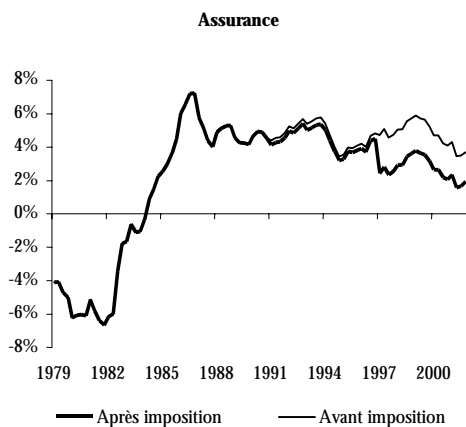
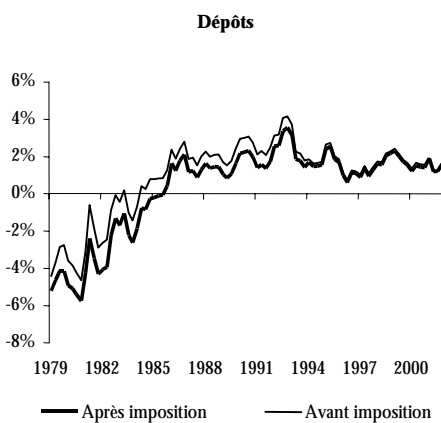
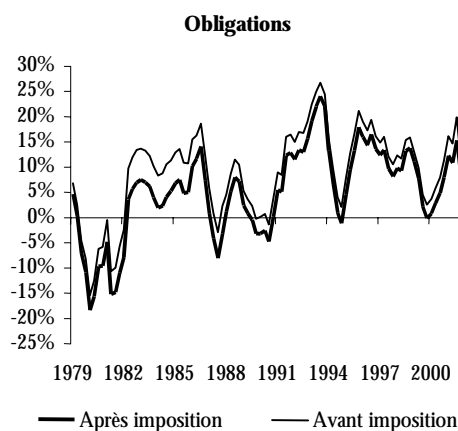
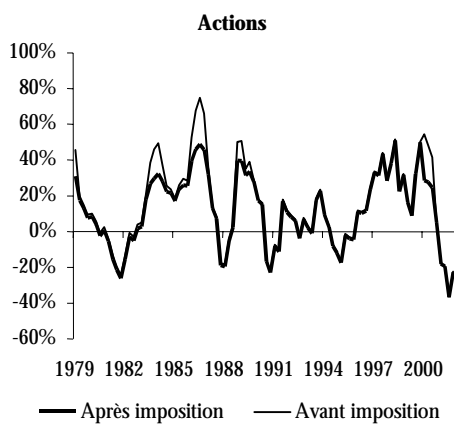
Tableau 2 : Test de stationnarité des séries

Dans le tableau ci-dessous, on présente les tests de stationnarité pour les variables utilisées dans les estimations : la transformation logistique des parts (lw) et les spread, c'est à dire la différence entre la performance après impôt (r2) d'une série donnée avec la performance de référence (i.e. celle de l'immobilier ou des dépôts).

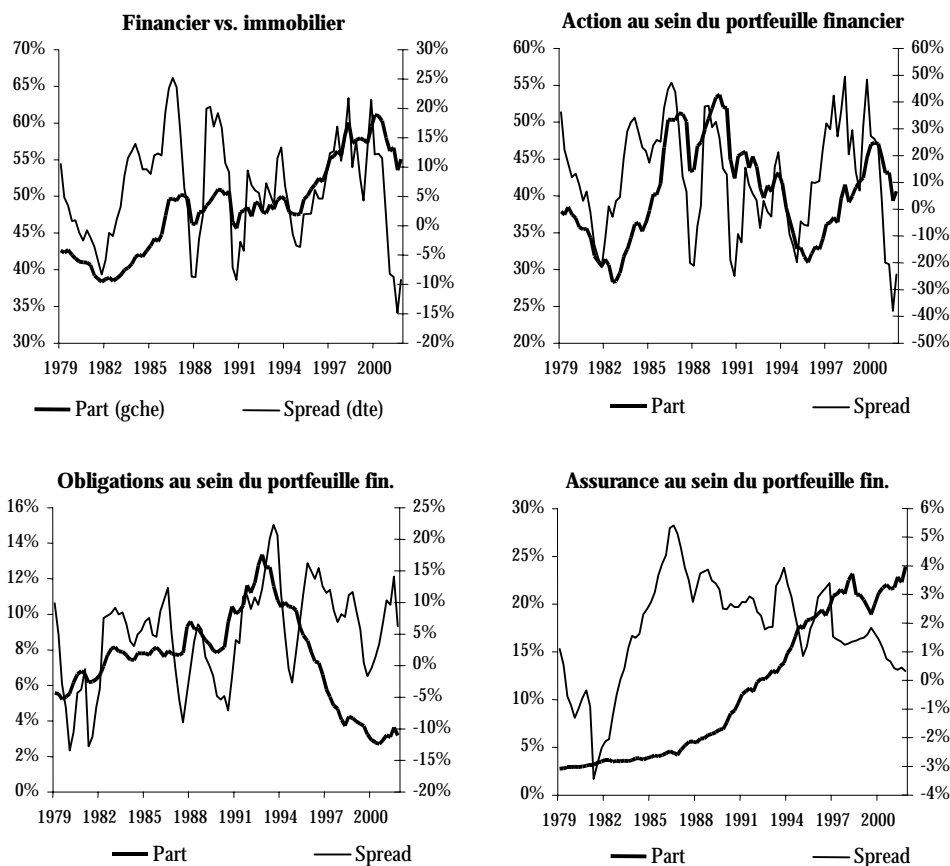
	Ordre d'intégration	Variable en niveau		Variable en différence	
		Test ADF	Test PP	Test ADF	Test PP
lw_himm	1	-5.00	-0.93	-5.01*	-8.37*
s2_himm	0	-3.47*	-3.03*		
lw_act	1	-1.74	-1.74	-4.40*	-6.95*
s2_act	0	-3.59*	-3.37*		
lw_obl	1	-0.49	-0.15	-3.98*	-6.66*
s2_obl	0	-4.26*	-3.24*		
lw_ass	1	-0.26	-0.29	-4.85*	-8.95*
s2_ass	1	-1.96	-1.71	-5.13*	-6.85*

* indique le rejet de l'hypothèse nulle (non stationarité) au seuil de 5%.

Performances avant et après impôts des différents actifs



Part dans le portefeuille et performance relative



Part : poids de l'actif dans le portefeuille considéré (patrimoine total ou patrimoine financier uniquement).

Choix d'allocation entre immobilier et financier

Tableau 3 : Critères d'information

		r=2	r=3	r=4	r=5	R=6
Modèle en niveau	HQ	-23,60	-25,23	-26,47	-26,89	-26,97
	AIC	-23,41	-24,93	-26,07	-26,38*	-26,36
	BIC	-23,12	-24,48	-25,47	-25,63*	-25,46
Modèle en différence pour les variables intégrées	HQ	-24,99	-26,04	-26,48*	-26,34	-26,22
	AIC	-25,33	-26,53	-27,12	-27,14	-27,18
	BIC	-25,01	-26,06	-26,51*	-26,38	-26,27

Lecture : Les critères présentés sont les critères d'Hannan-Quinn (HQ), d'Akaike (AIC) et le critère d'information bayésien (BIC). Le signe * désigne le minimum pour le critère d'information considéré. On retient cinq retards pour le modèle en niveau et quatre pour le modèle avec les deux variables de parts en différence.

Tableau 4 : Détermination du nombre de relations de cointégration (d)

	Test de la valeur propre		Statistique de test à 5%	Test de la trace		Statistique de test à 5%
	p=5	p= 4		p=5	p= 4	
d≤2	0,26	0,53	3,76	0,26	0,53	3,76
d≤1	7,07	11,41	14,07	7,33	11,94	15,41
d≤0	13,30	58,44*	20,97	20,64	70,38*	29,68

Lecture : le VAR avec quatre retards admet une seule relation de cointégration (l'hypothèse $d \leq 0$ est rejetée mais on accepte $d \leq 1$, donc $d=1$). Pour le VAR avec cinq retards, il n'y a pas de relation de cointégration significative.

Tableau 5: Coefficients du modèle VAR : modèle 1 et 2

	Modèle 1				Modèle 2			
	Part		Spread		Part		Spread	
	Coeff.	Std.	Coeff.	Std.	Coeff.	Std.	Coeff.	Std.
Part (-1)	0,09	0,54	0,40	1,23	0,11	0,70	0,48	1,52
Spread (-1)	0,00	-0,03	0,82	5,58	-0,03	-0,42	0,73	5,00
Part (-2)	-0,34	-2,22	-0,04	-0,14	-0,32	-2,14	0,01	0,03
Spread (-2)	0,12	1,46	0,13	0,80	0,12	1,53	0,14	0,91
Part (-3)	-0,03	-0,21	0,25	0,76	-0,01	-0,07	0,32	1,00
Spread (-3)	-0,04	-0,51	0,06	0,39	-0,04	-0,51	0,06	0,41
Part (-4)	-0,02	-0,12	-1,26	-4,56	0,02	0,12	-1,15	-4,29
Spread (-4)	-0,10	-1,80	-0,23	-2,11	-0,10	-1,94	-0,24	-2,37
D99T4	0,00	1,07	0,01	1,84	0,00	0,27	0,00	0,60
D90T3	0,05	2,30	0,13	3,21	0,05	2,55	0,14	3,67
Libéralisation 1985-90					-0,07	-3,69	-0,12	-3,32
Constante	-0,07	-3,79	-0,13	-3,44	0,01	1,62	0,02	2,56
Var. démographique	1,38	0,70	2,20	0,56	2,67	1,27	6,17	1,50

Choix d'allocation entre actions et autres actifs financiers

Tableau 6 : Critères d'information

	r=2	R=3	r=4	r=5	R=6
HQ	-6,25	-6,41	-6,82*	-6,74	-6,60
AIC	-6,41	-6,63	-7,12*	-7,11	-7,04
BIC	-6,26	-6,42	-6,84*	-6,76	-6,62

Tableau 7 : Coefficients du modèle VAR : modèle 3

	Modèle 3				Modèle 4			
	Part		Spread		Part		Spread	
	Coeff.	Std.	Coeff.	Std.	Coeff.	Std.	Coeff.	Std.
Part (-1)	0,37	2,20	1,08	2,29	0,40	3,20	0,82	2,32
Spread (-1)	-0,02	-0,36	0,70	4,42	-0,03	-0,81	-0,20	-1,99
Part (-2)	-0,34	-2,21	-0,20	-0,45	-0,29	-2,16	-0,41	-1,09
Spread (-2)	0,09	1,83	0,26	1,80	0,05	1,57	0,07	0,72
Part (-3)	0,13	0,74	0,57	1,19	0,15	1,13	0,32	0,85
Spread (-3)	-0,05	-0,97	0,01	0,09	0,01	0,38	0,08	0,86
Part (-4)	-0,06	-0,42	-2,14	-4,94	0,05	0,43	-2,43	-6,92
Spread (-4)	-0,01	-0,22	-0,09	-0,98	-0,03	-0,95	0,01	0,06
D99T4	0,00	0,20	0,02	0,97	0,00	0,82	0,00	0,35
D87T4	0,06	1,96	0,27	3,31	0,06	2,05	0,26	3,22
D90T3	-0,11	-3,87	-0,25	-3,19	-0,11	-3,87	-0,25	-3,19
D98T3	-0,13	-4,71	-0,26	-3,38	-0,13	-4,69	-0,26	-3,40
Démographie					-0,50	-0,18	-0,34	-0,04
Constante	-0,04	-1,40	-0,21	-2,46	-0,04	-1,29	-0,23	-2,92

Choix d'allocation au sein des actifs financiers (actions, obligations et assurance)

Tableau 8 : Critères d'information

	r=2	r=3	r=4	r=5	R=6
HQ	-6,25	-6,41	-6,82*	-6,74	-6,60
AIC	-6,41	-6,63	-7,12*	-7,11	-7,04
BIC	-6,26	-6,42	-6,84*	-6,76	-6,62

Tableau 9 : tests de normalité et de bruit blanc sur les résidus

		Immobilier/ Financier				Actions	
		Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
		Stat.	Proba.	Stat.	Proba.	Stat.	Proba.
Test de Bera-Jarque	Part	2,47	0,29	2,47	0,29	0,18	0,91
	Spread	0,67	0,72	0,67	0,72	1,14	0,57
Test de bruit blanc	Part (6 retards)	3,08	0,21	3,08	0,21	6,16	0,05
	Spread (6 retards)	3,81	0,15	3,81	0,15	5,90	0,05
	Part (12 retards)	5,63	0,69	5,63	0,69	10,79	0,21
	Spread (12 retards)	5,78	0,67	5,78	0,67	12,54	0,13
	Part (18 retards)	18,04	0,21	18,04	0,21	24,69	0,05
	Spread (18 retards)	14,96	0,38	14,96	0,38	21,19	0,10

Lecture: le test de Bera-Jarque vérifie la normalité des résidus et le test de Box-Pierce que les résidus suivent un bruit-blanc (après correction pour autocorrélation). Le tableau présente la statistique du test et la probabilité associée à ce test.