

# Inégalités et cycle de vie : les liens entre consommation, patrimoine et revenu permanent

Stéfan LOLLIVIER, Daniel VERGER \*

**RÉSUMÉ.** – Dans cet article est proposée la construction d'un indicateur de revenu permanent dans une enquête en coupe instantanée. Pour déterminer les revenus passés des ménages, on mobilise des informations rétrospectives disponibles dans l'enquête mais aussi une information extérieure sur les évolutions passées d'agrégats économiques. L'indicateur permet de comparer les inégalités de revenu, selon que l'on s'intéresse aux revenus courants ou aux revenus actualisés sur cycle de vie. La concentration diminue, mais seulement légèrement. Les inégalités liées à l'âge disparaissent, mais sont pratiquement remplacées par des inégalités provenant du renouvellement des générations. On mesure également l'élasticité de cet indicateur de revenu avec la consommation et le patrimoine. Dans les deux cas, la variable permet d'aboutir à un meilleur ajustement que le revenu courant.

---

## Inequalities and Life Cycle : The Links between Consumption, Wealth and Permanent Income

**ABSTRACT.** – The aim of this paper is the construction of a proxy of a permanent income in a cross section survey. External macroeconomic information is used to compute past earnings. Income inequalities based on the current variable and the permanent one are then compared. The decrease of income inequalities is very limited. Inequalities due to age vanish but new inequalities due to the renewal of population appear. Moreover, the variable is used to compute elasticities with private consumption and private wealth. In both cases, the introduction of the permanent income variable leads to a better fit than the introduction of the current one.

---

\* S. LOLLIVIER : INSEE ; D. VERGER : INSEE

# 1 Introduction

---

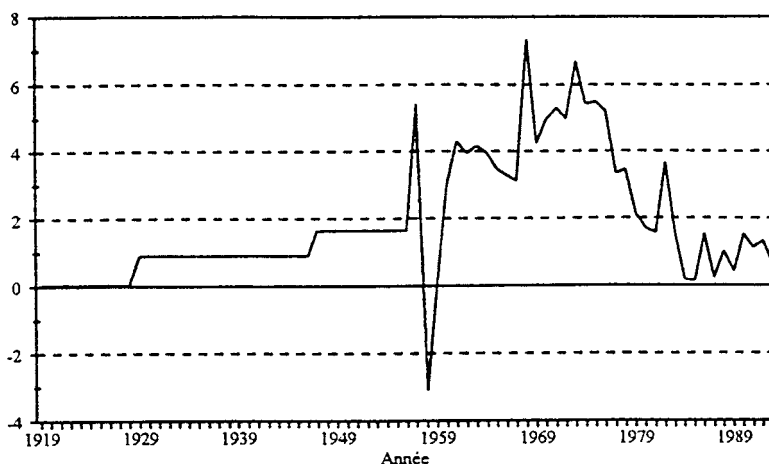
L'approche de l'inégalité au sein d'une économie repose usuellement sur des indicateurs construits à partir de l'observation des revenus courants ou des patrimoines accumulés à une date donnée. Or, les résultats obtenus en matière d'inégalité sont souvent interprétés en termes d'injustice. Ceci peut sembler abusif, en particulier si l'on songe au rôle joué par l'âge (PAGLIN [1975]). En matière de patrimoine, l'accumulation nécessite une certaine durée ; en matière de salaires, l'existence d'un profil de carrière croissant est usuelle : de tels profils selon l'âge créent une inégalité en coupe instantanée qui n'est pas de façon évidente synonyme d'injustice. En absence d'incertitude et en présence de marchés financiers parfaits, les agents, en situation d'information parfaite, déterminent leurs choix en considérant la totalité de leur chronique de revenus, sur l'ensemble de leur vie, et ne subissent aucune limitation dans leurs désirs de transférer du pouvoir d'achat d'une période à l'autre ; la forme du profil de revenu n'a alors aucune importance et c'est la somme actualisée des ressources au cours du cycle de vie, ce que nous appellerons ici le « revenu permanent », qui paraît alors la mieux adaptée pour juger des inégalités entre individus. Si, au contraire, loin d'être parfait, le marché financier est inexistant, si les contraintes de liquidité sont très fortes, la forme des profils de revenu est importante et décréter que deux individus sont sur un pied d'égalité dès lors qu'ils jouissent du même revenu permanent est manifestement abusif, celui dont le profil de revenu est plus proche du profil désiré pour la consommation étant à l'évidence dans une situation bien meilleure. Alors que la concentration du revenu instantané surestime le degré d'inégalité de l'économie, celle du revenu permanent aurait plutôt tendance à la sous-estimer.

Dans cet article, nous nous proposons de fournir une estimation de l'écart entre ces deux mesures, pour la France du début des années quatre-vingt-dix, en construisant un indicateur de revenu permanent à partir des données de l'enquête « Actifs Financiers 1992 », enrichies de quelques apports extérieurs. Concrètement, une telle construction soulève nombre de difficultés, surtout quand on observe, comme ici, les ménages en coupe instantanée et que seuls les revenus présents sont disponibles. Revenus passés et futurs doivent être reconstitués de toutes pièces : l'enquête Actifs est précieuse pour mener à bien une telle reconstruction car elle contient de nombreux éléments biographiques, portant en particulier sur la nature du passé professionnel, ce qui permet de mettre en place un jeu d'hypothèses permettant de reconstituer avec un certain degré de pertinence les ressources passées, et même futures, des individus.

Si l'on se réfère à un modèle de carrières salariales, les revenus perçus au cours du cycle de vie sont fonction de la dotation en capital humain et des éléments biographiques caractérisant le passé professionnel (BECKER [1975]). Le revenu permanent d'un individu est alors la moyenne actualisée des revenus passés et attendus. Il dépend du profil par âge, des taux de croissance des salaires de base passés et censés prévaloir dans le futur, et d'un effet fixe individuel. Le revenu permanent d'un ménage est par construction la somme

de ceux du mari et de la femme. Peu d'études se livrent à de tels calculs à un niveau individuel. Par rapport aux rares travaux anglo-saxons visant à prendre en compte un revenu permanent dans des estimations empiriques (BLINDER, GORDON, WISE [1983], DIAMOND, HAUSMAN [1984] et surtout KING, DICKS-MIREAUX [1982]), la construction présentée ici est plus élaborée, grâce à une modélisation plus approfondie de plusieurs phénomènes. Ainsi, dans la présente étude, l'investissement est rentable en termes de niveau, mais aussi de profil de carrière : les plus qualifiés bénéficient d'augmentations plus fortes que les personnes moins bien formées. A âge donné, la relation entre revenu permanent et revenu courant n'est pas la même pour ces deux catégories. Une autre originalité réside dans la modélisation de l'influence de la croissance économique sur le pouvoir d'achat. Fréquemment, on considère les évolutions de salaire comme un tout, en mélangeant augmentations individuelles et générales. La modélisation proposée ici distingue les évolutions générales, qui relèvent d'une période de conjoncture particulière, faste dans les années soixante, morose après la crise, et les augmentations dues au vieillissement individuel, le vrai profil de carrière ; selon notre hypothèse, les secondes sont appelées à se reproduire d'une génération à l'autre, les premières non. L'hypothèse d'un monde stationnaire, centrale dans les approches traditionnelles et pourtant hardie (voir graphique 1 par exemple), est donc fortement affaiblie, même si elle ne peut être évacuée totalement : le revenu permanent ne saurait garder sa pertinence dans un monde privé de toute régularité. Dans notre approche, la permanence est donc postulée au niveau des profils de revenu ; elle l'est également dans notre façon de prendre en compte les événements qui ponctuent la vie des individus et des ménages : pour bon nombre d'entre eux (par exemple les choix professionnels entre le monde des salariés et celui des indépendants), on suppose que l'état actuel est un état permanent, que tous les éventuels changements susceptibles de se produire ont déjà eu lieu dans le passé, comme cela est d'usage. Mais, dans ce domaine également, nous avons assoupli les hypothèses habituelles, là où

GRAPHIQUE 1  
**Pouvoir d'achat de 1919 à 1993**  
*Variation annuelle en %*



elles nous semblaient particulièrement peu pertinentes : c'est ainsi que la durée d'activité et donc la date de prise de retraite fait l'objet d'une estimation économétrique évitant toute imputation forfaitaire.

A partir du profil de revenu reconstitué, on a construit également une variable de « capital humain », en faisant pour chaque ménage la somme actualisée à la date d'observation des revenus du travail qu'il lui reste à percevoir dans le futur. Patrimoine matériel et capital humain sont donc les deux types d'atouts dont un ménage dispose pour faire face aux flux de dépenses futures. Ces constructions permettent de revisiter les approches classiques de l'inégalité, sans les bouleverser toutefois : le revenu permanent conduit bien à une concentration moindre que le revenu courant, mais l'écart est faible et les deux distributions ont à peu près la même dispersion ; l'inégalité mécanique générée par les différences de position dans le cycle de vie existe mais est assez faible. Si l'âge crée des inégalités, c'est plutôt à cause des effets de génération : en termes de revenu, l'économie est très peu stationnaire et les générations successives gardent les traces des différences qui ont marqué les périodes historiques pendant lesquelles elles ont vécu. Patrimoine matériel et « capital humain » présentant une grande complémentarité – les plus jeunes, qui n'ont pas de patrimoine, disposent mécaniquement du plus grand stock de capital humain –, l'inégalité d'« atouts » est beaucoup plus faible que celle présentée par la « richesse », mesurée par le seul patrimoine matériel accumulé.

L'intérêt des variables permanentes, « capital humain » ou « revenu permanent », n'est pas cantonné au seul domaine de la mesure statistique des inégalités. Dans la mesure où les ménages inscrivent leurs actions dans la durée, où leur comportement, loin d'être myope, intègre la totalité de la vie, le revenu instantané perçu au cours de la période ne suffit pas à déterminer les choix. S'il s'avérait que le processus réel de formation des anticipations des agents soit proche de la construction adoptée dans l'article – ce qui est plausible, car il paraît assez naturel de fonder son image de l'avenir sur l'observation de ses aînés d'une part et sur la prise en compte des grandes dérivées économiques d'autre part – et si les contraintes de liquidité ne sont pas trop fortes, le revenu permanent obtenu pourrait bien être l'indicateur pertinent de ressources financières à prendre en compte dans une approche des comportements économiques des ménages, par exemple du partage épargne-consommation. La dernière partie de l'article sera donc consacrée à cet aspect, plus précisément à l'analyse des liens qu'entretiennent consommation, patrimoine et revenu permanent.

Une première analyse s'efforcera de rapprocher la valeur de la consommation et le niveau des ressources permanentes. Alors que le modèle de cycle de vie sous sa forme la plus ancienne et la plus simple (MODIGLIANI-BRUMBERG [1954]), grâce à toute une série d'hypothèses très fortes prévoit une consommation constante au cours du cycle de vie et présentant une élasticité unitaire par rapport au revenu permanent, de nombreux travaux plus récents ont exploré les conséquences de l'abandon des diverses hypothèses sur ce résultat (introduction de l'incertain, de contraintes de liquidité, d'un motif de transmission patrimoniale...), afin d'expliquer les raisons d'une élasticité consommation-revenu permanent inférieure à 1. Les résultats sur données françaises confirment l'existence d'une sous-réactivité de la consommation au revenu permanent, avec une élasticité de l'ordre de 0,7, sans qu'il s'agisse

à l'évidence d'une conséquence de l'existence de contraintes de liquidité. La consommation apparaît de plus un peu mieux expliquée par le revenu permanent que par le seul revenu instantané. Ce constat n'ayant pu être établi que de façon assez indirecte, on peut songer à l'étayer en se tournant vers le second volet de l'arbitrage épargne-consommation, ou plutôt, les flux d'épargne n'étant pas observés, vers le comportement d'accumulation patrimoniale qui en résulte : on va donc, conformément à un certain usage (MASSON [1988]), considérer l'élasticité du patrimoine (net) vis-à-vis du revenu permanent afin de déterminer si le patrimoine a ou non les caractéristiques d'un « bien de luxe », ce qu'il doit être si le constat en matière de consommation est vrai. A l'issue de l'estimation, le résultat le plus riche est que, pour chaque niveau d'éducation, et à niveau social, âge, type de ménage et catégorie de commune d'habitat donnés, cette élasticité est bien, pour la France du début des années 1990 significativement supérieure à 1 (voir Annexe 4 pour une mise en perspective). De plus, comme on pouvait s'y attendre au vu des modèles théoriques, la liaison entre patrimoine et revenu apparaît dans les ajustements d'une qualité un peu meilleure quand on utilise comme indicateur de ressources le revenu permanent plutôt que le revenu instantané.

## **2 Du revenu instantané d'un individu au revenu permanent d'un ménage : étapes d'une construction**

---

### **2.1. Eléments de base pour la construction du revenu permanent individuel : équations de salaire et modèles de durée d'activité**

#### **2.1.1. Le fondement de l'analyse : décomposition de l'évolution des salaires entre évolution générale et effets de carrière**

Le calcul du revenu permanent d'un individu suppose la connaissance de tous les revenus qu'il perçoit au cours de son cycle de vie, information évidemment indisponible, même dans l'enquête sur les Actifs financiers de 1992 utilisée dans l'étude. Le but de cette enquête est de mesurer le patrimoine et d'en documenter le processus constitutif. A ce titre, outre des renseignements sur le patrimoine, elle comporte des indications sur le parcours professionnel des individus (voir annexe 1 pour une description de l'enquête). Cependant, celles-ci sont insuffisantes pour reconstituer les profils de revenu des individus présents au moment de l'enquête. Pour ce faire, il est nécessaire de procéder à des hypothèses sur la façon dont les ressources évoluent au cours du cycle de vie et sur la stationnarité des phénomènes sociaux et économiques.

En règle générale, on est conduit à postuler une certaine similitude entre les profils de carrière de personnes nées à des moments différents. Par exemple,

dans leur étude sur données individuelles britanniques, KING et DICKS-MIREAUX (KDM) [1982] construisent le revenu permanent comme le revenu perçu à un âge donné (50 ans), le même pour toutes les générations. Débarrassé des effets de cycle de vie, il ne dépend que d'un effet de cohorte qui retrace essentiellement les élévations du niveau de vie. En France, des études antérieures réalisées sur données de panel ou à partir de coupes glissantes (BAUDELLOT [1984], GLAUDE [1986], LOLLIVER, PAYEN [1990]) montrent qu'en première analyse le salaire réel d'un individu d'âge  $a$  à la date  $t$  peut être dissocié – multiplicativement, soit additivement en logarithme – en deux composantes. Cette décomposition s'écrit :

$$\log (y(t, a)) = s(t) + c(a), \text{ où}$$

- $c(a)$ , est fonction de l'âge de l'individu uniquement, et ne dépend donc pas, en particulier, de sa génération. Outre les effets du passage à la retraite, ce terme reflète les augmentations imputables au vieillissement de l'individu, qui correspondent dans la littérature à l'évolution de la productivité du salarié suite à l'augmentation de capital humain générée par l'expérience professionnelle. La forme concave, observée sur la vie active, donne à penser que les rendements liés à l'accumulation de savoir-faire sont décroissants. L'augmentation cesse en général à partir d'une cinquantaine d'années (BAYET, CASES [1996]) ;

- $s(t)$ , ne dépend au contraire que de la date d'observation et s'interprète comme un niveau général des salaires. Ce terme retrace les évolutions générales des niveaux de vie, qui touchent de façon homogène tous les salariés présents une année donnée.

Une telle décomposition n'est évidemment qu'une schématisation. Sans parler des aléas individuels dont l'introduction est nécessaire, on peut citer trois problèmes principaux :

- d'une part, on suppose négligeables les interactions entre date et âge, qui traduiraient qu'à certains moments des classes d'âge particulières auraient été avantagées, ou encore que le profil de carrière se déformerait au cours du temps. Or de tels effets existent, notamment pour les générations les plus récentes (LEGRIS, LOLLIVIER [1996]). Mais pour l'essentiel de la population, ils ne semblent être que du second ordre par rapport aux termes de carrière et d'élévation générale des niveaux de vie (LOLLIVER, PAYEN [1990], BAYET, CASES [1996]) ;

- d'autre part, les résultats cités pour justifier la décomposition fondamentale des évolutions sont basés sur une analyse des salaires *stricto sensu* : il faudrait considérer la prise de retraite comme la fin du cycle et traiter différemment le problème des pensions. Mais le mode de calcul des retraites et le fait que dans la période récente ait dominé le souci de ne pas tenir à l'écart de la croissance les personnes retirées du marché du travail justifient une assimilation plus étroite. Les versements de pensions et retraites ont donc été incorporés aux ressources salariales et les inactifs reclassés dans la catégorie correspondant à leur dernière activité. On a ainsi étendu le modèle habituel de carrière salariale aux revenus d'activité différés, même si l'hypothèse de stationnarité du profil de retraite est sans doute moins justifiée par la littérature que l'hypothèse correspondante sur les salaires.

### 2.1.2. Une sélection de champ inévitable

Le manque de données fiables et de références équivalentes sur le revenu des indépendants rend impossible la justification d'une schématisation correspondante pour les non-salariés. Les évolutions des chiffres d'affaire des entreprises individuelles sont en outre mal connues et apparemment trop erratiques pour que l'existence d'un profil de carrière indépendant du temps soit admissible. Nous avons ainsi été contraints à nous limiter à un **sous-ensemble**, celui de la population des **ménages dont la personne de référence est un homme, vivant dans un milieu « à dominante salariée »** (annexe 1).

### 2.1.3. Des carrières personnalisées

Pour tenir compte de l'hétérogénéité individuelle, le modèle de base a été affiné dans deux directions :

- En premier lieu, des estimations différentes ont été réalisées sur huit sous-populations définies selon le genre et la formation initiale. La distinction entre les hommes et les femmes avait déjà été effectuée par KDM dans leur étude. Les carrières masculines et féminines ne sont en effet pas identiques, les secondes étant d'ailleurs beaucoup plus difficiles à connaître, à cause des interruptions plus fréquentes. En outre, dans ces deux sous-populations, quatre ajustements distincts ont été effectués selon l'importance de la dotation en capital humain initial. On sait en effet que plus la personne est qualifiée, plus les évolutions liées à l'âge sont importantes, les hausses étant même pratiquement inexistantes pour les moins qualifiés. Une telle stratification a le mérite de se baser sur une caractéristique permanente de l'individu, observable pour tous, indépendamment de la longueur de la trajectoire d'ores et déjà vécue au moment de l'enquête. La seule difficulté réside dans la manière de quantifier l'importance de cette dotation d'une façon qui soit homogène pour toutes les générations présentes dans l'échantillon. Ainsi, comme critère de stratification, le diplôme ne convient pas, car l'allongement de la scolarité et l'évolution des effectifs des divers types de diplômés ont rendu peu comparables un baccalauréat dans les années vingt et le même diplôme de nos jours. L'âge (absolu) de fin d'études présente le même type d'inconvénients. On a donc préféré se baser sur l'âge relatif de fin d'études et caractériser un individu par son fractile d'âge de fin d'études au sein de sa génération (tableau 1). Cette vision s'inspire largement de l'idée selon laquelle l'éducation constitue un signal sur le marché du travail en plus (ou à la place) de l'acquisition de savoir-faire. Ce signal serait le plus pertinent pour tout ce qui a trait à l'embauche ou au déroulement des carrières salariales ;

- en second lieu, dans chacun des huit ajustements, différentes variables explicatives sont ajoutées à l'effet de carrière pour expliquer la variabilité des salaires et améliorer la spécification. Leur influence se manifeste ici de façon seulement additive. Par rapport aux caractéristiques habituellement requises pour l'établissement d'une équation de salaire, on se heurte à une difficulté supplémentaire. Aux considérations usuelles quant à l'exogénéité des variables explicatives se rajoutent des exigences quant à leur degré de permanence puisque les mêmes variables doivent jouer sur la rémunération tout au long du cycle de vie. Sinon, il faudrait modéliser les transitions entre les modalités de ces variables (ce serait par exemple le cas si l'on utilisait la CSP, susceptible

TABLEAU 1

**Age relatif de fin d'études selon la génération de l'individu, en fonction de l'âge absolu de fin d'études**

Age en 1992	Groupe d'âge relatif de fin d'études			
	Niveau 1	Niveau 2	Niveau 3	Niveau 4
35 ans ou moins	15 ans ou moins	16-17 ans	18-19 ans	20 ans ou plus
36-45 ans	14 ans ou moins	15-17 ans	18-19 ans	20 ans ou plus
46-55 ans	14 ans ou moins	15-16 ans	17-18 ans	19 ans ou plus
Plus de 55 ans	13 ans ou moins	14 ans	15-16 ans	17 ans ou plus

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE

Champ : personnes de référence et conjoints

Lecture : le groupe d'âge relatif de fin d'études de niveau 2 est composé des individus ayant terminé leurs études à 16 ou 17 ans s'ils ont 35 ans ou moins, entre 15 et 17 ans, s'ils ont entre 36 et 45 ans, à 15 ou 16 ans s'ils ont entre 46 et 55 ans, ou à 14 ans s'ils ont plus de 55 ans.

d'évoluer au cours de la carrière). Dans l'étude, on a préféré se restreindre à des variables « raisonnablement » permanentes.

Avec ces variables notées  $X$ , le modèle s'écrit :

$$\log(y_i(t,a)) = s(t) + c(a) + X_i b + v_{it}$$

où  $y_i(t,a)$  est le revenu salarial annuel (voir annexe 1) et où  $v_{it}$  est un aléa qui rend compte de la variabilité inexplicée à l'intérieur de chacune des huit strates. Celui-ci suit une loi normale  $N(0, \sigma_v)$ .

L'analyse des carrières salariales sur données de panel montre en outre que l'aléa qui entache l'estimation du salaire à une date donnée incorpore une partie permanente et une partie transitoire. La partie permanente est propre à l'individu et se retrouve d'une date à la suivante. Elle rend partiellement compte de l'autocorrélation des résidus entre deux dates consécutives, et peut s'interpréter comme une caractéristique individuelle inobservée. La partie transitoire est propre à la date d'observation et ne perdure pas. Le résidu peut donc s'écrire :

$$v_{it} = q_i + u_{it}$$

où  $q_i$  et  $u_{it}$  suivent des lois normales  $N(0, \sigma_q)$  et  $N(0, \sigma_u)$ . Sur données de coupes, on ne peut calculer indépendamment  $q_i$  et  $u_{it}$ . Néanmoins, l'estimateur de variance minimale de  $q_i$  sachant  $q_i + u_{it}$  s'écrit  $\alpha(q_i + u_{it})$ , où :

$$\alpha = \sigma_q^2 / (\sigma_q^2 + \sigma_u^2)$$

Bien évidemment, en coupe instantanée, seule l'introduction d'une information exogène permet de connaître  $\alpha$ . En France, on dispose de résultats obtenus à partir du panel des Déclarations annuelles de données sociales, qui permet d'évaluer cette distinction dans un degré de détail plus fin que KDM qui attribuaient la moitié de la variance à des causes transitoires (BARGE et PAYEN [1982] (tableau 2)).

#### 2.1.4. Les profils de revenus pour les carrières complètes

Pour estimer la fonction  $c(a)$  retraçant les évolutions de la rémunération au cours du style de vie, on adopte une fonction linéaire par morceaux jusqu'à



TABLEAU 2

*Coefficients  $\alpha$  de passage du résidu estimé à l'effet individuel*

Age de la personne	Coefficient
Moins de 25 ans	0,61
De 25 à 29 ans	0,73
De 30 à 34 ans	0,79
De 35 à 39 ans	0,81
40 ans et plus	0,83

Source : panel DADS, INSEE, d'après BARGE M. et PAYEN J.F [1982]

Lecture : pour les moins de 25 ans, l'estimateur de l'effet individuel durable correspond à 61 % du résidu de la régression en coupe.

60 ans, puis constante ensuite : c'est la fin du cycle de vie qui a été choisie comme référence. Le passage à la retraite est modélisé au moyen d'une variable indicatrice, destinée à prendre en compte la « décote » relative à la fin de la période salariée. L'ampleur relative de cette décote est égale à l'exponentielle du coefficient de cette variable, vu le choix de la situation de référence pour l'estimation de l'effet d'âge.

Au total, la dépendance fonctionnelle est la suivante :

$$c(a) = f(a\text{Ind}(a < 60)) + b\text{Ind}(a > 60) + c\text{Ind}(a > a_r)$$

où  $a_r$  correspond à l'âge de prise de retraite pour l'individu en question.

Pour les individus déjà en retraite,  $a_r$  est observé. Pour les autres, on sait seulement qu'il est supérieur à l'âge atteint à la date d'enquête. Cependant, la reconstitution de la chronique des revenus sur cycle de vie nécessite que l'on détermine cet âge de fin d'activité même pour les individus encore actifs. Une solution simple consisterait à attribuer forfaitairement à tous les actifs un âge de départ en retraite uniforme, par exemple 60 ans. Afin de mieux respecter la variabilité des âges de prise de retraite, on a préféré les estimer économétriquement, par le biais d'un modèle de durée portant sur la durée de vie active. Pour toutes les personnes, actives ou retraitées, on connaît l'âge d'entrée dans la vie active. Pour les retraités, l'âge de départ en retraite étant lui aussi connu, on dispose de la durée de vie active par simple soustraction. Pour les autres, la durée d'activité observée, différence entre la date d'enquête et la date d'entrée dans la vie active, représente une forme censurée de la variable pertinente.

Mettre en œuvre un modèle de cette nature permet en outre d'améliorer l'estimation de l'équation de salaire, en permettant de traiter convenablement d'éventuels problèmes d'endogénéité. En effet, supposer l'âge de cessation d'activité exogène dans l'analyse du niveau de salaire est sans doute abusif, des facteurs communs pouvant jouer simultanément sur les deux variables. L'estimation de l'effet du passage à la retraite au moyen d'une variable indicatrice présente alors un biais. Ce dernier peut être évité si l'on utilise une méthode d'estimation fondée sur la vraisemblance conditionnelle, qui corrige du biais d'endogénéité (BLUNDELL, SMITH [1989]). Cette méthode consiste à modéliser, dans une première étape, le fait d'être ou non à la retraite, et dans une seconde phase, d'instrumenter dans l'équation de salaire l'indicatrice de passage à la retraite au moyen de la probabilité d'être sorti du marché du travail, ce qui pour chaque individu représente le complément à 1 de la fonction de survie. Pour que cette approche soit valide, il est nécessaire que les

résidus des deux équations, salaire et durée, soient normaux. Aussi optera-t-on pour un modèle de durée log-normal.

Afin de pouvoir instrumenter le passage à la retraite, il convient que les variables explicatives ne soient pas toutes les mêmes dans les deux équations. Celles qui ont été introduites dans le modèle de durée, pour chacune des quatre sous-populations masculines, comprennent la situation du père de la personne et le fait d'avoir connu des périodes de maladie ou de chômage. Le diplôme, initialement introduit, a été abandonné car il n'apportait pas d'information significative. Diverses opinions générales sur les comportements, en particulier en matière de transmissions intergénérationnelles, absentes de l'équation de salaire, ont fourni les variables spécifiques nécessaires à l'instrumentation (voir tableau 2 pour leur description). Malgré une significativité parfois douteuse, elles peuvent constituer de bons « proxy » de certains traits de comportement non observés par ailleurs, comme la préférence pour le présent ou l'aversion pour le risque, qui jouent un rôle dans les choix liés à l'activité. On a également introduit un effet de génération, afin de rendre compte de dérives temporelles comme l'allongement de la durée des études.

On déduit du modèle une durée totale d'activité professionnelle pour les personnes encore actives. Celle-ci est obtenue par simulation, en retenant la durée qui correspond au premier tirage qui dépasse la durée déjà observée, tirage effectué dans la loi normale associée d'espérance nulle et d'écart-type celui estimé dans le modèle de durée correspondant. Les tirages trop atypiques de ces aléas ont aussi été éliminés.

#### 2.1.5. Le cas des femmes

Le cas des femmes est plus complexe puisque s'ajoute la décision de participation au marché du travail. S'agissant de ménages dont la personne de référence est salariée, on évite cependant presque totalement le problème des aides familiales. Dans l'étude, et pour des raisons pratiques, on procédera à une schématisation de la réalité en distinguant trois catégories de femmes :

- *celles qui n'ont jamais travaillé jusqu'à la date de l'enquête*. Sachant que les entrées tardives sur le marché du travail sont l'exception (Lollivier [1995]), on admettra qu'elles resteront toujours inactives. La chronique de leurs revenus salariaux au cours du cycle de vie est donc nulle ;

- *celles qui se sont portées sur le marché du travail en début de cycle de vie et qui, s'en étant retirées par la suite – par exemple pour élever leurs enfants – sont toujours inactives au moment de l'enquête*. On admet qu'au delà de 40 ans, elles ne recommenceront pas à exercer une activité professionnelle. En revanche, en deçà, elles peuvent reprendre une activité après un retrait temporaire. Concrètement, dans chacune des quatre strates de niveau de formation, on a tiré au sort les femmes reprenant une activité. Les taux de reprise ont été calculés de façon à égaliser (après cette opération) les proportions par âge de femmes du groupe 2 ;

- *celles qui sont actives au moment de l'enquête*. Elles sont supposées le rester en permanence jusqu'au moment de prendre leur retraite. Cette hypothèse est clairement restrictive surtout pour les plus jeunes. On a bien observé dans le passé des comportements de retrait du marché du travail, en général liés à la naissance d'enfants, survenant alors plus tôt dans le cycle de vie que maintenant. On peut néanmoins penser que ceux-ci seront de moins en moins fréquents dans le futur. Le retard grandissant dans le calendrier des naissances, le chômage accru rendant plus aléatoire à la fois le revenu du conjoint

et un éventuel retour ultérieur sur le marché du travail, des divorces plus fréquents incitent au maintien en activité. Ce maintien est d'ailleurs encouragé par la facilité croissante avec laquelle on peut recourir au temps partiel ou trouver des modes de gardes d'enfants adaptées. L'hypothèse faite en est donc confortée.

Au total, le schéma de comportement adopté apparaît globalement comme séquentiel. Tout se passe comme si pendant la première phase de son cycle de vie, la jeune femme se posait la question de sa participation au marché du travail, puis en seconde partie de cycle de vie, s'interrogeait sur l'âge de sa prise de retraite.

TABLEAU 3

**Répartition des femmes conjointes de salarié selon leur trajectoire d'activité (en %)**

Age de fin d'études	Trajectoire professionnelle		
	Femmes n'ayant jamais travaillé	Femmes s'étant arrêtées de travailler à la date d'enquête	Femmes ne s'étant pas arrêtées de travailler à la date d'enquête
Niveau 1	29	25	46
Niveau 2	14	29	57
Niveau 3	8	25	67
Niveau 4	7	17	76
Ensemble	15	24	61

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE  
 Champ : femmes conjointes de salarié ou d'ancien salarié

Seules les femmes qui ont travaillé à un moment de leur vie se voyant imputer un profil de revenu, l'échantillon de référence est composé des femmes des deuxième et troisième groupes. Cependant, l'estimation des revenus et des durées d'activité s'effectue uniquement sur les femmes du troisième groupe, les seules pour lesquelles on dispose d'informations sur le salaire et pour lesquelles se pose le problème du choix de l'âge de départ à la retraite<sup>1</sup>. Il convient donc de corriger l'estimation d'un biais de sélectivité lié au fait que les salaires et durées d'activité sont latents pour les femmes du deuxième groupe. On admet que la sélection relève d'un modèle à choix discret, justiciable d'un modèle Probit. Le biais de sélectivité peut donc être corrigé, selon la méthode d'Heckman, par l'ajout d'un terme correctif (l'inverse du ratio de Mill) dans l'estimation des deux équations. Une fois de plus, l'hypothèse de normalité est essentielle pour que le modèle puisse être estimé sous une forme simple.

1. Comme pour les hommes, la détermination de la durée d'activité totale nécessite une élimination des tirages aberrants. Les effectifs concernés, plus importants que pour les hommes, restent néanmoins faibles.

### 2.1.6. Les résultats des équations de salaire et des modèles de carrière

Même si la spécification des modèles mis en œuvre répond davantage aux besoins de la construction du revenu permanent qu'aux impératifs d'une étude des salaires ou de l'activité *per se*, leur estimation fournit les résultats habituels (cf. annexe 2).

Au total, c'est l'ajustement des modèles de durée, surtout dans le cas des femmes, qui s'est révélé le plus difficile. La simulation des âges de prise de retraite, bien que relativement satisfaisante, conduit à des âges imputés un peu plus élevés que les âges observés pour les générations antérieures qui ont déjà pris leur retraite, en raison surtout de l'accroissement de l'âge de fin d'études (tableau 4), mais peut-être le modèle ne fait-il qu'anticiper sur les évolutions futures. Quant aux estimations de l'effet sur les ressources du passage à la retraite (notamment de celui des femmes), elles sont assez fragiles.

TABLEAU 4  
*Âges de fin d'activité simulés et observés*

Groupe d'âge de fin d'études	Age de fin d'activité			
	Observé		Simulé	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Niveau 1	55,0	55,6	56,4	57,8
Niveau 2	54,1	55,1	52,8	56,2
Niveau 3	54,4	52,4	58,7	55,3
Niveau 4	57,3	55,8	58,1	55,2
Ensemble	55,1	54,9	56,5	55,9

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE, après imputations.

Champ : Hommes : salariés ou ancien salariés n'ayant pas interrompu leur carrière pour un autre motif que la retraite ; Femmes : conjoint de salariés ou d'ancien salariés n'ayant pas interrompu leur carrière pour un autre motif que la retraite.

## 2.2. La détermination du revenu permanent et du capital humain du ménage

### 2.2.1. Méthode de calcul du revenu permanent et du capital humain de l'individu

Le revenu perçu l'année  $t$  par un individu d'âge  $a$  s'obtient en multipliant la composante structurelle des salaires correspondant au type de l'individu (son « volume de points » accumulé à ce stade de sa carrière) par  $s(t)$  (« valeur du point » prévalant à cette date) : les évolutions générales, qui avaient été neutralisées pour pouvoir estimer le profil de carrière sont donc réintroduites pour permettre la reconstitution des trajectoires suivies. Pour le passé,  $s(t)$  peut être assimilé à un indice de salaire réel qui mesure les progressions de pouvoir d'achat à structure constante. Pour leur part, faute d'information suffisante, KING et DICKS-MIREAUX avaient utilisé des évolutions de salaire moyen en considérant que la moitié des évolutions du salaire moyen était due à des causes structurelles, l'autre moitié à des relèvements indiciaires. En France, on ne dispose d'indices de salaire que depuis 1956, date de calcul du premier taux de salaire horaire ouvrier (TSH). Celui-ci a été

étendu à tous les salariés du secteur privé en 1986 (graphique 1). On a utilisé ces deux indices déflatés par l'indice des prix à la consommation pour imputer les hausses de pouvoir d'achat aux individus de l'enquête. Auparavant, on ne dispose comme KDM que des évolutions du salaire moyen. Or, on l'a vu, celles-ci incorporent l'influence de toutes les évolutions structurelles des caractéristiques de la population active, notamment la qualité de la main-d'œuvre. On a donc été conduit à corriger les évolutions des salaires moyens grâce à un indice appréhendant la progression de la qualité du travail. Il résulte de travaux de CARRÉ-DUBOIS-MALINVAUD [1982] sur l'analyse de la croissance française. Ceux-ci estiment que l'augmentation de la qualité de la population active (éducation, âge, sexe) conduit à une majoration « toutes choses égales par ailleurs » du salaire moyen de 0,35 % par an entre 1896 et 1929, et de 0,45 % par an entre 1929 et 1957.

Pour le futur, on ne dispose bien évidemment d'aucune information directe. Compte tenu des évolutions récentes et des prévisions actuellement élaborées, peu optimistes, on a admis un strict maintien du pouvoir d'achat. Il s'agit en effet d'un salaire net après cotisations sociales, pour lequel l'hypothèse de stabilité paraît cohérente avec une croissance modérée du PIB (financement des dépenses de santé, réduction des déficits publics...). On a procédé en outre à quatre variantes correspondant à des taux de croissance annuels de - 2 %, - 1 %, + 1 % et + 2 %.

Si l'on note  $R(a)$  le revenu perçu (en francs de 1991) par un individu d'âge  $a$ , son revenu permanent s'écrit :

$$RPER = \left( \sum_{a=A1}^{A2} \frac{R(a)}{\prod_{t=A1}^a (1 + \rho(t))} \right) / \left( \sum_{a=A1}^{A2} \frac{1}{\prod_{t=A1}^a (1 + \rho(t))} \right)$$

où le taux d'actualisation  $\rho(t)$  correspond au taux d'intérêt réel au cours de l'année pendant laquelle l'individu avait l'âge  $a$ . Dans l'étude, ce taux a été pris égal au rendement des placements à taux fixe, déflaté par l'indice des prix à la consommation (graphique 2). Au delà de 1991, le taux d'intérêt réel a été pris forfaitairement égal à 3 %. On admet généralement que cette valeur correspond à une tendance de moyen terme. Les bornes  $A1$  et  $A2$  correspondent aux âges d'installation et de décès. Ce dernier n'est pas connu. Il a été imputé à partir de taux de mortalité issus de tables de mortalité pour des populations analogues<sup>2</sup>. A noter que KDM ne faisaient pas de somme actualisée, mais considéraient que le revenu permanent était le revenu perçu à un âge standard, donc nettoyé de l'effet de carrière, mais additionné de l'effet de cohorte. Dans une optique intertemporelle, la présentation adoptée ici est sans doute meilleure, car elle prend en compte les conditions sur le marché financier, les effets de carrière et l'impact des hausses de pouvoir d'achat, sensibles notamment dans l'après-guerre.

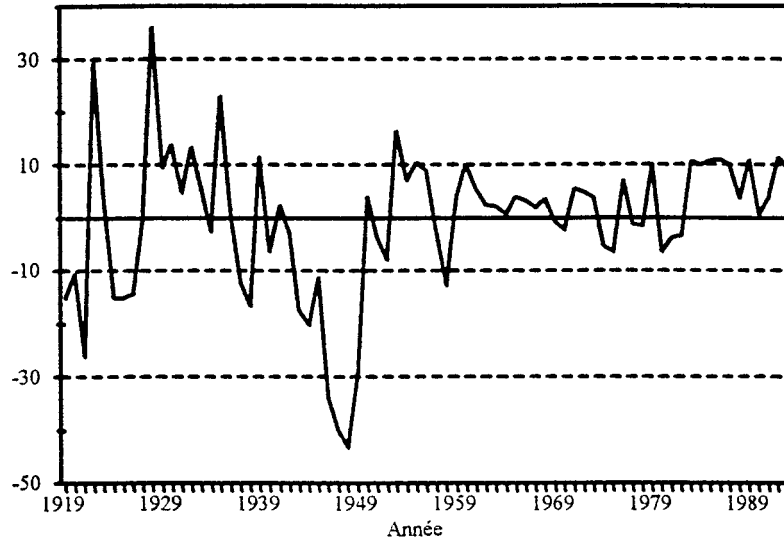
Contrairement au revenu permanent, qui est un flux (annuel) équivalent à la chronique des revenus, le capital humain est assimilable à un stock, correspondant à la valeur actualisée des revenus futurs. C'est en quelque sorte le capital financier qu'il faudrait donner au moment de l'enquête à un individu pour qu'il puisse, en vivant uniquement des rentes assurées par les revenus de

2. Les auteurs remercient J. ACCARDO pour leur avoir fourni le programme nécessaire à ces calculs.

GRAPHIQUE 2

**Taux d'intérêt réel 1919-1993**

Variation annuelle en %



son capital, s'assurer un flux de revenu pour le reste de son cycle de vie ayant la même valeur actualisée que le flux de ressources que doit lui rapporter son futur de travailleur. Il s'écrit :

$$HCAP(ag) = \sum_{a=ag}^{A2} \frac{R(a)}{\prod_{t=ag}^a (1 + \rho(t))}$$

où  $ag$  est l'âge de l'individu au moment de l'enquête.

**2.2.2. Le revenu permanent pour le ménage**

Chaque individu du ménage dispose d'un revenu permanent conforme aux définitions précédentes (voir annexe 3 pour le détail de la construction). Une femme qui devient veuve suite aux imputations d'âges de décès se voit attribuer, pendant toute sa période de veuvage, une reversion correspondant à la moitié de la retraite du conjoint. Il reste à achever la construction en agrégeant les revenus permanents et stocks de capital humain individuels au niveau du ménage. Pour réaliser cette agrégation, il faut effectuer des hypothèses quant à l'évolution de la configuration du ménage au cours du temps. Celles adoptées sont très frustes. On suppose que la structure de couple observée au moment de l'enquête est celle qui prévaut pour la totalité du cycle de vie et que, quel que soit le moment de la constitution du couple, l'individu apporte au ménage la totalité de son revenu permanent, même celui accumulé avant la mise en couple. Plus précisément, si, au moment de l'enquête, le ménage est constitué d'une femme seule ou d'une femme avec enfants, le ménage est éliminé du champ ; si c'est un homme seul, on considère qu'il a toujours été seul et qu'il le restera toujours (le revenu permanent

du ménage est celui de l'individu) ; si c'est un couple, son revenu permanent est la somme des revenus permanents des deux conjoints.

Une telle hypothèse de maintien en l'état de la structure du ménage est bien entendu réductrice. Elle joue cependant peu en ce qui concerne la détermination des trajectoires individuelles, les liens entre la carrière – professionnelle et salariale – et la situation familiale étant mal établis dans la littérature. Elle intervient davantage lorsque que l'on calcule le revenu permanent pour le ménage, l'agrégation des salaires individuels dépendant de la durabilité de la situation au moment de l'enquête. Ceci étant, elle paraît raisonnable en termes de représentation du futur pour le ménage, surtout s'il s'agit d'un couple. Contrairement au décès, qui est un événement certain même si la date en est aléatoire, un éventuel éclatement du ménage n'est probablement pas présent dans ses représentations du futur. De ce fait, supposer que le couple, dans ses arbitrages, se comporte comme si sa structure était pérenne, c'est-à-dire comme si son revenu permanent correspondait à la construction du modèle, n'est pas trop abusif.

TABLEAU 5

*Proportion des femmes conjointes de salarié ayant cessé de travailler, par âge*

	Proportion	Age d'arrêt moyen
30 ans ou moins	30 %	24 ans
31 à 39 ans	28 %	28 ans
40 à 49 ans	25 %	32 ans
50 à 59 ans	33 %	35 ans
60 à 69 ans	32 %	34 ans
70 ans et plus	30 %	32 ans
Ensemble	29 %	30 ans

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE

Champ : femmes conjointes de salarié ou d'ancien salarié ayant interrompu leur carrière pour un autre motif que la retraite

### 3. Inégalités de revenu permanent et de capital humain

#### 3.1. Caractéristiques du revenu permanent : dispersion et concentration

Le revenu permanent moyen s'élève à 122 000 F, alors que le revenu courant est en moyenne de 143 000 F. Alors qu'on s'attendrait à des revenus permanents nettement moins dispersés que les revenus courants (les différences dues au profil au cours du cycle de vie étant neutralisées), les deux dispersions sont de même ordre, à peine plus faible pour le revenu permanent (tableau 6). Certes les profils de revenu et de revenu permanent selon l'âge n'ont pas la même forme : à la courbe en cloche caractéristique du revenu courant, qui résulte de la superposition de l'effet d'âge et de génération,

TABLEAU 6

**Revenu (salaires et retraites), revenu permanent, patrimoine et capital humain selon l'âge**

Age	Revenu		Revenu permanent		Patrimoine net		Capital humain	
	Moyenne	D9/D1	Moyenne	D9/D1	Moyenne	D9/D1	Moyenne	D9/D1
Moins de 30 ans	125 000	3,4	139 000	3,2	160 000	45,9	3 678 000	3,8
30 à 39 ans	150 000	3,5	140 000	3,0	419 000	59,3	3 569 000	3,6
40 à 49 ans	170 000	4,5	133 000	3,9	728 000	52,2	3 177 000	4,4
50 à 59 ans	155 000	4,8	114 000	4,3	978 000	62,3	2 540 000	5,6
60 à 69 ans	118 000	3,9	94 000	3,4	995 000	36,4	1 674 000	5,8
70 ans et plus	111 000	4,0	81 000	3,4	920 000	41,6	1 060 000	8,0
Ensemble	143 000	4,1	122 000	3,9	671 000	68,8	2 813 000	6,4

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE, après imputations

Champ : ménages dont la personne de référence est un salarié ou un ancien salarié (avec ou sans conjoint)

succède un profil de revenu permanent croissant qui retrace uniquement l'effet de génération. Les générations récentes ont bénéficié tout au long de leur cycle de vie active des hausses de pouvoir d'achat attribuées au cours de la période précédant leur entrée dans la vie professionnelle, ce qui n'a pas été le cas des plus anciennes qui n'en ont bénéficié que progressivement. Mais ceci ne se traduit pas au niveau des indicateurs synthétiques de dispersion : les rapports interdéciles des deux distributions ont à peu près la même valeur, même si les caractéristiques des ménages qui sont au dessous du premier décile ou au dessus du dernier décile ne sont pas identiques. Ceci n'est guère surprenant : les profils de carrière ne sont accentués de façon notable que pour la fraction la plus qualifiée de la population ; leur prise en compte modifie un peu la répartition des salaires à l'intérieur de cette catégorie mais sans remettre en cause la hiérarchie globale des rémunérations. Même les salaires d'embauche, pour cette catégorie, sont plus élevés que les salaires de la majorité du reste de la population. Un indicateur de dispersion aussi peu sensible que le rapport interdécile ne saurait donc se modifier notablement. Il faut donc recourir à des indicateurs plus sensibles à ce qui se passe dans l'extrémité haute de la distribution, comme le sont les indicateurs de concentration, pour apprécier les différences entre inégalité des revenus courants et inégalité des revenus permanents.

Effectivement, la concentration du revenu permanent est un peu moindre que celle du revenu courant (tableau 7). La moitié des ménages la moins bien lotie se partage 28 % de la masse dans le premier cas et près de 30 % dans le second. Les 10 % les mieux dotés en revenus courants disposent de près de 15 % de leur masse totale ; cette valeur n'étant que de 12 % environ dans le cas des revenus permanents. Si l'on cumule maintenant les revenus permanents pour des ménages classés non plus par revenu permanent croissant mais en fonction des revenus courants croissants (pseudo-courbe de Lorenz), il demeure une forte progressivité, bien qu'un peu atténuée par rapport à la variable d'origine. La moitié la moins bien lotie en termes de revenu courant se partage 32 % de la masse des revenus permanents, le dernier décile à peine 15 %. Au total, le revenu permanent est un peu moins concentré que le revenu courant, mais un peu seulement en raison des effets de génération. Il existe cependant, comme on pouvait s'y attendre, une corrélation notable entre les deux variables.



TABLEAU 7

**Concentration du revenu et du revenu permanent**

Revenu	Décile	Revenu cumulé (%)	Revenu permanent cumulé (%)	Revenu permanent	Décile	Revenu permanent cumulé (%)
60 000	10	3,0	4,2	51 000	10	3,3
82 000	25	10,4	12,7	75 000	25	11,2
122 000	50	28,1	32,1	110 000	50	30,1
180 000	75	54,1	58,6	153 000	75	57,0
245 000	90	75,9	79,1	200 000	90	78,2
307 000	95	85,4	87,7	243 000	95	87,2

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE, après imputations

Champ : ménages dont la personne de référence est un salarié ou un ancien salarié (avec ou sans conjoint)

Les différentes variantes effectuées confortent l'importance du rôle de la génération par rapport à celui joué par l'âge : les hypothèses sur la croissance future du niveau général des salaires jouent notamment un rôle assez déterminant. Avec un taux de + 2 % l'an, le revenu permanent des moins de 30 ans passe de 139 000 F à 203 000 F. Si l'on admet - 2 % l'an, le même revenu permanent n'est que de 104 000 F. Dans un cas, on renouvelle quasiment la situation des trente glorieuses, dans l'autre, on efface une bonne partie de ses effets bénéfiques. Avec + 2 %, la concentration du revenu permanent s'accroît du fait de la plus grosse part détenue par les jeunes générations et redevient analogue à celle du revenu courant ; avec - 2 % l'an, elle diminue du fait du nivellement des différences intergénérationnelles. Les variantes à - 1 % et + 1 % conduisent à des situations intermédiaires.

### 3.2. Caractéristiques du capital humain

D'après l'estimation, le capital humain par ménage se monte à plus de 2 700 000 F, contre 670 000 F pour le patrimoine net<sup>3</sup> (tableau 6). Assez mécaniquement, les profils selon l'âge sont presque opposés. La détention de patrimoine matériel croît avec l'âge, ce qui est logique pour un stock accumulé au fil des ans ; celle de capital humain diminue, puisque la période d'espérance se réduit avec l'âge, ce qui est aussi logique pour un stock qui reste à percevoir.

En outre, la concentration du capital humain est beaucoup plus faible que celle du patrimoine. Ceci se comprend si l'on garde à l'esprit que le premier est du revenu sommé, le second de l'épargne accumulée : la concentration du capital humain est assez analogue à celle d'un revenu. Bien qu'on ne dispose pas de données sur la concentration de l'épargne une année donnée, on est fondé à penser qu'elle est plus élevée que celle du revenu et que l'épargne est un bien de luxe : les ménages aux revenus courants les plus bas épargnent peu, les plus aisés peuvent détourner de la consommation immédiate une fraction importante de leur revenu. Au total, sauf aux âges extrêmes, l'intervalle interdécile du capital humain est de l'ordre de 6, voisin de celui observé pour un revenu, soit 4, alors que le rapport dépasse la cinquantaine en ce qui concerne le patrimoine matériel.

3. Rappelons que les deux chiffres ne sont véritablement commensurables que sous des hypothèses très restrictives. De plus les valeurs obtenues reflètent le fait que l'endettement est soustrait, par une convention classique, du seul patrimoine matériel.

En termes de concentration, le constat est voisin : la moitié la moins bien lotie en termes de patrimoine détient environ 10 % de la masse (tableau 8) ; le dernier décile environ le tiers. Ces proportions sont de 24 % et 15 % en ce qui concerne le capital humain. En outre, les inégalités entre les deux quantités sont assez opposées. Ainsi, la moitié la moins bien lotie en termes de patrimoine détient environ 45 % de la masse du capital humain ; par contre, chaque décile de patrimoine renferme une proportion assez voisine de 10 % de la masse du capital humain <sup>4</sup>.

TABLEAU 8

**Concentration du patrimoine et du capital humain**

Patrimoine net	Décile	Patrimoine cumulé (%)	Capital humain cumulé (%)	Capital	Décile humain	Capital humain cumulé (%)
27 000	10	0,2	6,7	804 000	10	1,7
94 000	25	1,4	20,2	1 434 000	25	7,7
394 000	50	9,8	44,6	2 487 000	50	25,0
822 000	75	31,1	68,6	3 755 000	75	52,4
1 405 000	90	54,4	84,9	5 141 000	90	75,5
1 990 000	95	66,5	91,6	6 273 000	95	85,6

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE, après imputations.

Champ : ménages dont la personne de référence est un salarié ou un ancien salarié (avec ou sans conjoint)

Comme pour le revenu permanent, les résultats dépendent fortement des hypothèses sur la croissance future, qui conditionnent la position des générations entrantes par rapport aux plus anciennes, les statistiques de concentration étant moins perturbées que les moyennes selon l'âge.

## 4. Le revenu permanent et le comportement du consommateur

Le seul fait de se poser la question d'un lien entre le revenu permanent et la consommation ou le patrimoine accumulé suppose que ce revenu permanent est autre chose qu'une construction de statisticien désireux de fonder l'étude de l'inégalité sur une grandeur mieux adaptée que le revenu instantané, qu'il a une signification pour le ménage, que celui-ci est apte à le calculer et qu'il s'en sert pour ses arbitrages d'épargne. Que le ménage prenne en compte un horizon plus long que la seule année en cours est sans doute le cas général : mais cet horizon coïncide-t-il avec le cycle de vie, ou est-il plus long (ménages « dynastiques ») ou plus court (ménages « myopes »), le débat

4. La concentration que l'on obtiendrait pour les « atouts » – si on acceptait de donner un sens à la somme du patrimoine matériel et du capital humain – serait inférieure à celle observée pour le patrimoine matériel, de l'ordre de celle présentée par le revenu instantané (indice de Gini égal à 0,36 contre, respectivement 0,62 et 0,32).

reste ouvert. L'horizon pris en compte pour la présente construction ne correspond sans doute à celui réellement considéré que pour une fraction des ménages, dont il est difficile d'évaluer l'importance. Que les salariés aient l'idée d'un profil de carrière stable dans le temps, et qu'ils génèrent leurs anticipations de salaires futurs en appliquant aux revenus de leurs aînés de mêmes caractéristiques qu'eux une correction adaptée à l'évolution conjoncturelle, semble pouvoir fournir une schématisation acceptable des comportements réels de formation des anticipations, même si le processus peut paraître un peu trop sophistiqué pour pouvoir prétendre à l'universalité. L'hypothèse de travail que nous adoptons est toutefois certainement préférable à celle qui est usuellement retenue et qui conduit la plupart des auteurs à négliger le fait que l'économie n'est pas stationnaire, notamment que les plus âgés ont commencé leur carrière de façon modeste mais ont vécu une période de forte croissance de leur niveau de vie, configuration que leurs cadets ne devraient pas expérimenter. Dans le cadre d'une économie où les aléas ne sont pas négligeables, notre construction revient à postuler que les agents se déterminent sur la base de l'espérance des revenus futurs, espérance correspondant aux moyennes calculées dans le modèle, hypothèse assez fruste mais suffisante dans le cadre limité de cette analyse.

#### 4.1. Elasticité entre revenu permanent et consommation

Les premiers modèles de cycle de vie (Modigliani-Brumberg [1954]) supposaient, entre autres hypothèses, un monde certain, des marchés financiers parfaits et une absence de transmission entre générations. Sous ces hypothèses, le profil intertemporel de la consommation dépend de la somme actualisée des ressources au cours du cycle de vie – mais pas de leurs éventuelles variations selon l'âge –, et des caractéristiques dérivant de la fonction d'utilité, en particulier l'écart entre le degré d'impatience du consommateur et le taux d'intérêt réel. Si, comme fréquemment, on suppose la fonction d'utilité temporellement additive, l'utilité relative à chaque période étant constante et isoélastique, les préférences du consommateur sont homothétiques et, à chaque date, l'élasticité de la consommation par rapport au revenu permanent est unitaire. Si, de plus, le degré d'impatience est égal au facteur d'escompte –  $\delta = 1/1 + r$  –, la consommation est constante au cours du temps et ne dépend pas de l'âge. Soucieux de s'affranchir d'hypothèses pas trop contraignantes, de nombreux auteurs ont complexifié le modèle de base, en introduisant de l'incertitude, des imperfections de marché, ou encore des phénomènes d'habitude ou de lassitude. Une revue complète de la littérature sur ce sujet dépasse le cadre de cet article<sup>5</sup>. On peut néanmoins citer quelques résultats récents à la lumière desquels il peut être intéressant d'analyser les observations obtenues sur données françaises. Ainsi, par exemple, l'existence d'incertitude sur les revenus futurs entraîne un lissage seulement partiel de la consommation (DEATON [1992], BROWNING, LUSARDI [1996]). La présence de contraintes de liquidité altère elle aussi le modèle de base (ARRONDEL, MASSON [1996]). La notion même du revenu permanent, de somme actualisée des ressources sur le cycle de vie, pourrait en arriver à

---

5. Pour une mise en perspective récente sur ce thème, voir CARROLL [1996].

perdre toute pertinence en présence de telles imperfections (contraintes de liquidité ou aléas forts).

Il semble toutefois que ces imperfections, dont l'existence est manifeste, n'aient qu'une importance limitée : ainsi la population des ménages de salariés, compte tenu des prestations existant en France limitant les incidences pécuniaires du chômage de courte durée, ne semble pas face à un flux de revenus du travail fortement aléatoire ; nous ferons donc l'hypothèse que la notion de revenu permanent garde une certaine pertinence, ses avantages – en particulier la prise en compte de la non-stationnarité de l'économie – l'emportant nettement sur ses limitations. Les auteurs se bornant à raisonner sur coupe instantanée sans faire de correction de non-stationnarité négligent une cause importante d'hétérogénéité des comportements, ce qui nous semble susceptible de créer davantage de problèmes que le recours que nous effectuons à des hypothèses simplificatrices.

Aucune enquête française ne permet de calculer les imputations individuelles de revenu permanent de façon précise tout en disposant du montant de la consommation. Celle-ci n'est en effet mesurée que dans les enquêtes sur les budgets des ménages, qui ne fournissent pas les renseignements biographiques nécessaires à la construction du revenu permanent. Comme les deux enquêtes Budget et Actifs financiers ne sont pas réalisées auprès du même échantillon, il n'est pas possible de rapprocher les deux types d'informations au niveau microéconomique. Cette impossibilité n'est cependant pas rédhibitoire. Les deux enquêtes présentant de nombreuses variables en commun, on pourrait envisager d'utiliser une méthode reposant sur des moments estimés sur les deux coupes séparément. S'agissant cependant de données de consommation, collectées au moyen de carnets limités à quatorze jours, on préfère généralement travailler sur des strates, l'agrégation des relevés individuels réduisant le bruit. L'appariement des deux enquêtes sur des strates communes paraît donc la meilleure solution. Ce passage aux données agrégées limite néanmoins le nombre de variables explicatives que l'on peut mettre en œuvre dans les modèles économétriques : ainsi a-t-on dû se limiter aux seules variables strictement indispensables à l'analyse : âge et taille du ménage, d'une part, diplôme de l'autre. Les autres facteurs susceptibles d'expliquer des hétérogénéités de consommation ont été jugés de second ordre et à ce titre éliminés de cette analyse.

Qu'il faille introduire la taille du ménage dès lors que l'on travaille sur des grandeurs non ramenées par « unité de consommation » est une évidence ; l'introduction de l'âge répond, quant à elle au souci de rendre compte à la fois d'une éventuelle évolution des goûts et du choix de profils de consommation non constants au fil du temps. Afin de limiter le nombre de coefficients à estimer, ces deux facteurs ont été regroupés dans un unique code de cycle de vie. On souhaitait également un modèle qui garde un sens en l'absence de marché financier parfait, en particulier en présence de contraintes de liquidité. On sait que dans ce cas la consommation garde trace de la forme du profil de revenu instantané. Dans la représentation schématique de la réalité à laquelle on s'est référé pour construire l'indicateur de revenu permanent, on a fait l'hypothèse que les profils de rémunération reflétaient le niveau d'éducation : plus le ménage est éduqué, plus son profil de carrière apparaît pentu, en régime stationnaire, plus le revenu courant s'éloigne du revenu permanent. Afin de rester cohérent avec cette représentation, on a donc introduit le niveau de diplôme dans l'analyse de la consommation : un fort effet du diplôme pourrait ainsi révéler l'existence de contraintes de liquidité.

Deux types d'élasticité de la consommation ont été mesurés au moyen de modèles de type log-log : celle relative au revenu permanent tel qu'il a été construit dans les sections précédentes, et celle correspondant au seul revenu d'activité courante ou d'activité différée (retraite) <sup>6</sup>. Au total, l'élasticité entre consommation et revenu est plus forte pour le revenu permanent (tableau 9). De l'ordre de 0,7, elle demeure cependant significativement inférieure à un, contredisant les hypothèses d'homogénéité. Parmi les explications envisageables théoriquement, il nous semble que celle qui repose essentiellement sur le jeu de contraintes de liquidité empêchant le ménage de réaliser l'optimisation de sa consommation sur le cycle de vie n'est pas la plus vraisemblable, puisque l'existence d'un haut diplôme, et donc d'un profil de revenu d'activité accusé, ne joue pas de rôle significatif. Il est plus probable que l'on observe l'effet de l'existence d'autres raisons de détention d'épargne que le seul motif de transaction sur le cycle de vie, raisons dont l'importance croîtrait avec le revenu et qui se concrétiseraient une fois les besoins de base satisfaits. Que la

TABLEAU 9

**Relations entre le logarithme de la consommation et le logarithme des différents types de revenu**

	Revenu permanent		Revenu d'activité	
	Coef	Student	Coef	Student
Constante	3,44	6,0	4,86	9,1
<b>Age de la PR et taille du ménage</b>				
Moins de 30 ans, 1 à 2 personnes	Réf.		Réf.	
Moins de 30 ans, plus de 2 personnes	0,13	2,1	0,10	1,5
De 30 à 39 ans, 1 à 3 personnes	0,08	1,6	-0,04	-0,7
De 30 à 39 ans, plus de 3 personnes	0,21	4,3	0,11	2,1
De 40 à 49 ans, 1 à 3 personnes	0,14	2,7	-0,08	-1,4
De 40 à 49 ans, plus de 3 personnes	0,42	8,2	0,23	4,0
De 50 à 59 ans, 1 à 3 personnes	0,26	5,0	-0,00	-0,1
De 50 à 59 ans, plus de 3 personnes	0,63	9,3	0,39	5,3
De 60 à 69 ans	0,25	4,9	0,02	0,4
70 ans et plus	0,11	2,0	-0,19	-3,2
<b>Diplôme de la PR</b>				
Pas de diplôme	Réf.		Réf.	
CEP	0,01	0,3	0,03	0,9
CAP,BEP	-0,04	-1,1	-0,01	-0,2
BEPC	0,02	0,5	0,06	1,3
BAC	0,03	0,7	0,09	1,7
Supérieur au BAC	0,03	0,5	0,13	2,1
log(Revenu)	0,70	14,0	0,58	12,2
Ecart-type du résidu	0,83		0,89	

Source : enquêtes sur les budgets familiaux 1989 et sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE.

Champ : ménages dont la personne de référence est un salarié ou un ancien salarié (avec ou sans conjoint)

6. L'élasticité par rapport au revenu courant incluant les revenus de transferts, notamment les allocations familiales, a été calculée ; elle n'a pas été présentée ici car le revenu total a l'inconvénient d'inclure les revenus du patrimoine, partiellement endogènes.

volonté de léguer du patrimoine à ses descendants puisse apparaître comme un motif légitime à des ménages qui disposent du nécessaire est tout à fait vraisemblable ; il en va sans doute de même du besoin de disposer d'une épargne de précaution, les plus aisés étant seuls à même de détourner des sommes importantes de la consommation immédiate afin de se prémunir efficacement contre les aléas portant sur les revenus futurs, et notamment les retraites.

Les effets de l'âge apparaissent bien différents selon que l'on rapporte la consommation aux revenus courants ou au revenu permanent : en particulier, dans cette seconde approche, les consommateurs les plus âgés n'ont plus une dépense très en retrait par rapport à celle des autres ménages. Sans doute leur revenu permanent est-il très inférieur à leur revenu courant, du fait des fortes revalorisations de l'après-guerre dont ils n'ont pu profiter que tardivement. Néanmoins les effets d'âge ne disparaissent pas complètement lorsqu'on introduit le lissage des revenus sur cycle de vie : la consommation semble maximale au milieu du cycle de vie. L'effet de la taille du ménage est conforme à ce que l'on attend.

Le recours au revenu permanent plutôt qu'au revenu instantané dans l'analyse de la consommation améliore légèrement la qualité de l'estimation, puisque l'écart type de la régression diminue de 0,89 à 0,83 : les conséquences de la non-stationnarité de l'économie sur la consommation ne sauraient être négligées <sup>7</sup>.

Un résultat encourageant est la faible sensibilité de l'élasticité par rapport aux différentes variantes sur le niveau de vie futur, bien que celles-ci modifient la distribution des revenus permanents. Alors que les coefficients relatifs à la position dans le cycle de vie paraissent assez instables, l'élasticité de la consommation par rapport au revenu permanent demeure dans un intervalle entre 0,68 et 0,70.

## 4.2. Elasticité entre revenu permanent et patrimoine

Dans ce registre, l'approche est encore plus difficile, du moins tant que l'on reste dans l'optique du modèle de cycle de vie : pour s'assurer une consommation constante, le consommateur « cycle de vie » est amené à accumuler du patrimoine selon une trajectoire qui reflète les profils temporels de revenus, et ce même dans le cadre du modèle le plus simple. Ainsi le classique profil « en cloche » du patrimoine sur cycle de vie a-t-il besoin, pour apparaître, d'hypothèses supplémentaires sur la nature des profils de revenus instantanés. Une valeur unitaire de l'élasticité du patrimoine par rapport au revenu permanent, et ce pour chaque âge, a pu néanmoins être présentée comme un indice de validité de l'approche en termes de cycle de vie, une élasticité significativement différente de 1 traduisant tant l'impact des imperfections de marché que la présence d'autres motifs d'accumulation (voir MASSON [1988] et l'annexe 4 pour une discussion approfondie). Ainsi on considère habituellement les legs intergénérationnels comme un bien de luxe : le patrimoine augmenterait alors plus

---

7. Si la différence est faible, c'est sans doute parce que l'usage du revenu permanent ne conduit pas à faire intervenir de nouvelles dimensions explicatives, mais revient seulement à introduire une forme particulière bien précise d'interaction entre les dimensions âge, niveau d'études, etc. qui, dans le modèle avec le revenu instantané, sont prises en compte d'une façon plus sommaire.

vite que le revenu permanent. Les modèles de « buffer-stock » les plus récents (CAROLL [1996]) semblent indiquer, quant à eux, que les consommateurs cherchent à maintenir constant un ratio entre patrimoine et revenu, ce dernier n'étant ni le revenu instantané ni le revenu permanent calculé sur l'ensemble du cycle de vie, mais un revenu débarrassé de sa composante aléatoire par lissage sur une période relativement courte. Le patrimoine n'est plus seulement l'instrument transactionnel permettant d'ajuster chronique de revenu et profil de consommation ; il a aussi (et surtout ?) un rôle de matelas protecteur contre l'aléa. Le ménage a donc un comportement spécifique d'accumulation de patrimoine ; il détermine ses choix en cherchant à atteindre deux buts concurrents, à savoir maintenir un niveau satisfaisant de sa consommation et de son patrimoine, qui ont tous deux leur utilité. Ces modèles pourraient fournir une base théorique plus solide au lien observé empiriquement entre ces deux grandeurs somme toute assez différentes que sont le flux de revenu et le stock de patrimoine.

Pour estimer l'élasticité entre patrimoine et revenu permanent – soit l'augmentation relative de patrimoine consécutive à un accroissement de 1 % du revenu permanent –, on a introduit dans une régression les principales variables responsables des disparités de patrimoine. L'équation économétrique de patrimoine net obtenue est tout à fait comparable à celle proposée dans d'autres pays (tableau 10) <sup>8</sup>. En fait, nous avons réalisé quatre ajustements distincts, sur les quatre sous-populations définies supra en fonction du niveau relatif de fin d'études : ces strates ayant été définies de façon à regrouper les ménages selon la forme du profil de revenus et l'accumulation patrimoniale dépendant de ce profil, cette démarche nous a semblé la plus cohérente. L'élasticité du patrimoine au revenu permanent dépend assez peu de ce niveau relatif de fin d'études : elle semble toutefois très légèrement supérieure aux deux extrémités de la hiérarchie ainsi constituée. Mais, quel que soit le niveau d'études, le patrimoine croît toujours plus vite que le revenu permanent – le coefficient est toujours supérieur à 1 – : il apparaît donc comme un bien de luxe par rapport au revenu permanent, mais sans excès, ce qui confirme le diagnostic établi au vu de la consommation.

Le même exercice, conduit à partir du revenu courant, donne des résultats moins satisfaisants. Le patrimoine croît bien avec le revenu courant, mais l'élasticité présente, avec le niveau d'études, des variations peu interprétables : non significativement différente de 1 pour les niveaux 1, 2 et 4, elle n'est que de 0,8 pour le niveau 3. Enfin, la qualité de l'ajustement est au moins aussi bonne quand on recourt au revenu permanent ( $R^2 = 0,38, 0,41, 0,47$  et  $0,47$  respectivement pour les divers niveaux relatifs d'études classés par ordre croissant) que lorsqu'on étudie le lien entre le patrimoine et le revenu instantané ( $R^2 = 0,33, 0,41, 0,45$ , et  $0,46$  respectivement), mais la différence est ténue.

---

8. Le patrimoine net est ici le patrimoine brut auquel on a retranché le capital restant dû. Certains auteurs préfèrent soit adopter d'autres conventions, notamment celle qui conduit à retirer la somme actualisée des remboursements réels futurs, soit conserver le patrimoine brut dans l'ajustement (MASSON, ARRONDEL [1989]). La définition retenue exclut néanmoins du patrimoine les droits à la retraite, difficiles à évaluer, mais dont on sait qu'ils représentent un montant à peu près équivalent à celui du patrimoine tel qu'il est ici défini (Revenu et Patrimoine des ménages [1996], FELDSTEIN [1974]). Cette option, non dénuée de sens pour un pays comme la France où les pensions de retraite sont régies par un régime par répartition, amoindrit toutefois la comparabilité entre nos résultats et ceux obtenus pour d'autres pays.

TABLEAU 10

*Estimation des patrimoines nets selon l'âge relatif de fin d'études*

Variable	Niveau 1		Niveau 2		Niveau 3		Niveau 4	
	b	student	b	student	b	student	b	student
<b>Constante</b>	- 8,37	- 6,1	- 7,61	- 5,6	- 6,16	- 4,4	- 6,42	- 5,3
<b>Logarithme revenu permanent</b>	1,68	14,3	1,4	12,9	1,43	12,1	1,47	15,3
<b>Age</b>								
Moins de 30 ans	0,13	1,5	0,09	2,9	0,04	1,7	0,08	2,2
30 à 40 ans	0,02	0,7	0,08	5,4	0,14	9,8	0,13	8,6
40 à 50 ans	0,09	5,3	0,04	2,1	0,05	3,3	0,05	3,4
50 à 60 ans	0,02	0,8	0,08	3,6	0,01	0,4	0,03	2,1
60 à 70 ans	0,04	2,0	- 0,01	- 0,3	0,03	1,1	0,04	2,3
70 à 80 ans	0,04	1,6	0,02	0,7	- 0,07	- 1,7	- 0,04	- 1,8
80 ans et plus	- 0,07	- 2,0	- 0,10	- 1,0	0,08	1,4	0,05	1,2
<b>Type de commune d'habitat</b>								
Commune rurale	1,06	4,1	2,29	5,1	0,63	3,8	0,04	0,3
U.U. moins 20 000 h	0,71	2,7	2,20	4,9	0,24	1,4	0,05	0,4
U.U. de 20 à 100 000 h	0,20	0,7	2,02	4,5	0,25	1,5	- 0,03	- 0,4
U.U. plus 100 000 h (hors Paris)	0,17	0,6	1,70	3,8	0,26	1,6	- 0,13	- 1,2
Agglomération parisienne	0,24	0,9	1,71	3,8	0,12	0,7	0,08	0,7
Ville de Paris	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
<b>Type de ménage</b>								
Personne seule	0,18	1,0	0,06	0,4	0,18	1,1	0,25	2,0
Couple « simple »(*)	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
Veuf « simple » sans incid. patrim.	- 0,48	- 1,8	0,16	0,4	0,38	1,0	0,07	0,3
Veuf « simple » avec incid. patrim	- 0,99	- 0,5			- 2,12	- 3,4		
Veuf « complexe » sans inc. patr.	0,23	0,4	- 2,82	- 1,3	- 0,94	- 0,5	- 0,66	- 1,3
Veuf « complexe » avec inc. patr.	1,27	0,6					0,72	0,6
Divorcé sans incid. patrim.	- 0,65	- 2,6	- 0,15	- 0,8	0,03	0,2	- 0,24	- 1,4
Divorcé avec incid. patrim.	- 0,82	- 2,3	- 0,93	- 2,8	0,01	0,0	0,02	0,08
Couple complexe.	- 0,22	- 1,9	- 0,01	- 0,1	- 0,25	- 2,4	- 0,26	- 2,6
<b>Niveau social du ménage (prof. act. ou anc. prof. si inactif)</b>								
Cadre	0,11	0,4	0,89	4,5	0,42	2,2	0,57	1,6
Prof. interm.	0,32	2,0	0,72	5,5	0,43	2,8	0,45	1,3
Employé	0,06	0,4	0,59	4,6	0,22	1,4	0,49	1,4
OQ	0,08	0,7	0,43	4,4	0,20	1,4	0,33	0,9
ONQ	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref	ref
<b>Ecart type du résidu R2</b>	1,41		1,29		1,14		1,09	
<b>Nombre d'observations</b>	0,38		0,41		0,47		0,47	
	903		1280		1115		1386	

Précisions sur les variables :

(\*) simple = une seule mise en couple

complexe = plusieurs mises en couple ou enfants de plusieurs lits

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE

Lecture : un blanc correspond à une modalité absente du fichier ; ref désigne la modalité de référence. L'âge est introduit sous une forme linéaire par morceaux, 30 ans étant pris comme référence : le coefficient s'interprète directement comme l'effet sur le logarithme du vieillissement d'un an.

Champ : ménages dont la personne de référence est un salarié ou un ancien salarié (avec ou sans conjoint)



Ceci n'est guère surprenant dans la mesure où, conditionnellement aux variables explicatives, l'information contenue dans le revenu permanent n'est guère différente de celle contenue dans le revenu courant, si ce n'est par l'apport des éléments macroéconomiques sur la croissance et les taux d'intérêt. C'est bien en termes d'élasticité avec le patrimoine que l'approche fondée sur le revenu permanent est plus satisfaisante.

## 5. Conclusion

---

Au total, la construction du revenu permanent améliore les approches traditionnelles de l'inégalité en fournissant un ordre de grandeur de l'erreur commise en se limitant à la considération des revenus instantanés et contribue à éclairer les comportements d'affectation du revenu entre consommation et épargne. L'importance de la non-stationnarité de l'économie relativise les analyses traditionnelles en coupe instantanée, et même si la construction proposée ne peut prétendre résoudre tous les problèmes (en particulier détermination de la période de lissage pertinente et du mode de réaction face à l'aléa, prise en compte des imperfections du marché financier...), elle suffit à prouver le bien-fondé d'une approche restituant aux phénomènes historiques leur véritable importance et prenant en compte certains comportements prospectifs du consommateur.

### **L'enquête sur les Actifs financiers de 1992, le champ et la mesure des revenus**

#### **La source**

L'enquête **Actifs financiers** a été réalisée au cours du dernier trimestre 1991 et du premier trimestre 1992. 9 530 ménages y ont répondu. Elle fournit une description détaillée du patrimoine (montant et structure) ainsi que des renseignements sur la carrière professionnelle de la personne de référence et de son (éventuel) conjoint. Les transferts intergénérationnels sont étudiés, pour chacune des lignées présentes dans le ménage. Les revenus sont abordés sous deux angles complémentaires : une question en « tranches » permet d'évaluer le montant global de ressources dont dispose le ménage, qu'il s'agisse de revenus d'activité, de transferts ou de revenus du capital ; les revenus d'activité (directs ou « dérivés » – retraites, allocations de chômage –) font l'objet d'une collecte complémentaire plus précise, individu par individu.

#### **Le champ**

Réaliser concrètement la restriction de champ aux milieux de salariés pose de multiples problèmes. Même au niveau d'un individu, le partage entre indépendants et salariés est en partie conventionnel : si l'on peut assimiler les salariés chefs de leur entreprise aux indépendants, ceci est plus problématique quand il s'agit d'une femme salariée de son conjoint ou d'un jeune salarié de ses ascendants ; de plus, certains indépendants exercent simultanément une activité salariée, sans que l'on sache toujours ce qui les a conduit à déclarer l'une de ces activités plutôt que l'autre comme principale. Ces difficultés, qui surgissent même si l'on ne considère que la seule année courante, sont amplifiées dès lors que l'on s'intéresse à toute l'étendue des trajectoires professionnelles. Ainsi, parmi les hommes en situation de personne de référence d'un ménage, 17 % ont mêlé des trajectoires d'indépendants avec des trajectoires de salariés. Ce pourcentage atteint 21 % si l'on se restreint aux plus de soixante ans, qui ont dans leur majorité terminé ou presque leur carrière professionnelle. Il s'agit là principalement d'indépendants qui ont débuté leur parcours professionnel par quelques années de salariat. La transposition au niveau du ménage crée de nouveaux problèmes, lorsque l'un des conjoints est indépendant et que l'autre est salarié. Partant de la constatation que dans un couple l'apporteur de ressources principal est en général l'homme, les choix adoptés ne sont pas totalement symétriques.

En résumé, les ménages dont la personne de référence est une femme ont été éliminés du champ de l'étude, qu'il s'agisse de femmes célibataires seules ou avec enfants, ou de veuves. Parmi les ménages dont la personne de référence est un homme, seuls ont été inclus dans le champ ceux dont la personne de référence est ou a été principalement salariée. Ont ainsi été éliminés ceux qui, au moment de l'enquête, exercent une activité professionnelle à titre d'indépendant (ou de salarié chef de leur entreprise) ainsi que les quelques cas d'hommes se déclarant salariés, mais qui disposent l'année d'enquête de revenus d'indépendants plus élevés que leurs salaires. Pour les retraités, seuls ceux

qui se déclarent « anciens salariés » et non « retirés des affaires » ont été conservés. L'échantillon retenu n'est donc pas constitué uniquement de salariés qui ont toujours et exclusivement été salariés ; il contient aussi quelques individus qui ont pu connaître des phases professionnelles en tant qu'indépendant. Aucune sélection supplémentaire n'a été faite sur la base de l'activité du conjoint. De ce fait, un revenu permanent sera imputé pour toutes les femmes conjointes d'un salarié : pour la minorité d'entre elles (4 % qui exercent, ou ont exercé à un moment donné, un métier d'indépendants, on a fait l'hypothèse que leurs carrières étaient analogues à celles des femmes salariées du champ et que les bénéficiaires perçus étaient assimilables à des salaires.

La sélection de champ réalisée fait toutefois surgir une difficulté. Du fait que le critère de sélection, loin d'être un critère permanent, se révèle au fur et à mesure de l'avancée de la carrière, les estimations relatives aux âges élevés se font sur un échantillon où la sélection pertinente a pu être complètement réalisée, alors que celles relatives aux âges jeunes se font sur un échantillon plus vaste. Ce dernier regroupe avec les salariés promis à une carrière permanente de salariés ceux qui sont appelés à passer ultérieurement indépendants et dont peut-être les salaires et les trajectoires sont spécifiques. Le biais, si tant est qu'il existe, ne devrait toutefois toucher que les moins de trente-cinq ans, l'essentiel des changements de statut étant réalisé avant cet âge. En effet, 50 % des passages salariés-indépendants se font, chez les hommes, avant 31 ans, et 75 % avant 38 ans.

### **Les revenus**

Les salaires analysés dans l'article diffèrent légèrement des salaires collectés. Divers traitements ont dû être effectués pour prendre en compte les cas qui s'éloignaient le plus du régime le plus régulier d'un salarié travaillant 39 heures pendant 12 mois, même s'il était exclu d'aboutir à de véritables taux de salaire horaires. Ainsi, lorsque les salaires perçus correspondent à moins de douze mois d'activité, l'extension en année pleine a été réalisée sur la base d'une simple règle de trois, l'idée étant que le régime normal sur l'ensemble de la carrière est l'activité permanente et que les écarts observés une année donnée sont exceptionnels.

Corrélativement, les revenus dérivés indirectement de l'activité professionnelle (allocations de chômage ou retraites), qui seraient présents la même année, ne seront pas considérés afin d'éviter des doubles comptes.

Lorsque l'individu est à temps partiel l'année d'enquête, on a supposé, à l'inverse, que cela révélait une caractéristique permanente de la trajectoire observée : le salaire effectivement perçu n'a pas été redressé pour correspondre à une activité à plein temps, aucun comportement de choix entre travail à temps plein et travail à temps partiel n'a été modélisé. La variable « être à temps partiel au moment de l'enquête » n'a pas non plus été introduite dans le modèle : son effet potentiel se retrouvera donc dans l'aléa ou mêlé à l'effet d'autres variables. Un même niveau de « salaire » observé pourra correspondre à des configurations très différentes du couple « taux de salaire horaire » – « nombre d'heures travaillées ». Ceci est particulièrement gênant pour l'étude des carrières féminines où le temps partiel est assez répandu et peut expliquer pour une part la moindre qualité des équations ajustées pour les femmes.

### Les résultats des équations de salaire et des modèles de carrière

#### Arrêt d'activité féminine

Les déterminants traditionnellement retenus apparaissent avec le signe attendu (tableau 2.1).

Plus l'âge de fin d'études est élevé, moins les arrêts sont fréquents. Un nombre d'enfants supérieur à deux décourage fortement l'activité<sup>9</sup> mais aussi l'arrêt pour celles qui travaillent. A âge de fin d'études homogène, le diplôme joue un rôle d'éviction chez les plus éduquées. Il faut peut-être y voir l'influence du revenu du mari, variable non introduite dans le modèle et dont on sait qu'elle joue un rôle négatif certain sur la décision d'activité, de par un effet direct lié à la décroissance de l'utilité marginale du revenu ainsi qu'en raison d'une moindre rentabilité du travail féminin causée par la progressivité de l'impôt (BOURGUIGNON [1986]) : par homogamie sociale, les plus diplômées vivent avec des conjoints eux-mêmes dotés d'un capital humain élevé, disposant donc de revenus plus importants.

Les effets des variables d'opinion introduites sont plus inédits : ainsi, lorsque le ménage auquel elle appartient approuve le fait de dépenser son argent sur ses vieux jours plutôt que de le laisser en héritage, ou le fait d'effectuer des legs aux enfants de son vivant, la femme la plus éduquée a plus de chances de s'arrêter.

Le statut professionnel de la période d'activité antérieure joue un rôle clair. Lorsque la femme a été fonctionnaire et surtout enseignante, la probabilité d'arrêt est plus élevée. En revanche, la filière tertiaire conduit les femmes à s'arrêter moins fréquemment que la filière secondaire (sauf pour les femmes de niveau 4).

#### Durée d'activité

Chez les hommes, l'effet de génération semble jouer dans le sens d'une réduction des durées d'activité pour les générations les plus récentes, sans doute en raison de l'allongement des études (tableau 2.2a). Mais l'estimation, fragile compte tenu du faible nombre de départs pour ces catégories, est assez sensible à la spécification du modèle. On dénote aussi un léger effet négatif pour les individus ayant entre 61 et 65 ans<sup>10</sup>. La profession du père joue assez peu, et de façon inégale suivant les niveaux de formation. Le fait d'avoir connu des interruptions longues, surtout dues à des problèmes de santé, raccourcit un peu les durées, sans que les effets soient les mêmes pour les quatre catégories.

---

9. Il s'agit du nombre total d'enfants au moment de l'enquête, incluant ceux qui vivent hors du domicile ; ceci ne donne donc qu'une image tronquée, pour les femmes les plus jeunes, de la descendance finale qui serait sans doute la variable la plus pertinente. Dans le modèle d'imputation, le nombre d'enfants, de même que le statut matrimonial, sont ceux observés au moment de l'enquête ; ils seront considérés comme fixés pour le restant du cycle de vie.

10. On pourrait penser que ce résultat provient des évolutions dans l'âge légal de la retraite ou de la mode récente des préretraites ; cette explication n'est pas la bonne puisque, testé, l'effet de génération s'est révélé non significatif.

TABLEAU 2.1

**Arrêt d'activité féminine (motif autre que la retraite) selon le niveau de formation**

Variable	Niveau 1		Niveau 2		Niveau 3		Niveau 4	
	b	student	b	student	b	student	b	student
Constante	1,34	6,0	0,80	4,1	0,46	2,0	-0,59	-1,7
<b>Descendance</b>								
0 enfant	réf.		réf.		réf.		réf.	
1 enfant	-0,38	-1,9	-0,13	-0,8	-0,17	-1,1	-0,18	-1,0
2 enfants	-0,38	-1,9	-0,25	-1,6	-0,24	-1,6	-0,40	-2,3
3 enfants ou plus	-0,80	-4,2	-0,64	-4,0	-0,72	-4,6	-0,79	-4,5
<b>Diplôme</b>								
Pas de diplôme	-0,20	-2,0	-0,02	-0,2	0,17	0,8	1,16	2,9
CEP	réf.		réf.		réf.		réf.	
CAP-BEP (gen seul)	0,02	0,1	-0,06	-0,4	0,24	1,4	-0,02	-0,0
CAP-BEP (autres)	0,08	0,4	0,12	0,9	0,24	1,3	0,66	1,9
BEPC (gen seul)	0,52	1,8	0,12	0,9	0,32	1,6	1,35	3,8
BEPC (autres)	*	*	0,34	1,9	0,40	2,3	0,84	2,4
Bac technique	*	*	-0,05	-0,2	0,52	2,3	1,27	3,4
Bac général	*	*	*	*	0,43	2,4	1,23	3,9
1er cycle	*	*	*	*	0,71	2,6	1,16	3,8
2ème cycle	*	*	*	*	*	*	1,40	4,3
3ème cycle	*	*	*	*	*	*	1,54	3,3
<b>Opinions</b>								
Dépenses (a)	-0,08	-0,8	-0,14	-1,5	0,16	1,3	0,44	3,5
Privations (b)	-0,40	-2,6	-0,31	-2,1	0,77	2,8	-0,67	-3,6
Legs vivants (c)	-0,04	-0,4	0,13	1,5	0,08	0,8	0,32	2,7
<b>Statut</b>								
Fonction publique	0,34	2,2	0,28	2,4	0,26	2,3	0,67	4,7
Enseignement	*	*	*	*	0,85	2,0	0,68	4,2
Administratif	-0,62	-6,0	-0,25	-2,8	-0,71	-5,8	0,14	0,7
Production	réf.		réf.		réf.		réf.	
Indépendante	0,14	0,5	-0,12	-0,6	0,09	0,2	0,07	0,3
Taille échantillon	609		1 136		1 079		1 125	
- 2 Log vraisemblance	975,5		1 490,6		1 082,8		790,0	

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE

Lecture : une \* indique un regroupement de la modalité avec la modalité précédente

Champ : femmes conjointes de salarié ou d'ancien salarié ayant exercé une activité au moins à un moment de leur cycle de vie

(a) Le ménage approuve que les parents dépensent l'argent qu'ils possèdent sur leurs vieux jours, au détriment de l'héritage qu'ils peuvent laisser à leurs enfants

(b) Le ménage approuve que les parents âgés se privent de loisirs pour laisser un héritage plus important à leurs enfants

(c) Le ménage trouve préférable que la transmission se fasse du vivant des parents

Enfin, les variables d'opinion n'ont qu'un rôle limité : au niveau 4, l'approbation des dépenses sur les vieux jours au détriment de l'héritage va de pair avec des durées plus longues. L'orientation professionnelle a été retirée de l'estimation car elle n'est significative pour aucune catégorie.

Chez les femmes, l'effet de génération (encore plus délicat à estimer, c'est pourquoi certaines catégories ont été regroupées) joue plutôt en sens inverse (tableau 2.2b). Il semble que les nouvelles générations prennent leur retraite de façon moins précoce lorsqu'elles en ont la possibilité. La profession du père est généralement non significative. Comme pour les hommes, l'orienta-

TABLEAU 2.2a  
*Durée d'activité masculine*

Variable	Niveau 1		Niveau 2		Niveau 3		Niveau 4	
	b	student	b	student	b	student	b	student
Constante	3,88	94,1	3,87	87,8	3,85	66,2	3,86	68,9
Age								
45 ans ou moins	-0,24	-5,7	-0,35	-8,3	-0,38	-7,5	-0,49	-10,6
46 à 50 ans	0,04	0,8	0,25	1,8	0,30	1,9	-0,21	-3,2
51 à 55 ans	-0,04	-1,0	0,05	0,5	0,05	0,9	0,12	1,3
56 à 60 ans	réf.		réf.		réf.		réf.	
61 à 65 ans	-0,13	-3,1	-0,11	-2,9	-0,09	-1,9	-0,16	-3,5
Plus de 65 ans	-0,05	-1,4	-0,08	-2,2	-0,06	-1,4	-0,13	-3,5
Profession du père								
Agriculteur	0,01	0,2	-0,03	-0,8	-0,05	-0,7	-0,11	-1,8
Indépendant	-0,01	-0,2	0,01	0,2	-0,13	-2,5	-0,16	-3,1
Prof. libérale	-0,19	-3,8	0,07	1,1	-0,00	-0,03	-0,02	-0,3
Cadre	*	*	*	*	*	*	-0,09	-1,9
Prof. interm.	*	*	*	*	-0,15	-2,6	-0,14	-2,8
Employé	-0,14	-3,7	-0,02	-0,3	-0,04	-0,8	-0,11	-2,4
OQ	-0,00	-0,1	0,04	1,0	-0,05	-1,0	-0,07	-1,3
ONQ	réf.		réf.		réf.		réf.	
Autres	0,01	0,4	-0,17	-3,6	-0,18	-2,5	-0,05	-0,7
Arrêts								
Longs arrêts chômage	0,06	1,8	0,03	0,7	-0,11	-2,2	-0,01	-0,1
Longs arrêts maladie	-0,16	-6,4	-0,07	-2,1	-0,12	-2,6	0,02	0,4
Courts arrêts chômage	-0,02	-0,9	-0,02	-0,7	-0,06	-1,3	0,05	1,1
Opinions								
Dépenses	0,00	0,0	0,00	0,0	0,04	1,3	0,06	2,1
Privations	0,01	0,4	-0,03	-0,8	0,10	1,6	-0,02	-0,6
Legs vivants	0,02	0,9	-0,01	-0,5	0,01	0,4	0,01	0,5
Ecart-type du résidu	0,27	32,0	0,30	29,1	0,25	18,7	0,27	25,0
Taille échantillon	1 072		1 343		1 154		1 451	
- 2 Log vraisemblance	550,9		520,9		179,5		311,6	
Test de Shapiro-Wilk(a)	0,946		0,942		0,953		0,966	

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE  
Lecture : une \* indique un regroupement de la modalité avec la modalité précédente  
Champ : hommes salariés ou anciens salariés personnes de référence d'un ménage  
(a) calculé sur la partie non censurée de l'échantillon, après omission des points aberrants

tion professionnelle n'est pas significative, sauf pour les femmes de niveau 1 salariées de l'État ou des collectivités locales, qui ont des durées d'activité plus courtes. Le ratio de Mill, obtenu à partir du modèle probit précédent, est significativement différent de 0 sauf pour les femmes de niveau 1, confirmant l'existence d'un biais de sélectivité pour toutes à l'exception des moins riches en capital humain : les femmes devenues inactives par choix auraient eu des durées d'activité plus courtes que leurs consœurs de même profil socio-démographique.

Des tests de normalité des résidus ont été conduits sur la partie non censurée de l'échantillon, seule à même de permettre un calcul effectif. Les points aberrants (une vingtaine par sous-population) ont été retirés, les tests étant très sensibles à leur présence. Au total, la distribution des résidus paraît « raison-

TABLEAU 2.2b  
*Durée d'activité féminine*

Variable	Niveau 1		Niveau 2		Niveau 3		Niveau 4	
	b	student	b	student	b	student	b	student
Constante	4,01	27,7	4,61	19,8	3,96	20,4	3,70	18,4
Age								
50 ans ou moins	0,56	4,7	0,44	3,1	0,32	2,3	0,10	1,0
51 à 55 ans	0,18	1,8	-0,14	-0,9	0,27	2,2	0,23	1,7
56 à 60 ans	réf.		réf.		réf.		réf.	
61 à 65 ans	-0,12	-1,0	-0,44	-3,8	0,14	1,0	-0,21	-2,1
Plus de 65 ans	-0,16	-1,8	-0,43	-3,6	-0,14	-1,0	-0,10	-1,2
Profession du père								
Agriculteur	0,04	0,5	0,12	0,9	0,30	1,4	0,35	2,2
Indépendant	0,01	0,1	0,09	0,6	-0,11	-0,9	0,20	1,6
Prof. libérale	0,07	0,3	0,07	0,4	0,71	1,2	0,20	0,9
Cadre	*	*	*	*	*	*	0,21	1,5
Prof. interm.	*	*	*	*	-0,35	-2,2	0,07	0,6
Employé	0,05	0,3	-0,14	-1,0	0,07	0,6	0,21	1,6
OQ	0,01	0,2	-0,14	-1,2	0,11	0,9	0,15	1,2
ONQ	réf.		réf.		réf.		réf.	
Autres	0,03	0,3	0,25	1,5	0,36	1,8	0,22	1,5
Arrêts								
Longs arrêts chômage	-0,20	-2,2	0,05	0,4	-0,17	-1,2	0,07	0,5
Longs arrêts maladie	0,10	1,1	0,12	0,9	0,23	2,1	-0,15	-1,5
Courts arrêts chômage	-0,18	-1,9	-0,15	-1,2	-0,13	-1,4	0,13	-1,1
Opinions								
Dépenses	-0,05	-0,8	0,05	0,5	0,02	0,2	0,05	0,6
Privations	0,18	1,7	0,37	2,2	0,11	0,7	0,40	2,4
Legs vivants	-0,05	-0,8	-0,09	-1,0	-0,07	-0,8	0,05	0,7
Statut								
Fonction publique	-0,26	-2,8	-0,10	-0,9	-0,15	-1,6	0,01	0,1
Enseignement	*	*	*	*	-0,16	-0,7	-0,12	-1,2
Administratif	-0,14	-1,6	-0,08	-0,7	0,28	1,5	0,19	1,5
Production	réf.		réf.		réf.		réf.	
Indépendante	0,04	0,3	0,32	1,6	0,52	1,0	0,44	1,0
Inverse du ratio de Mill	-0,19	-1,0	-1,05	-3,4	-0,63	-2,8	-0,49	-2,9
Ecart-type du résidu	0,43	19,2	0,63	19,8	0,41	13,3	0,39	15,1
Taille échantillon								
	390		726		770		900	
- 2 Log vraisemblance	334,6		529,6		192,7		212,8	
Test de Shapiro-Wilk(a)	0,972		0,946		0,958		0,977	

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE

Lecture : une \* indique un regroupement de la modalité avec la modalité précédente

Champ : femmes conjointes de salarié ou d'ancien salarié en activité ou ayant cessé de travailler pour prendre leur retraite (et pour cette seule raison).

(a) calculé sur la partie non censurée de l'échantillon, après omission des points aberrants

nablement » normale, avec des statistiques de SHAPIRO-WILK voisines de un. Sur des droites de HENRY, la distribution est visuellement normale. On a également étudié l'hypothèse d'homoscédasticité en utilisant un procédé classique consistant à régresser les carrés des résidus sur les variables explicatives. Les tests de significativité de FISHER sont assez bons chez les femmes (inférieurs à 3), un peu moins favorables chez les hommes et notamment les hommes peu

diplômés. Ceci provient de sous-populations particulières, et notamment des hommes ayant pris leur retraite jeunes, vers 50 ans. Si on les retire de l'ajustement, les statistiques de FISHER redeviennent bonnes, confortant l'hypothèse d'homoscédasticité sur l'essentiel de l'échantillon

### **Les salaires**

A nouveau les résultats principaux sont cohérents avec ceux des études antérieures : ainsi le profil de carrière est-il plus marqué chez les hommes que chez les femmes (tableaux 2.3a et 2.3b) ; visible jusqu'à 40 ans pour les catégories les plus qualifiées (niveaux 2 à 4 pour les hommes, niveau 4 chez les femmes), il est non significatif au delà. Pour les catégories masculines les moins qualifiées et la plupart des femmes, le revenu est plat au cours du cycle de vie.

Chez les hommes, le passage à la retraite conduit à une perte de revenu de 25 à 40 % selon les catégories (plus la qualification est forte, plus la baisse relative est élevée). La situation est plus confuse chez les femmes. Les moins qualifiées ont des décotes analogues à celles des hommes. L'effet est moindre chez les plus qualifiées, ce qui est à rapprocher du fait qu'elles ont un profil de carrière plus plat que les hommes.

Les autres variables jouent dans le sens attendu. Chez les hommes, on soulignera l'effet très important du diplôme et le fait bien connu par ailleurs que, toutes choses égales, les salaires sont les plus hauts dans la partie du secteur privé tournée vers la production. Les arrêts vont de pair avec des salaires plus bas, surtout quand ils ont le chômage pour origine, ce qui est cohérent avec deux types d'explications : un effet de sélection (les moins performants ayant de plus basses rémunérations et se trouvant plus souvent sans emploi) ou les conséquences d'une diminution du salaire de réserve consécutive au passage par le chômage. La profession du père joue un rôle net pour les niveaux élevés d'éducation : les fils d'ouvrier ou d'agriculteur se distinguent par des salaires plus bas, alors qu'à l'opposé les fils d'indépendant ou de membre d'une profession libérale se détachent positivement

Chez les femmes, l'effet du diplôme est de même nature que pour les hommes, à peine moins régulier. Par contre, l'effet du statut semble très différent d'un niveau d'éducation à l'autre et assez peu interprétable. Il en va de même pour l'effet de la profession du père : les déterminants de la réussite salariale des filles semblent moins aisés à cerner que ceux qui régissent les carrières masculines. Les arrêts dus au chômage (mais pas ceux dus à la maladie), comme pour les hommes, vont de pair avec des salaires plus bas. On observe en outre chez les femmes un biais de sélectivité négatif, qui signifie que les femmes qui se sont arrêtées de travailler ont, toutes choses égales d'ailleurs, un salaire latent plus bas que celles qui sont restées en activité (sauf pour le niveau 3).

Des tests de normalités ont été conduits comme pour les modèles de durée, mais cette fois sur la totalité de l'échantillon. A nouveau, ils sont assez difficilement utilisables sur des gros échantillons, car on sait qu'ils ont tendance à rejeter les hypothèses nulles. Les résultats sont assez voisins de ceux des modèles de durée, et concluent à une distribution assez peu éloignée de la normalité. Pour sa part, l'hétéroscédasticité paraît encore moindre que dans les modèles de durée. Au total, les hypothèses sur les résidus nécessaires à la construction paraissent plutôt validées par les résultats.



TABLEAU 2.3a  
*Revenus masculins*

Variable	Niveau 1		Niveau 2		Niveau 3		Niveau 4	
	b	student	b	student	b	student	b	student
Constante	11,62	230,2	11,63	215,8	11,64	194,8	11,72	127,7
Age								
Moins de 30 ans			0,02	2,5	0,02	2,7	0,05	5,0
30 à 40 ans			0,01	2,4	0,03	6,8	0,04	8,8
Retraite	- 0,39	- 6,4	- 0,28	- 3,9	- 0,39	- 4 8	- 0,59	- 8,6
Diplome								
Pas de diplôme	- 0,14	- 4 6	- 0,13	- 4 0	- 0,13	- 2,2		
CEP	réf.		réf.		réf.		réf.	
CAP-BEP (gen seul)	0,03	0,6	0,07	1,8	0,06	1,2	0,07	0,7
CAP-BEP (autres)	0,08	1,8	0,15	4,1	0,06	1,2	0,09	1,0
BEPC (gen seul)	0,21	1,1	0,20	4,1	0,02	0,4	0,17	1,8
BEPC (autres)	*	*	0,11	2,1	0,09	1,6	0,23	2,1
Bac technique	*	*	0,21	2,7	0,21	3,5	0,27	3,2
Bac général	*	*	*	*	0,13	2,2	0,23	2,9
1er cycle	*	*	*	*	0,42	6,3	0,40	5,1
2ème cycle	*	*	*	*	*	*	0,56	7,1
3ème cycle	*	*	*	*	*	*	0,86	10,8
Profession du père								
Agriculteur	- 0,05	- 1,4	- 0,08	- 2,1	0,01	0,2	0,07	1,2
Indépendant	- 0,06	- 1,2	0,04	0,9	0,12	2,5	0,24	4,5
Prof. libérale	- 0,26	- 3,9	- 0,02	- 0,5	0,09	1,4	0,23	2,6
Cadre	*	*	*	*	*	*	0,15	3,1
Prof. interm.	*	*	*	*	0,14	3,4	0,11	2,2
Employé	- 0,05	- 1,1	0,05	1,1	0,12	3,2	0,16	3,4
OQ	- 0,06	- 1,6	- 0,01	- 0,3	0,03	0,8	0,02	0,5
ONQ	réf.		réf.		réf.		réf.	
Autres	- 0,01	- 0,2	- 0,08	- 1,7	0,09	1,5	0,13	1,9
Evolution								
Plus qualifié régulier	0,04	1,1	- 0,00	- 0,1	0,01	0,5	0,05	1,9
Plus qualifié ponctuel	réf.		réf.		réf.		réf.	
Plus qualifié hauts et bas	- 0,12	- 1,4	- 0,10	- 1,7	- 0,10	- 1,4	- 0,15	- 2,0
Aussi qualifié	- 0,23	- 5,7	- 0,21	- 5,9	- 0,17	- 4,4	- 0,20	- 5,1
Moins qualifié	- 0,26	- 3,5	- 0,31	- 5,7	- 0,10	- 1,7	- 0,38	- 5,0
N.S.P.	- 0,11	- 2,5	- 0,13	- 3,0	- 0,34	- 7,3	- 0,33	- 7,2
Arrets								
Longs arrêts chômage	- 0,15	- 4,1	- 0,23	- 6,9	- 0,16	- 4,4	- 0,15	- 3,2
Longs arrêts maladie	- 0,09	- 2,3	- 0,17	- 4,2	- 0,05	- 0,9	- 0,05	- 0,7
Courts arrêts chômage	- 0,07	- 2,1	- 0,03	- 1,0	- 0,08	- 2,7	- 0,00	- 0,1
Statut								
Fonction publique	- 0,12	- 2,1	- 0,11	- 2,4	- 0,08	- 2,1	- 0,25	- 6,6
Enseignement	*	*	*	*	*	*	- 0,23	- 5,5
Administratif	- 0,16	- 3,9	- 0,21	- 6,3	- 0,09	- 3,2	- 0,05	- 1,8
Production	réf.		réf.		réf.		réf.	
Taille échantillon	1 072		1 343		1 154		1 451	
R2	0,23		0,30		0,33		0,41	
Test de Shapiro-Wilk(a)	0,982		0,983		0,977		0,984	

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE

Lecture : une \* indique un regroupement de la modalité avec la modalité précédente

Champ : hommes salariés ou anciens salariés personnes de référence d'un ménage

(a) après omission des points aberrants

TABLEAU 2.3b  
*Revenus féminins*

Variable	Niveau 1		Niveau 2		Niveau 3		Niveau 4	
	b	stud	b	stud	b	stud	b	stud
Constante	10,82	70,5	11,66	93,8	10,91	86,7	10,25	42,7
Age								
Moins de 30 ans							0,03	2,2
30 à 40 ans							0,02	3,0
Retraite	- 0,48	- 3,6	- 0,58	- 5,6	- 0,24	- 2,0	- 0,16	- 1,3
Diplôme								
Pas de diplôme	0,08	1,0	- 0,16	- 2,8	0,18	2,0	0,81	3,6
CEP	réf.		réf.		réf.		réf.	
CAP-BEP (gen seul)	0,46	2,6	0,07	0,8	0,33	3,7	1,32	5,5
CAP-BEP (autres)	0,32	2,3	0,11	1,4	0,25	2,7	1,04	5,1
BEPC (gen seul)	0,11	0,7	0,20	2,6	0,24	2,5	0,90	4,3
BEPC (autres)	*	*	0,02	0,2	0,16	1,7	1,17	5,5
Bac technique	*	*	0,34	2,5	0,37	3,5	1,02	4,7
Bac général	*	*	*	*	0,47	5,2	1,09	5,4
1er cycle	*	*	*	*	0,55	4,9	1,36	6,8
2ème cycle	*	*	*	*	*	*	1,35	6,6
3ème cycle	*	*	*	*	*	*	1,79	7,8
Profession du père								
Agriculteur	0,22	2,3	- 0,08	- 1,1	- 0,03	- 0,4	0,17	2,0
Indépendant	0,08	0,4	- 0,20	- 2,6	- 0,03	- 0,5	0,11	1,4
Prof. libérale	0,51	2,5	- 0,10	- 1,1	- 0,05	- 0,6	- 0,08	- 0,5
Cadre	*	*	*	*	*	*	0,13	1,7
Prof. interm.	*	*	*	*	0,19	2,6	0,16	2,3
Employé	- 0,36	- 2,2	- 0,10	- 1,2	0,17	2,8	0,12	1,6
OQ	0,12	1,3	- 0,07	- 1,1	0,07	1,4	0,13	1,6
ONQ	réf.		réf.		réf.		réf.	
Autres	0,20	1,6	- 0,16	- 1,6	0,00	0,0	- 0,09	- 0,9
Evolution								
Plus qualifié régulier	0,16	1,5	0,01	0,2	0,04	0,7	0,10	2,2
Plus qualifié ponctuel	réf.		réf.		réf.		réf.	
Plus qualifié hauts et bas	0,23	0,9	0,09	0,6	- 0,35	- 2,5	- 0,10	- 0,7
Aussi qualifié	- 0,33	- 3,7	- 0,45	- 7,5	- 0,26	- 5,4	- 0,04	- 0,9
Moins qualifié	- 0,16	- 0,9	- 0,62	- 7,3	- 0,56	- 7,4	- 0,36	- 3,7
N.S.P.	- 0,18	- 1,3	- 0,21	- 1,8	- 0,27	- 2,9	- 0,48	- 5,4
Arrêts								
Longs arrêts chômage	0,02	0,2	- 0,17	- 2,8	- 0,13	- 2,3	- 0,08	- 1,2
Longs arrêts maladie	0,13	1,2	- 0,10	- 1,2	- 0,09	- 1,4	- 0,01	- 0,1
Courts arrêts chômage	- 0,16	- 1,6	- 0,00	- 0,0	- 0,10	- 2,4	- 0,14	- 2,6
Statut								
Fonction publique	0,23	2,5	- 0,08	- 1,4	0,09	2,2	- 0,02	- 0,3
Enseignement	*	*	*	*	0,21	2,0	0,02	0,3
Administratif	0,60	5,7	0,01	0,2	0,08	1,0	0,07	1,0
Production	réf.		réf.		réf.		réf.	
Indépendante	- 0,44	- 1,8	- 0,15	- 0,8	0,12	0,3	0,26	0,9
Inverse du-ratio de Mill	- 0,66	- 2,7	- 0,69	- 3,8	0,00	0,0	- 0,33	- 2,4
Taille échantillon	35		72		770		900	
R2	0,33		0,37		0,32		0,33	
Test de Shapiro-Wilk(a)	0,958		0,969		0,976		0,975	

Source : enquête sur les actifs financiers 1991-1992, INSEE

Champ : femmes conjointes de salarié ou d'ancien salarié en activité ou ayant cessé de travailler pour prendre leur retraite (et pour cette seule raison)

(a) après omission des points aberrants

## La réalisation concrète de l'imputation de revenu permanent

Dans chacune des huit strates, on obtient la composante structurelle du salaire pour les individus d'âge  $a$  et d'un certain type  $X_i$ , soit  $c(a) + X_i b + q_i$ , à partir de l'ajustement de l'équation sur les revenus salariaux de 1992 pour le type considéré et de l'imputation de la part permanente du résidu de l'estimation de l'équation de salaire considérée comme effet fixe individuel<sup>11</sup>. Les salaires trop bas pour correspondre à des ressources permanentes ont été redressés ; on a imputé, en leur lieu et place, l'espérance de salaire obtenue dans le modèle, à condition que celle-ci ne soit pas excessive. Cette imputation a été réalisée chaque fois que l'application directe de la méthode conduisait à un salaire annuel inférieur à 30 000 F pour les hommes et à 20 000 F pour les femmes : en définitive moins de 2 % des individus ont fait l'objet d'une telle imputation.

On a considéré que l'âge de début de vie active (A1) était le maximum de 20 ans et de l'âge de fin d'études. Pour la plupart des individus les moins diplômés l'âge est de 20 ans. Nombreux sont ceux qui, à cet âge, garçons ou filles, ont déjà travaillé : 50 % des individus du champ, toutes générations confondues ont commencé à travailler à 18 ans ou avant ; 25 % ont commencé à 16 ans ou avant, 75 % à 21 ans ou avant. Mais ces débuts précoces se font souvent avec des emplois particuliers (salarié d'un parent, « petits boulots », apprentissage, travail à temps partiel en parallèle avec les études), dont la rémunération sert d'appoint au budget du ménage parental, et que les intéressés eux-mêmes ne comptent pas toujours quand on les interroge sur la durée de leur vie active. On a considéré que ces formes d'emploi ne traduisaient pas une insertion profonde et durable dans le monde actif, insertion qui arrivait plus tard avec la fin du service militaire, le départ du foyer parental et la fondation d'un nouveau ménage par le mariage. Reste que dans certains cas, cette troncature peut paraître excessive, surtout pour les générations plus anciennes, qui ont vécu leur jeunesse alors que l'âge de fin d'études obligatoires était de 14 ans. Mais la solution alternative, à savoir utiliser les âges de début d'activité tels que déclarés à l'enquête, nous aurait amenés à estimer un profil de salaire commençant de façon très précoce : or les données de l'enquête ne permettent pas une mesure fiable des revenus pour ces très jeunes travailleurs, en particulier à cause d'effectifs faibles et de manque de renseignements sur la durée effective correspondant aux salaires déclarés. Pour les individus plus diplômés, début de vie active et fin d'études coïncident, ce qui néglige l'éventuel écart de l'ordre d'une année observé lorsque le service national est effectué à ce moment charnière. L'âge de fin de perception d'un revenu (A2) correspond à l'âge de décès, qui résulte de l'imputation évoquée supra.

Pour toutes les années intermédiaires, reste à déterminer si l'individu est actif, inactif ou retraité, à appliquer la valeur de la composante intrinsèque correspondant à son cas, puis la valeur de  $s(t)$  pertinente. Pour les hommes, la reconstitution de la carrière, c'est à dire la construction des valeurs des reve-

11. On n'introduit pas d'indice relatif à la strate afin de ne pas alourdir les notations.

nus pour toutes les valeurs de l'âge  $a$  (dit « âge courant »), avant prise en compte des hausses générales, s'effectue à partir du revenu actuel lissé des aléas de court terme (c'est-à-dire du revenu observé auquel on a enlevé environ un tiers du résidu observé, égal d'ailleurs à  $c(ag) + X_i b + q_i$  où  $ag$  désigne l'âge actuel), du profil théorique de carrière  $c(a)$ , où  $a$  désigne l'âge courant, et de l'impact du passage à la retraite. L'âge de ce dernier a été imputé compte tenu de l'estimation du modèle de durée.

Pour les femmes, la construction est plus complexe : elle se doit d'être conforme à l'hypothèse de non reprise pour les femmes ayant cessé leur activité, et utiliser au maximum l'information disponible dans l'enquête. Pour les femmes actives, travaillant au moment de l'enquête, et pour les retraitées ayant eu une carrière ininterrompue, on procède comme pour les hommes. Les femmes qui n'ont jamais travaillé se voient imputer un revenu nul à chaque date. Enfin, pour les femmes ayant travaillé, mais inactives au moment de l'enquête, on procède de la manière suivante : au cours de leur période d'activité (de l'âge de fin d'études à l'âge de cessation observé dans l'enquête et après leur reprise d'activité le cas échéant), on leur impute le revenu des femmes actives corrigé du biais de sélectivité. En ce qui concerne les retraites, deux cas sont à considérer. Les femmes qui perçoivent effectivement une retraite au moment de l'enquête sont censées l'avoir perçue à partir de l'âge de 60 ans si elles ont plus de 60 ans, à partir de l'année même de l'enquête sinon ; pour celles qui ne perçoivent pas (encore) de retraite, on leur attribue une retraite à partir de 60 ans si elles ont moins de soixante ans au moment de l'enquête, à partir de l'année 1993 sinon. Son montant est fondé sur les valeurs observées pour les retraites effectivement perçues par les personnes ayant été actives en permanence jusqu'à leur passage à la retraite (avec prise en compte du biais de sélectivité) mais corrigé au prorata de leur durée de cotisation.

Les hypothèses sur la reprise d'activité et l'intégration des reversions chez les veuves n'influent que marginalement sur les résultats. C'est aussi le cas des conventions sur le partage du résidu de l'équation de salaire entre partie permanente et partie purement aléatoire. Ne retenir, comme KDM, que la moitié du résidu conduit à des résultats très voisins.

### Elasticité entre patrimoine et revenu permanent, une approche alternative

L'approche suivie dans l'article a été choisie pour des raisons de cohérence avec l'équation de consommation. Elle s'écarte d'autres modèles comme celui que MASSON et ARRONDEL [1989] avaient adopté pour analyser les liens entre le patrimoine et le revenu permanent à partir des données de l'enquête Actifs Financiers 1986 ou celui que LOLLIVIER et VERGER [1996] avaient spécifié pour décrire les disparités de patrimoine.

Nous allons ici tester deux « équations de patrimoine » comme si le revenu permanent était une variable observée et non une variable construite et si on n'avait aucun souci de mener une analyse conjointe du patrimoine et de la consommation.

Dans leur article, MASSON et ARRONDEL soulignent les raisons d'un possible écart à l'unité de l'élasticité du patrimoine au revenu permanent à l'âge donné, proposent divers tests dont ils indiquent la faisabilité à partir de données d'enquête en coupe instantanée et fournissent une estimation de la dite élasticité.

Dans un modèle où capital humain et offre de travail sont exogènes, où l'environnement est certain, où les marchés financiers sont parfaits et où les transmissions patrimoniales sont absentes, où il n'y a pas d'utilité directe à la détention d'un patrimoine, lorsque les fonctions d'utilité sont temporellement séparables, homothétiques – et donc avec des utilités instantanées isoélastiques –, à échéancier de ressources donné, il y a proportionnalité entre le patrimoine et le revenu permanent. Des versions plus complètes prennent en compte l'incertitude des ressources et de la durée de vie, les imperfections du marché du capital, rendent endogène l'offre de travail et admettent l'existence d'un motif de transmission.

Les choix de consommation dépendent alors de l'échéancier des ressources et de la composition en capital humain et non humain. L'aléa sur la durée de vie atténue la décroissance du patrimoine en fin de cycle de vie ; les « legs de précaution » ont un montant *a priori* proportionnel à l'âge donné au revenu permanent mais qui augmente avec l'aversion pour le risque et la probabilité de survie et qui diminue avec la couverture retraite et le nombre d'enfants. Le montant des legs volontaires, lui, augmente avec le nombre d'enfants et aurait une élasticité par rapport au revenu permanent supérieure à 1. Ce n'est que sur cette forme de transferts que le statut social envisagé pour les enfants et les changements dans la fiscalité de l'héritage auraient une influence. On s'attend donc à observer divers effets sur une « équation de patrimoine ». Le profil « en cloche » du patrimoine selon l'âge serait plus ou moins accusé selon l'importance du motif de précaution, la croissance du patrimoine à l'âge élevé pouvant indiquer qu'un puissant motif de transmission est à l'œuvre. Le rapport entre le montant de patrimoine et le revenu permanent doit croître avec ce dernier s'il y a un fort motif de transmission, à cause de l'effet des réceptions patrimoniales et des imperfections du marché du capital qui avantagent les plus riches, alors que des effets de substitution entre offre de travail et loisirs, entre capital humain et non humain pourraient créer une tendance inverse. Un effet

positif de la taille de la descendance serait un indice que le motif de transmission domine le motif de précaution, ainsi que l'effet dépresseur des coûts d'éducation sur l'épargne.

Un test global de la validité de la théorie du cycle de vie serait fourni par un niveau élevé de la part de la concentration des fortunes expliquée par l'âge et le revenu permanent. Deux modèles alternatifs peuvent mieux s'adapter à certains segments de la population : un modèle myope, d'une part, caractérisant les comportements de ménages trop contraints, incapables de se projeter dans le futur, et un modèle dynastique, d'autre part, où les transferts intergénérationnels de fortune et de capital humain ainsi que les relations familiales joueraient le premier rôle. L'équation de patrimoine proposée par MASSON et ARRONDEL est de la forme :

$$\log \left( \frac{A}{yp} \right) = c_0 + f(a) + g(yp) + c_1 * h + c_2 * hv + c_3 * Enf + c_4 * Z + \varepsilon$$

où  $A$  désigne le stock de patrimoine brut accumulé,  $f(a)$  est une fonction de l'âge linéaire par morceaux (sauf pour l'intervalle 60-75 ans où elle est quadratique),  $g(yp)$  une fonction linéaire par morceaux du revenu permanent (trois intervalles étant délimités par (« moyenne moins écart type » et « moyenne plus écart type »), où  $h$  désigne une indicatrice de l'existence d'une réception patrimoniale (héritage ou donation), et  $hv$  l'existence de transferts versés.  $Enf$  correspond au nombre d'enfants du ménage (qu'ils soient encore ou non au foyer parental) et  $Z$  un ensemble de variables muettes se rapportant à d'autres caractéristiques socio-démographiques, en l'occurrence le fait que la personne de référence du ménage soit à la retraite, que le conjoint soit actif et que le ménage détienne de l'assurance-vie. L'équation est estimée sur l'ensemble des couples dont la personne de référence est salariée (active ou retraitée)<sup>12</sup>. Un des mérites de cette forme, basée sur l'étude du rapport  $A/yp$ , est d'apporter un début de réponse à divers problèmes techniques, hétéroscédasticité des résidus dus à la forte concentration, biais créé à âge élevé par la mortalité différentielle... Cette forme réduit sans doute les effets de génération, les cohortes récentes ayant certes un plus fort patrimoine mais aussi un revenu permanent élevé, et peut-être aussi l'influence des points aberrants. Enfin, elle permet de lire directement au travers de l'effet de  $g(yp)$  l'existence d'un éventuel écart à l'élasticité unitaire. On a donc adopté ici la même forme.

Comme MASSON-ARRONDEL, on observe un rapport du patrimoine au revenu permanent particulièrement élevé pour les ménages jeunes, sans qu'il y ait pour autant décroissance aux âges élevés (tableau 4.1). Les trois coefficients relatifs au revenu permanent ont des ordres de grandeur comparables, d'abord positif puis négatifs. La valeur de ces coefficients semble toutefois assez sensible à la spécification du modèle. Le rapport étudié garde trace des héritages reçus, mais n'est pas minoré par les donations versées ; bien au contraire le coefficient associé est plutôt positif : avoir donné est associé à une accumula-

---

12. Une variante est estimée sur une population tronquée, par élimination des ménages aux patrimoines bas, sous prétexte qu'ils pourraient davantage relever d'un comportement myope. Une telle variante n'a pas été reprise ici, car les bas patrimoines peuvent être expliqués autrement, que ce soit par l'occurrence de « catastrophes » ou plus simplement par des erreurs de mesure.

TABLEAU 4.1

**Equation de patrimoine selon le modèle MASSON-ARRONDEL (1989)**

	Rapport du patrimoine net au revenu permanent <sup>13</sup>	
	Coef	Student
Constante	- 3,95	- 8,5
<b>Age de la PR</b>		
Age1 = $d1*(a - 15) + 15*(d2 + d3 + d4 + d5 + d6)$	0,13	6,3
Age2 = $d2*(a - 30) + 10 + (d3 + d4 + d5 + d6)$	0,08	10,4
Age3 = $d3*(a - 40) + 10 + (d4 + d5 + d6)$	0,04	4,8
Age4 = $d4*(a - 50) + 10 + (d5 + d6)$	0,06	5,1
Age5 = $d5*(a - 60) + 15 + d6$	0,03	0,8
Age6 = $d2*(a - 60)^2 + 225*d6$	- 0,00	- 0,4
Age7 = $d6$	0,08	0,3
<b>Revenu permanent</b>		
YP1 (en millions de F)	26,1	3,9
YP2 (en millions de F)	- 22,2	- 3,3
YP3 (en millions de F)	- 4,0	- 5,0
<b>Nombre d'enfants</b>		
0	Ref	Ref
1 ou 2	0,14	2,1
3 à 5	0,19	2,6
Six et plus	- 0 03	- 0,3
<b>Héritage reçu</b>		
Comprenant de l'immobilier	0,47	10,7
Ne comprenant pas d'immobilier	0,22	4,4
Aucune réception	Ref	Ref
<b>Donation versée</b>		
comprenant de l'immobilier	0,35	2,6
ne comprenant pas d'immobilier	0,01	0,1
Aucun versement	Ref	Ref
<b>Femme active</b>	0,10	2,4
<b>Retraité</b>	- 0,18	- 1,6
<b>Assurance-vie</b>	0,10	275
<b>R2</b>	0,29	
<b>Nombre d'observation</b>	4 267	

Construction des variables :

$$d1 = 1 \text{ si } a < 30 \quad d2 = 1 \text{ si } 30 \leq a < 40$$

$$d3 = 1 \text{ si } 40 \leq a < 50 \quad d4 = 1 \text{ si } 50 \leq a < 60$$

$$d5 = 1 \text{ si } 60 \leq a < 75 \quad d6 = 1 \text{ si } a \geq 75$$

YP1 = Yp

YP2 = Yp - 54 236 (ou 0 si Yp &lt; 54 236)

YP3 = Yp - 189 246 (ou 0 si Yp &lt; 189 246)

Source : Enquête Actifs financiers 1992

Champ : Ensemble des couples « salariés »

13. Les analyses ont été conduites à la fois sur les patrimoines bruts et les patrimoines nets (qui n'étaient pas disponibles pour 1986). On a choisi de présenter ici les patrimoines nets, même si la comparabilité avec MASSON et ARRONDEL en est amoindrie. Les écarts de coefficients sont toutefois très limités.

tion patrimoniale intense, laissant augurer de l'existence d'un comportement dynastique. Le fait d'être à la retraite réduit la valeur du rapport patrimoine sur revenu permanent, alors que l'existence d'une assurance-vie joue en sens inverse. Avoir une femme active augmente l'intensité de l'accumulation, contrairement à ce que trouvaient MASSON et ARRONDEL : peut-être est-ce parce que l'offre de travail de la femme est particulièrement forte quand le ménage a un projet d'acquisition de la résidence principale. Avoir des enfants favorise l'accumulation, sauf quand ils sont en très grand nombre, les coûts réduisant le potentiel d'épargne.

Quant au test global de l'adéquation de la théorie du cycle de vie proposé par MASSON et ARRONDEL, il conduit à un constat nuancé. Revenu permanent (en déciles) et âge n'expliquent à eux deux que 49,5 % de la concentration, mesurée par l'indicateur de Theil. La théorie du cycle de vie ne rend pas compte de toute l'accumulation patrimoniale.

Plus développée que l'enquête 1986, l'enquête 1992 permet de créer d'autres descripteurs permettant de mieux cerner les effets évoqués par MASSON et ARRONDEL pour expliquer, à âge donné, un écart à l'élasticité unitaire du patrimoine au revenu permanent prédite par la théorie du cycle de vie. Le deuxième modèle test est donc enrichi par rapport à ce premier modèle et se rapproche du modèle de LOLLIVIER-VERGER [1996]. Il est testé sur l'ensemble de la population dont la personne de référence est ou a été salariée, et ne se limite donc pas aux couples.

Les variables introduites avec l'idée de réduire la part de la variance expliquée sont de plusieurs types :

- \* celles qui améliorent la description du contexte familial dans lequel est plongé le ménage étudié : profession du père et de la mère de la personne de référence, taille de la fratrie, existence de problèmes d'argent, de mésentente ou de maladie au foyer parental, pendant la jeunesse

- \* celles qui précisent les rendements des divers actifs auxquels le ménage s'est trouvé confronté dans le passé (existence de plus ou moins-values, principalement immobilières mais aussi catégorie de commune d'habitat), les aléas – économiques ou démographiques – qui ont pu le frapper (catastrophe, faillite, chômage, divorce) et plus généralement le cadre plus ou moins risqué dans lequel il vit (existence de fonctionnaire, permanence de l'insertion sur le marché du travail).

Certaines variables se sont révélées non significatives et ont été éliminées du modèle pour l'estimation présentée au tableau 4.2 : ce sont l'existence de maladie des parents, de problèmes d'argent ou de mésentente au foyer parental, l'existence d'une faillite dans le passé ou au contraire l'existence de fonctionnaires dans le foyer.

Les variables destinées à prendre en compte la non-linéarité vis-à-vis du revenu permanent ne sont plus maintenant significatives (et ce qu'elles soient introduites comme précédemment sous une forme linéaire par morceau ou sous la forme du logarithme et du carré du logarithme), que l'on étudie le patrimoine net ou le patrimoine brut, que l'analyse porte sur toute la population ou seulement sur les couples, que l'on étudie la variante centrale de calcul du revenu permanent ou les variantes basées sur une croissance ou une régression plus marquée du niveau général des rémunérations à venir.



TABLEAU A.2

**Rapport du patrimoine net au revenu permanent**

	Coef	Student
Constante	- 1,86	- 3,6
<b>Age de la personne de référence</b>		
Age1 = $d1*(a - 15) + 15*(d2 + d3 + d4 + d5 + d6)$	0,07	4,2
Age2 = $d2*(a - 30) + 10*(d3 + d4 + d5 + d6)$	0,09	10,9
Age3 = $d3*(a - 40) + 10*(d4 + d5 + d6)$	0,04	5,3
Age4 = $d4*(a - 50) + 10*(d5 + d6)$	0,03	3,4
Age5 = $d5*(a - 60) + 15*d6$	0,00	0,1
Age6 = $d2*(a - 60)^2 + 225*d6$	- 0,00	- 0,1
Age7 = $d6$	0,04	0,2
<b>Type de ménage</b>		
Célibataire	0,06	0,7
Couple « simple » (1 mise en couple)	Ref	Ref
Couple « complexe » (plusieurs mises en couple, enfants de plusieurs lits)	- 0,16	- 3,1
Veuve (sans incidence patrimoniale)	- 0,39	- 3,2
Veuve (avec incidence patrimoniale)	- 1,22	- 2,3
Divorcé(e)	- 0,38	- 4,6
<b>Catégorie socioprofessionnelle</b>		
Cadre	0,63	7,3
Profession intermédiaire	0,39	5,7
Employé	0,18	2,6
Ouvrier qualifié	0,21	3,7
Ouvrier non qualifié	Ref	Ref
<b>Niveau de diplôme</b>		
Aucun	- 0,12	- 1,5
CEP, CAP, BEP, BEPC	0,13	1,9
Bac technique	0,23	2,3
Bac général	0,22	2,7
Supérieur au bac	Ref	Ref
<b>Catégorie de commune</b>		
Rurale	0,28	5,1
U.U. de moins de 20 000h	0,15	2,4
U.U. de 20 à 100 000h	0,02	0,4
U.U. de plus de 100 000h	- 0,07	- 1,3
Agglomération et ville de Paris	Ref	Ref
<b>Nationalité</b>		
Française	0,22	2,7
Autre pays d'Europe ou d'Amérique	- 0,75	- 5,8
Pays d'Afrique ou d'Asie	Ref	Ref
<b>Existence d'un héritage reçu</b>		
comprenant de l'immobilier	0,42	9,2
ne comprenant pas d'immobilier	0,26	5,3
Aucune réception	Ref	Ref
<b>Existence d'une donation versée</b>		
comprenant de l'immobilier	0,38	3,3
ne comprenant pas d'immobilier	0,05	0,2
Aucun versement	Ref	Ref
<b>Existence d'autres transferts reçus</b>		
	0,28	2,2
<b>Nombre d'enfants</b>		
0	Ref	Ref
1 ou 2	0,10	1,6
De 3 à 5	0,11	1,8
6 ou plus	0,26	2,6

TABLEAU A.2 (Suite)

<b>Taille de la fratrie (PR + CJ)</b>		
Réduite (0 ou 1)	0,10	2,7
Autre (2 ou plus)	Ref	Ref
<b>Divorce des parents</b>		
<b>Plus-values immobilières</b>	0,73	8,8
<b>Autres plus-values</b>	0,26	2,0
<b>Moins-values immobilières</b>	0,38	1,9
<b>Autres moins-values</b>	- 0,20	- 2,4
<b>Existence de catastrophes(*)</b>	- 0,33	2,2
<b>Degré d'utilisation des capacités de travail du ménage (**)</b>		
non calculable	- 0,47	- 4,7
inférieur à 64 %	- 0,32	- 6,1
de 64 à 81 %	- 0,24	- 4,9
de 81 à 93 %	- 0,06	- 1,2
94 % et plus	Ref	Ref
<b>Avoir connu le chômage</b>	- 0,34	- 4,3
<b>Profession des parcnts</b> <i>48 modalités non reprises ici</i>		
<b>R2</b>	0,40	
<b>Nombre d'observations</b>	4 802	

Construction des variables :

$d1 = 1$  si  $a < 30$        $d2 = 1$  si  $30 \leq a < 40$

$d3 = 1$  si  $40 \leq a < 50$        $d4 = 1$  si  $50 \leq a < 60$

$d5 = 1$  si  $60 \leq a < 75$        $d6 = 1$  si  $a \geq 75$

$YP1 = YP$

$YP2 = Yp - 54\,236$  (ou 0 si  $Yp < 54\,236$ )

$YP3 = Yp - 189\,246$  (ou 0 si  $Yp < 189\,246$ )

(\*) catastrophes = guerre, cataclysme naturel, expropriation, incendie...

(\*\*) Degré d'utilisation des capacités de travail du ménage : construite par C. CHAMBAZ, cette variable vaut 1 si les deux membres du couple (ou l'individu s'il est seul) ont travaillé sans interruption entre la fin de leurs études et, soit la date de l'enquête si les personnes sont alors encore en âge de travailler, soit la retraite sinon. Chaque interruption de l'un des individus réduit la valeur de la variable, qui vaut 0 si personne n'a jamais travaillé. Les périodes de temps partiel sont comptées au prorata de la quotité de travail déclarée.

Champ : ensemble des ménages « salariés »

Source : Enquête Actifs financiers 1992

D'autres nouvelles variables introduites sont par contre génératrices de disparités significatives : l'accumulation patrimoniale est d'autant plus intense que l'on réside dans une commune de petite taille ; elle garde trace des plus values générées, les mouvements positifs sur les prix de l'immobilier ne semblent pas compensés par une désaccumulation spécifique ; plus la taille de la fratrie est faible, plus le patrimoine est fort relativement au revenu permanent : l'héritage ne se disperse pas entre de multiples mains ; enfin quand les parents ont été amenés à accumuler du patrimoine, par exemple pour des raisons professionnelles, la situation des enfants en est modifiée : quand les parents exerçaient une profession libérale ou étaient de « gros » indépendants, le rapport patrimoine-revenu permanent des enfants est particulièrement élevé. Le divorce des parents a un effet négatif. Enfin, l'effet de certaines variables est modifié : l'effet de la taille de la descendance finale est ainsi accentué.

La plupart des effets commentés se présentent de façon similaire pour les diverses variantes de construction du revenu permanent. Comme dans le modèle commenté dans le corps du texte, les estimations faisant appel au revenu permanent sont meilleures que celles utilisant le revenu instantané (gain de R2 d'environ 0,05)

## • Références bibliographiques

- ARRONDEL, L., MASSON, A. (1996). – “Gestion du risque et comportements patrimoniaux”, *Economie et Statistique*, 296-297, pp. 63-89.
- BARGE, M., PAYEN, J.F. (1982). – “Niveau et évolution des salaires individuels”, *Annales de l’Insee*, 45.
- BAUDELLOT, C. (1984). – “Les carrières salariales”, *Données sociales*, Edition 1984.
- BAYET A., (1996). – “Carrières continues, carrières incomplètes et salaires”, *Economie et Statistique*, n° 299, pp. 21-36.
- BAYET, A., CASES, C. (1995). – “Earnings Inequality in France : Evolution 1967-1991 from Panel Data”, Communication au colloque de l’EALE 1995, repris en *Document de travail Insee*, n° F9617, oct. 1996.
- BECKER, G.S. (1975). – *Human Capital : a Theoretical and Empirical Analysis*, 2<sup>e</sup> édition, Columbia University Press, New York.
- BLINDER, A.S., GORDON, R., WISE D. (1983). – “Social Security, Bequest and the Life-Cycle Theory of Saving : Cross-sectional Tests”, in *The Determinants of National Saving and Wealth*, Franco Modigliani and Richard Hemming Eds, MacMillan Press, pp. 89-122.
- BROWNING, R., LUSARDI, A.R. (1996). – “Household Saving : Micro Theories and Micro Facts”, *Journal of Economic Literature*, 34(4), pp. 1797-1855.
- BLUNDELL, R., SMITH, R. (1989). – “Estimation in a Class of Simultaneous Equation Limited Dependent Variable Models”, *Review of Economic Studies*, 56, pp. 37-58.
- BOURGUIGNON, F. (1986). – “Female Participation and Taxation in France”, *Unemployment, Search and Labour Supply*, Blundell and Walker Eds, Cambridge University Press, pp. 246-266.
- CARRÉ, DUBOIS, P., MALINVAUD, E. (1982). – *La croissance française*, Editions du Seuil, 1982.
- CARROLL, C.D. (1996). – “Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis”, *Working Paper du NBER*, n° 5788, Oct. 1996.
- DEATON, A. (1992). – *Understanding Consumption*, Oxford University Press, Clarendon Press.
- DIAMOND, P.A., HAUSMAN, J.A. (1984). – “Individual Retirement and Saving Behaviour”, *Journal of Public Economics*, 23, pp. 81-114.
- FELDSTEIN, M. (1974). – “Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation”, *Journal of Political Economy*, 82, pp. 905-926.
- GLAUDE, M. (1986). – “Ancienneté, expérience et théorie dualiste du marché du travail”, *Economie Appliquée*, n° 4.
- KESSLER, D., MASSON, A. (1988). – “Le cycle de vie de la théorie du cycle de vie”, *Annales d’Economie et de Statistique*, n° 9, pp. 1-14.
- KESSLER, D., MASSON, A. (1990). – “Le patrimoine des Français : faits et controverses”, *Données Sociales*, Insee, pp. 156-166.
- KING, M.A., DICKS-MIREAUX, L. (1982). – “Asset Holdings and the Life Cycle”, *The Economic Journal*, 92, pp. 247-267.
- LAZEAR, E.P. (1979). – “Why is There Mandatory Retirement ?”, *Journal of Political Economy*, vol. 87, pp. 1261-1284.
- LEGRIS, B., LOLLIVIER, S. (1996). – “Le niveau de vie par génération”, *Insee Première*, n° 423.
- LHERITIER, J.L., (1992). – “Les déterminants du salaire”, *Economie et Statistique*, n° 257, pp. 9-21.
- LOLLIVIER, S. (1995). – “Activité des femmes mariées et hétérogénéité : estimation sur données de panel”, *Annales d’Economie et de Statistique*, vol. 39, pp. 93-106.
- LOLLIVIER, S., PAYEN, J.F. (1990). – “L’hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel”, *Economie et Prévision*, n° 92-93, pp. 87-95.
- LOLLIVIER, S., VERGER, D. (1996). – “Patrimoine des ménages : déterminants et disparités”, *Economie et Statistique*, n° 296-297, pp. 13-31.

- MASSON, A. (1988). – “Permanent Income, Age and the Distribution of Wealth”, *Annales d'Economie et de Statistique*, n° 9, pp. 227-256.
- MASSON, A., ARRONDEL, L., (1989). – “Hypothèse du cycle de vie et accumulation du patrimoine : France 1986”, *Economie et Prévision*, n° 90, pp. 11-30.
- MINCER, J. (1974). – *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York.
- MODIGLIANI, F., BRUMBERG, R. (1954). – “Utility Analysis and the Consumption Function : an Interpretation of Cross-Section Data”, in *Post-Keynesian Economics*, K.K. Kurihara ed., Rutgers University Press, pp. 388-436.
- PAGLIN, M., (1975). – “The Measurement and Trend of Inequality : a Basic Revision”, *American Economic Review*, vol. 4, n° 65, pp. 598-609.
- REVENU ET PATRIMOINE DES MÉNAGES (1996). – *Collection Synthèses*, Insee, n° 5.