

# Modéliser la distribution des richesses en France

A. DIRER<sup>†</sup> et T. WEITZENBLUM<sup>‡</sup>

**RÉSUMÉ.** – Nous développons un modèle théorique détaillé de cycle de vie que nous calibrons sur données françaises et nous testons sa capacité à reproduire la distribution des richesses observée en France. Nous incluons pour cela six catégories socioprofessionnelles qui diffèrent par leur revenu, leur espérance de vie, leur probabilité de bénéficier d'un héritage et leurs transitions emploi-chômage. Nous montrons que l'introduction de rendements de l'épargne différenciés et d'un motif de legs volontaire permettent d'améliorer sensiblement la capacité du modèle à rendre compte de la répartition des richesses en France. Nous étudions dans un second temps différentes variantes du modèle permettant d'évaluer certaines sources d'accroissement ou de réduction des inégalités de richesse comme les droits de succession.

---

## Modeling French Wealth Distribution

**ABSTRACT.** – A life-cycle consumption model is developed and calibrated using French data. We focus on several assumptions regarding the saving decision which allow the model to display wealth statistics close to the empirical French distribution of wealth. To do so, six income classes are included, which differ by their permanent income, their life expectancy, their likelihood to benefit from an intergenerational gift and by their employment transition in the labor market. We show that differences in saving return across income groups and the existence of a voluntary motive of bequest are two major ingredients which significantly improve the ability of the model to reproduce the French distribution of wealth.

---

Nous remercions pour leurs commentaires Thomas PIKETTY et Mireille CHIROLEU-ASSOULINE, ainsi que les participants du séminaire GIDE et d'EUREQua de l'Université de Paris 1, de l'EPEE de l'Université d'Evry, de la Journée Jourdan, du 16<sup>ème</sup> Congrès de l'European Economic Association organisé en août 2001 à Lausanne. Nous remercions également Olivier GUILLEMIN de la section « Revenus des ménages » de l'INSEE pour nous avoir facilité l'accès aux données des Enquêtes fiscales, ainsi que Muriel ROGER pour l'utilisation des Enquêtes Emplois. Toutes les erreurs et omissions restent toutefois les nôtres.

<sup>†</sup> A. DIRER : Université de Grenoble 2, PSE (Paris-Jourdan Sciences Économiques) ; e-mail : direr@ens.fr.

<sup>‡</sup> T. WEITZENBLUM : CRESE, Université de Franche-Comté, PSE (Paris-Jourdan Sciences Économiques), CEPREMAP. Correspondance : UFR SJEPG, Université de Franche-Comté, 45D avenue de l'Observatoire 25030 Besançon cedex ; e-mail : thomas.weitzenblum@univ-fcomte.fr.

# 1 Introduction

En France, comme dans tous les pays industrialisés, la richesse est très inégalement répartie. Cette forte dispersion est le produit de nombreux facteurs parmi lesquels se trouvent les écarts de revenus, les inégalités face au chômage, l'âge, ou encore l'héritage. La richesse est ainsi fortement corrélée au revenu. Les ménages dont le revenu annuel est compris entre 7 600 et 11 500 euros ont un patrimoine moyen près de huit fois inférieur à celui des ménages dont le revenu se situe entre 45 000 et 75 000 euros. En termes de distinction socioprofessionnelle, les cadres et professions libérales ont en moyenne un patrimoine près de 5 fois supérieur à celui des ouvriers non qualifiés. Ces comparaisons brutes sont confirmées par des études économétriques comme celle de LOLLIVIER et VERGER (1996) qui attribue au revenu un facteur dominant. Au sens de l'indice de Theil, le revenu explique 35 % de la dispersion des richesses. Le tableau suivant renseigne sur le degré de concentration des patrimoines en France et le compare aux résultats trouvés par DIAZ-GIMENEZ *et al.* (2002) dans le cas des États-Unis :

TABLEAU 1

(en %)	Gini	50 %	20 %	10 %	5 %	1 %
France	60 – 70	92 – 95	70 – 75	45 – 50	35 – 40	15 – 25
Etats-Unis	78	95 – 98	82	70	58	35

La seconde colonne indique les coefficients de Gini et les suivantes la part de la richesse totale détenue par différents quantiles de la population. Par exemple, les 1 % des ménages les plus riches disposent selon les études entre 15 et 25 % de la richesse totale en France et 35 % aux États-Unis. CHAMBAZ *et al.* (1999) évaluent à 50 % la part du patrimoine des ménages détenues par les 10 % les plus riches, à 40 % celle possédée par les 5 % les plus dotées et à 20 % celle détenue par les 1 % les plus riches. Les enquêtes Patrimoine fournissent des données assez stables au cours du temps pour les quantiles 5 et 10 %. Selon cette source, les 5 % les plus riches détenaient 36 % du patrimoine en 1986 contre 34 % en 2000. Les 10 % les plus riches possédaient 48 % de la richesse totale en 1986 contre 46 % en 2000 (Insee Synthèse n° 65). Nous préférons pour notre part présenter ces données sous forme d'intervalles, en raison de divergences entre les études disponibles (KESSLER et WOLFF (1991), INSEE Enquêtes Actifs Financiers 1992 et HOURRIEZ & ROUX p. 278, (2001)), divergences qui tendent à s'accroître dans le haut de la distribution<sup>1</sup>.

Les travaux sur la France aboutissent à un indice de Gini de la distribution des richesses situé dans l'intervalle [60 % ; 70 %] (KESSLER et WOLFF (1991) et INSEE Synthèses (1996)), à comparer à un coefficient de Gini pour les revenus compris entre 30 % et 40 % (HOURRIEZ et ROUX (2001)). La distribution française des richesses reste toutefois significativement moins inégalitaire que celle américaine.

1. Par exemple, la part de la richesse totale détenue par le centile le plus riche varie de 26 % (KESSLER et WOLFF (1991)) à 15-20 % (HOURRIEZ et ROUX (2001)) en passant par 19 % (FOUQUET et STRAUSS-KAHN (1984)).

Quels sont les principaux facteurs influençant la concentration des patrimoines en France ? Alors que les facteurs d'inégalités sont théoriquement nombreux, il reste à les évaluer quantitativement. Pour répondre à cette question, nous présentons un modèle à la fois parcimonieux et réaliste de la distribution des richesses en France. Nous construisons à cette fin une économie de cycle de vie incluant de nombreuses sources d'inégalités. L'âge est un facteur de dispersion des richesses en raison du profil en cloche de l'accumulation sur le cycle de vie. Ce profil est obtenu dans le modèle en supposant que les ménages n'ont pas accès à un marché parfait d'annuités pour la retraite (voir BLANCHARD (1985) pour un tel cas de neutralité), ce qui engendre un motif d'épargne pour compenser la perte de revenu subie lors du passage à la retraite.

Les ménages font également face à une limite d'endettement qui les empêche de s'endetter transitoirement en période de chômage afin de lisser leur consommation. Le modèle engendre par conséquent une épargne de précaution au sens de HUGGETT (1993) et d'AIYAGARI (1994). La réalisation du risque de chômage pendant la vie active réduit l'épargne des ménages et accroît le nombre de ménages pauvres. Cet effet est renforcé dans le modèle par la corrélation négative du risque de chômage avec le revenu. Les autres sources d'hétérogénéité sont structurées à partir d'un classement socio-économique. Nous utilisons pour cela la nomenclature des Professions et Catégories Socioprofessionnelles (PCS) fournie par l'INSEE (voir DESROSIÈRES et THEVENOT (1997) pour une description). Nous considérons six catégories sociales qui se distinguent chacune par (i) les revenus d'activité et de remplacement, (ii) le profil de revenu au cours de la carrière professionnelle, (iii) les transitions emploi-chômage, (iv) la rémunération de leur épargne ainsi que (v) leur espérance de vie. Nous utilisons une matrice de mobilité sociale pour reproduire la transmission intergénérationnelle de ces caractéristiques socio-économiques.

Nous supposons également l'existence d'un marché financier segmenté en fonction des classes de revenus. En se fondant sur les écarts sensibles de rendements observés entre les différents actifs (actions, placements immobiliers, livrets déqualifiés, ...), nous estimons un rendement de l'épargne différent pour chaque PCS en fonction de la composition empirique de leur portefeuille. Cette stratégie permet de rendre compte du fait que les hauts revenus ont accès à des rendements supérieurs sous forme de dividendes ou de plus-values.

Enfin, nous introduisons un motif de legs dans les préférences afin de reproduire la transmission des patrimoines. La préférence pour le legs réduit le rythme de désaccumulation des retraités les plus riches et accroît la concentration des richesses. En suivant de NARDI (2003), nous spécifions les préférences de manière à conférer au bien légué les caractéristiques d'un bien de luxe, en conformité avec les études empiriques (MENCHIK et DAVID, 1983).

Il existe une littérature en développement, essentiellement centrée sur la reproduction des inégalités de richesse aux États-Unis (HUGGETT (1996), GOKHALE *et al.* (2000), QUADRINI et RIOS-RULL (1997), HEER (1998) et QUADRINI (2000)), ainsi qu'en Suède (DOMEIJ et KLEIN (2002) et DE NARDI (2003)). Ces deux pays diffèrent toutefois significativement de la situation française en matière d'inégalités de salaire, de système fiscal, de prestations sociales et de retraite. Les résultats obtenus par ces modèles ne sont donc pas directement transposables au cas français. La méthode d'étalonnage que nous employons diffère également en raison de la particularité du système statistique français construit autour de la notion de profession et catégorie socioprofessionnelle.

D'une manière générale, reproduire la forte dispersion des richesses observée dans les pays développés nécessite de comprendre pourquoi les ménages situés

en haut de la distribution épargnent une fraction significativement supérieure de leur revenu. HUGGETT et VENTURA (2000) montrent qu'un modèle de cycle de vie comportant des préférences homothétiques, des revenus incertains et un système réaliste de sécurité sociale permet de répliquer le profil croissant du taux d'épargne en fonction du revenu trouvé par les études sur données américaines. DYNAN *et al.* (2000) trouvent toutefois empiriquement que le profil du taux d'épargne continue d'être croissant même après avoir contrôlé leur résultat par les variables d'âge et de sécurité sociale. Notre modèle génère un taux d'épargne supérieur pour les hauts revenus en raison d'une préférence pour le legs qui augmente avec la richesse (comme chez CAROLL (1998) et DE NARDI, (2003)) mais aussi en raison d'une corrélation positive entre le revenu et l'espérance de vie d'une part et entre le revenu et le rendement de l'épargne d'autre part. Ces deux derniers mécanismes sont à notre connaissance pour la première fois évalués dans un modèle calibré des richesses<sup>2</sup> et nous permettent d'améliorer sensiblement les résultats distributionnels du modèle. Finalement, nous étudions l'impact sur les inégalités de patrimoine d'une suppression de la fiscalité de l'héritage. Nous trouvons des effets de premier ordre sur les inégalités.

La suite de l'article s'organise de la façon suivante. Dans la section 2, nous présentons de façon détaillée le modèle de l'économie, dans la section 3 nous abordons la méthode d'étalonnage et de simulation. Puis les résultats du modèle sont présentés dans la section 4. Enfin, nous soumettons le modèle de référence ainsi obtenu à différentes variantes dont les résultats sont examinés dans la section 5. Nous proposons une conclusion de l'article dans la section 6.

## 2 Le modèle

---

Nous commençons par décrire l'économie en détaillant les choix de modélisation et notamment le rendement des actifs. Puis, nous présentons le comportement d'accumulation d'un agent, la forme d'altruisme retenue et l'équilibre de l'économie.

### 2.1 Démographie et cycle de vie

Considérons une économie à générations imbriquées à l'intérieur de laquelle nous distinguons six professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) : artisans commerçants, chefs d'entreprise, cadres et professions libérales, professions intermédiaires, employés et ouvriers qualifiés, et ouvriers non qualifiés. À chaque période, un grand nombre  $\bar{N}$  d'agents entre dans la vie active à l'âge de 20 ans. L'unité décisionnelle retenue est celle du ménage. Ses caractéristiques, notamment en termes de revenu et d'espérance de vie, dépendent de la catégorie socioprofessionnelle d'appartenance de la personne de référence du ménage. Chaque ménage

---

2. QUADRINI et RIOS-RULL (1997) puis DYNAN *et al.* (2000) suggèrent la piste de rendements différentiels sans pour autant l'intégrer dans leurs modèles.

donne ensuite naissance à un descendant à l'âge de 30 ans. Ce nouveau ménage entre donc en activité quand le ménage ascendant atteint l'âge de 50 ans. À des fins de simplification, nous supposons que les ménages sont toujours constitués de deux adultes. La durée de vie est incertaine, mais elle ne peut pas dépasser un âge maximal  $i_{\max}$ . Le taux de mortalité de chacun des deux agents composant le ménage dépend de l'âge  $i$  ( $i = 0$  lorsque l'agent a 20 ans et débute sa vie économique) ainsi que de sa profession et catégorie socioprofessionnelle  $j$  (ou PCS, au nombre de  $j_{\max}$ , élément de l'ensemble  $J = \{1, 2, \dots, 6\}$ ) à laquelle appartient l'agent. Comme le taux de mortalité est supposé nul jusqu'à 50 ans, chaque agent a nécessairement un descendant actif au moment de décéder. Le taux de mortalité du ménage, noté  $m_i^j$ , est la probabilité pour laquelle il ne reste plus aucun des deux membres. Il est simplement déduit des taux de mortalité individuels, en supposant que les deux conjoints appartiennent à la même PCS.

La catégorie socioprofessionnelle de l'agent est déterminée à la naissance et est conservée sur tout le cycle de vie. L'évolution intergénérationnelle du statut social est régie par une chaîne de Markov dont la matrice de transition est notée  $(ms_j^{j'})_{j, j' \leq j_{\max}}$  où  $ms_j^{j'}$  représente la probabilité que le descendant d'un agent de type  $j'$  soit de type  $j$ . Le vecteur  $(\Psi_0^j)_{j \leq j_{\max}}$  représentant la distribution de la cohorte des  $\bar{N}$  nouveaux entrants se déduit de la matrice de mobilité sociale. Les distributions pour des âges supérieurs  $(\Psi_i^j)_{j \leq j_{\max}}$  sont déterminées conjointement par la distribution initiale ainsi que les taux de mortalité. Plus précisément, le nombre  $N_i^j$  d'agents de type  $j$  et d'âge  $i$  vaut :

$$N_i^j = \Psi_0^j \bar{N} \prod_{k=0}^i (1 - m_k^j),$$

donc les composantes de la distribution  $(\Psi_i^j)_{j \leq j_{\max}}$  s'écrivent :

$$\Psi_i^j = \frac{\Psi_0^j \prod_{k=0}^i (1 - m_k^j)}{\sum_{j' \leq j_{\max}} \left[ \Psi_0^{j'} \prod_{k=0}^i (1 - m_k^{j'}) \right]}$$

À l'équilibre stationnaire démographique, la population totale s'écrit alors :

$$N_{tot} = \sum_{i \leq i_{\max}} \sum_{j \leq j_{\max}} \left[ \Psi_0^j \bar{N} \prod_{k=0}^i (1 - m_k^j) \right]$$

Les agents appartiennent à la population active jusqu'à  $i_R$  (exclu), puis prennent leur retraite. Durant la période d'activité, un agent ou ménage peut connaître six situations différentes indicées par  $l = 1, \dots, 6$  (avec  $L = \{1, 2, \dots, 6\}$ ) selon le statut

d'emploi de chacun des deux conjoints appartenant au ménage : bi-actif, bi-chômeur, bi-inactif, un actif et un chômeur, un actif et un inactif ou un chômeur et un inactif. À la première période de la vie active, les deux conjoints sont supposés chômeurs. Par la suite, les ménages transitent entre les six états d'emploi suivant un processus markovien noté  $(\pi_{ll'}^{ij})$  où  $\pi_{ll'}^{ij}$  représente la probabilité pour un agent d'âge  $i$  et de PCS  $j$  de transiter de l'état  $l$  à l'état  $l'$ . Le statut d'emploi courant influence la probabilité de changer de statut la période suivante et affecte le revenu du ménage noté  $y_l^{ij}$ . Le revenu courant dépend également de l'âge du ménage et sa PCS. En cas de chômage à l'intérieur du ménage, l'indemnisation dépend d'un ratio de remplacement du revenu d'activité  $\rho_1$  indépendant de la PCS et de l'âge. À la retraite, l'agent reçoit une allocation retraite  $\tilde{y}^j$  qui est fonction d'un ratio de remplacement  $\rho_2^j$  et du dernier salaire avant la retraite.

## 2.2 Rendement des actifs

Des rendements différenciés de l'épargne sont susceptibles d'accroître la concentration des richesses. Le rendement de l'actif dépend en effet assez nettement du montant du placement. Empiriquement, les agents dont la richesse est basse détiennent essentiellement des livrets d'épargne à taux administré peu élevé, comme le Livret A ou le CODEVI. Sur la période 1973-1997, le rendement réel de ces placements a été négatif (- 0,18 % par trimestre), en raison de la forte inflation de la fin des années soixante-dix et du début des années quatre-vingt et du délai d'ajustement des rendements nominaux. À l'inverse, LOISY (1999) montre que l'épargne financière, caractérisée par les plus forts rendements est beaucoup plus concentrée que l'épargne totale. Les portefeuilles en actions ont rapporté en moyenne une rentabilité réelle approchant 2 % par trimestre. Ces derniers sont détenus de façon disproportionnée par les ménages les plus riches. À titre d'illustration, 39,4 % des agents dont le revenu appartient aux deux premiers déciles ne disposent que de liquidités de type compte courant et livrets d'épargne, alors que cette proportion tombe à 2,4 % pour le dixième décile (INSEE Synthèse n° 5, 1996). Inversement, dans le cadre du modèle, nous supposons que chaque catégorie socioprofessionnelle a accès à un marché de l'épargne spécifique et donc à un rendement propre, fonction de la structure de son patrimoine. La rémunération de l'actif de chaque PCS  $j$  s'écrit  $r^j$ .

## 2.3 Le comportement d'accumulation

Chaque agent d'âge  $i$  maximise l'espérance d'utilité intertemporelle écrite sous la forme d'une somme escomptée d'utilités instantanées séparable additivement dans le temps :

$$(1) \quad \max_{c_n, i \leq n \leq i_{\max}} E(U) = \max_{c_n, i \leq n \leq i_{\max}} \left\{ u(c_i) + \sum_{n=i+1}^{i_{\max}} \left[ \beta^{n-i} \prod_{k=i+1}^{n-1} (1 - m_k^j) \right] \cdot \left[ (1 - m_n^j) \cdot u(c_n) + m_n^j \cdot v(a_n - t(a_n), n, j) \right] \right\}$$

où  $\beta$ ,  $c_n$ ,  $a_n$ ,  $u(\cdot)$ , et  $v(\cdot)$  sont respectivement le facteur d'escompte psychologique, la consommation à l'âge  $n$ , la richesse détenue à l'âge  $n$ , l'utilité instantanée et l'utilité indirecte tirée du legs.  $a_n$  est le montant brut du legs,  $t(a_n)$  représente la ponction fiscale opérée au titre des droits de succession, donc la différence est le legs net. La consommation du ménage tient compte des variations de la taille du ménage au cours du cycle de vie. Nous normalisons le niveau de consommation par le nombre d'unités présentes dans la famille. La formule du diviseur de la consommation est l'échelle d'Oxford :  $1,7 + 0,5 \times x_n$  où  $x_n$  est le nombre d'enfants du ménage.

L'utilité instantanée est à aversion relative au risque constante :

$$u(c) = \frac{c^{1-\rho}}{1-\rho}, \quad \rho \neq 1$$

Si le descendant est lui-même déjà décédé, le legs est entièrement prélevé par une caisse. À ce type de ponction s'ajoutent les droits de succession portant sur tous les legs dont l'héritier est encore en vie. L'ensemble de ces recettes est versé à chaque période sous forme de transfert forfaitaire  $f$  à tous les agents en vie.

Les agents dont l'ascendant est encore vivant tiennent compte de la possibilité éventuelle d'hériter lorsqu'ils anticipent leurs consommations futures. Afin de simplifier la résolution numérique, nous supposons que l'agent n'observe pas directement la richesse de son ascendant mais l'infère au mieux à partir de la connaissance de la catégorie socioprofessionnelle et de l'âge de ce dernier. Plus précisément, l'agent évalue à chaque âge  $i$  le montant hérité si son ascendant d'âge  $i + i_p$  (avec  $i_p$  représentant l'écart d'âge entre deux générations) décède au moyen de la distribution  $\Gamma(h, j', i + i_p)$  des richesses  $h$  (après déduction des droits de succession) des agents d'âge  $i + i_p$  et de PCS  $j'$ . Nous supposons qu'il tire alors simplement la moyenne  $\hat{h}(j', i + i_p)$  de cette distribution.

L'état de l'agent consiste donc en son stock courant de richesse  $a$ , sa catégorie socioprofessionnelle  $j$ , son âge  $i$ , son statut sur le marché du travail  $l$  s'il est encore en activité ainsi que la catégorie socioprofessionnelle de son ascendant conditionnant les anticipations, ce qu'on peut représenter par le vecteur  $z = (a, j, i, l, j')$ . Il s'agit ici de la taille maximale de l'espace d'état : en effet, dès que l'agent est à la retraite, le statut sur le marché du travail ne caractérise plus l'état de l'agent. En outre, pour un âge  $i \geq i_{\max} - i_p$ , l'ascendant de l'agent est nécessairement décédé, de sorte que la catégorie socioprofessionnelle de l'ascendant ne doit plus être prise en compte. Toutefois, par souci d'harmoniser les notations, nous conservons l'intégralité des variables d'état, même quand certaines n'affectent plus le comportement des agents. Lorsqu'un agent a hérité, la variable d'état décrivant la PCS de l'ascendant vaut 0, et on pose  $m_k^0 = 0$  pour tout  $k$ .

Le programme de maximisation de l'agent peut être réécrit sous la forme d'équations de BELLMAN. Soit  $V(z)$  la fonction valeur représentant l'espérance d'utilité intertemporelle d'un agent. Le programme complet s'écrit comme suit :

$$(2) \quad \left\{ \begin{array}{l} \forall i < i_{\max}, \\ V(a, j, i, l, j') = \max_{c_i \geq 0} \left\{ u(c_i) \right. \\ \left. + \beta(1 - m_{i+1}^j) \left[ (1 - m_{\min(i+1+i_p, i_{\max})}^{j'}) \sum_{l' \in L} \left[ \pi_{l, l'}^{j, i+1} V(a', j, i+1, l', j') \right] \right. \right. \\ \left. \left. + m_{\min(i+1+i_p, i_{\max})}^{j'} \sum_{l' \in L} \left[ \pi_{l, l'}^{j, i+1} \cdot V(a' + \hat{h}(j', \min(i+1+i_p, i_{\max})), j, i+1, l', 0) \right] \right] \right\} \\ \left. + \beta \cdot m_{i+1}^j \cdot v(a' - t(a'), i+1, j) \right\} \\ \text{sous les contraintes : } \left\{ \begin{array}{l} \forall i < i_R \left\{ \begin{array}{l} a' = (1 + r^j) a + y_l^{ij} + f - c_i \\ a' \geq 0 \end{array} \right. \\ \forall i \geq i_R \left\{ \begin{array}{l} a' = (1 + r^j) a + \hat{h}^j + f - c_i \\ a' \geq 0 \end{array} \right. \end{array} \right.$$

On suppose que la contrainte de liquidité est stricte, c'est-à-dire que les agents ne peuvent pas être emprunteurs nets :  $a' \geq 0$ . La résolution de ces programmes aboutit à la règle de consommation-épargne  $c = c(a, j, i, l, j') \forall i < i_{\max}$  et par conséquent à la règle d'accumulation  $a' = a'(a, j, i, l, j')$ .

## 2.4 L'altruisme envers ses descendants

Des agents altruistes envers leur descendance souhaitent éventuellement leur transmettre un patrimoine. Nous trouvons dans la littérature plusieurs façons de modéliser ce choix. Dans le cas d'altruisme pur, l'agent tient compte de l'effet du legs sur l'accroissement d'utilité du descendant (LAITNER (1979), (1992)). Cette forme d'altruisme permet de relier naturellement les modèles de cycle de vie et les modèles à durée de vie infinie. Cette formalisation fait cependant l'objet de critiques importantes (par exemple MASSON et PESTIEAU (1991), WILHELM (1996) et DAVIES et SHORROCKS (1999)).

Les legs sont dits *égoïstes* (ou *paternalistes*) lorsque l'ascendant valorise le transfert, mais sans relation directe avec la façon dont le bénéficiaire le reçoit. Ce « plaisir du don » (*joy of giving*) suppose que l'utilité tirée du legs est simplement une fonction du patrimoine légué au décès (par exemple HEER (1999)). Cette spécification échoue toutefois à rendre compte de la concentration des legs dans l'économie puisque chacun lègue un montant grossièrement proportionnel à son revenu permanent.

Une dernière version de l'altruisme consiste à supposer un altruisme impur : l'agent n'évalue que grossièrement le supplément d'utilité du descendant issu du legs. C'est la formulation choisie par DE NARDI (2003), que nous poursuivons ici.

La prise en compte d'héritages volontaires sous cette dernière forme permet, comme nous le verrons plus loin, de conférer aux legs les caractéristiques d'un bien de luxe, ce qui est un des enseignements des études empiriques (MENCHIK et



DAVID (1983)). En effet, les legs croissent plus que proportionnellement avec la richesse moyenne détenue sur le cycle de vie. De fait, la majorité des ménages parmi les plus pauvres ne lèguent rien. La concentration des legs est approximativement de la même ampleur que celle des richesses pour l'économie française. Notons que l'hypothèse d'altruisme imparfait qui fait dépendre l'utilité de la richesse au décès est formellement proche de celle d'un comportement d'accumulation « capitaliste » dans lequel la richesse est valorisée en soi. Cette spécification est suggérée par CARROLL (1998) pour répliquer correctement les trajectoires d'épargne des plus grandes fortunes. Elle peut s'expliquer par le pouvoir ou le prestige que la richesse confère à son détenteur (voir également MASSON et PESTIEAU (1991)).

Concrètement, l'utilité d'un legs s'écrit :

$$v(a, i, j) = \phi_1 \cdot \left( \bar{c}_i^{-j} + \frac{a - t(a)}{\phi_2} \right)^{1-p}$$

où  $\bar{c}_i^{-j}$ ,  $a$ ,  $t(a)$ , et  $\phi_1$  et  $\phi_2$  sont respectivement le niveau moyen de consommation du descendant lorsque l'ascendant est de type  $j$  et d'âge  $i$ , le legs brut, les droits de succession et deux paramètres. Nous reprenons l'explication proposée par DE NARDI (2003) comme suit. Si l'agent estime que la consommation de son enfant vaut approximativement  $\bar{c}_i^{-j}$  sans héritage, et s'il consomme l'héritage net des droits de succession  $a - t(a)$  sur  $n$  périodes, sa consommation vaudra environ  $\bar{c}_i^{-j} + [a - t(a)]/n$  en cas d'héritage, et en négligeant toute forme de capitalisation de l'héritage reçu et non encore liquidé. En présence de capitalisation, la consommation moyenne serait supérieure à ce montant, soit  $\bar{c}_i^{-j} + \frac{a - t(a)}{\phi_2}$  avec  $\phi_2 < n$ . Lorsque l'agent décède, une approximation de la durée de vie qu'il reste à son descendant est  $n = i_p$  car l'agent s'attend à ce qu'en moyenne, son descendant décède à un âge proche du sien. C'est pourquoi nous retenons une valeur de  $\phi_2$  légèrement inférieure à  $i_p$ . Si l'ascendant utilisait toute l'information disponible pour évaluer l'espérance de vie de son enfant,  $\phi_2$  serait une fonction de l'âge et de la PCS du descendant. Nous préférons nous limiter à un coefficient  $\phi_2$  unique, car nous ne cherchons pas à approcher avec une grande précision l'accroissement réel d'utilité dont bénéficie l'héritier. De ce point de vue, le motif de legs est fondé sur un altruisme impur, en ce sens que le donateur évalue imparfaitement l'utilité du legs. De même, on pourrait conditionner la consommation moyenne du descendant par la PCS d'appartenance dudit descendant, mais cela alourdirait excessivement le problème. C'est la raison pour laquelle nous restreignons l'ensemble d'information à la PCS d'appartenance de l'ascendant, et calculons la consommation moyenne par âge du descendant, conditionnellement au fait d'avoir un ascendant d'une PCS donnée  $j$  et d'âge  $i$ .

Dans le modèle, chaque agent/ménage hérite d'un unique ascendant. Nous avons choisi de ne pas détailler plus avant la structure familiale du ménage. Dans le cas d'un couple, cela conduirait à réduire la variance de l'héritage total puisque chacun des deux conjoints hériterait de parents séparés. Nous prenons toutefois en compte dans le modèle la mortalité jointe du couple et nous supposons que la transmission ne s'effectue qu'au décès des deux conjoints.

Plus précisément, l'utilité du legs correspond à l'accroissement d'utilité induit par une augmentation de la consommation du descendant de  $(a - t(a))/\phi_2$  pendant  $\phi_2$  périodes et vaut :

$$\sum_{i=0}^{\phi_2-1} \beta^i \left[ \frac{\left( c_i^{-j} + \frac{a-t(a)}{\phi_2} \right)^{1-\rho}}{1-\rho} - \frac{c^{-1-\rho}}{1-\rho} \right]$$

Le second terme étant une constante, nous pouvons l'omettre sans modifier les règles de décision de l'agent. Il vient :

$$v(a, i, j) = v \cdot \frac{\left( c_i^{-j} + \frac{a-t(a)}{\phi_2} \right)^{1-\rho}}{1-\rho} \cdot \frac{1-\beta^{\phi_2}}{1-\beta}$$

$$\Rightarrow \phi_1 = v \cdot \frac{1-\beta^{\phi_2}}{(1-\rho) \cdot (1-\beta)}$$

où  $v$  est le facteur d'altruisme indiquant le poids de l'utilité du descendant dans celle de l'agent.

## 2.5 Équilibre de l'économie

Le secteur productif n'étant pas modélisé, l'économie est semblable à une petite économie ouverte avec parfaite mobilité de tous les facteurs de production. L'ensemble des flux de revenu hors choix d'épargne est exogène, car gouverné par la matrice de mobilité sociale, les taux de mortalité, les chroniques de revenu du travail et de remplacement (y compris les allocations retraite) ainsi que les probabilités de transition sur le marché du travail, tous exogènes.

L'équilibre de l'économie consiste alors en un vecteur

$$\left( \Lambda(a, j, i, l, j'), a'(a, j, i, l, j'), c(a, j, i, l, j'), \hat{h}(j', i), f \right)$$

tel que :

- étant données les anticipations d'héritage  $\hat{h}(j', \min(i+1+i_p, i_{\max}+1))$  et les transferts  $f$ ,  $a'(a, j, i, l, j')$  et  $c(a, j, i, l, j')$  sont respectivement les règles d'accumulation et de consommation tirées du programme (2).
- $\Lambda(a, j, i, l, j')$  est la seule densité de probabilité stationnaire compatible avec les différents processus exogènes et la règle d'accumulation  $a'(a, j, i, l, j')$ .
- les anticipations d'héritage sont vérifiées :

$$\hat{h}(j', i) = \frac{\int_A \sum_{j' \in J} \sum_{l \in L} [a \cdot \Lambda(a, j', i, l, j'')] da}{\int_A \sum_{j' \in J} \sum_{l \in L} [\Lambda(a', j', i, l, j'')] da'}$$

Le dénominateur représente le facteur de normalisation égal au nombre de parents dans l'état  $(j', i)$ . Le rapport correspond donc à la richesse moyenne d'un agent dans l'état  $(j', i)$ .

- les anticipations de consommation moyenne du descendant sont correctes<sup>3</sup> :

$$\bar{c}_i^{-j} = \sum_{j' \in J} m s_{j'}^{j'} \frac{\int_A \sum_{j'' \in J} \sum_{l \in L} [c \cdot \Lambda(a, j', i - i_p, l, j'')] da}{\int_A \sum_{j'' \in J} \sum_{l \in L} [\Lambda(a', j', i - i_p, l, j'')] da'}$$

- la caisse ponctionnant les legs sans héritier direct et taxant les héritiers directs équilibre ses recettes et ses versements :

$$f = \int_A \sum_{j \in J} \sum_{i \in I} \sum_{l \in L} \sum_{j' \in J} m_i^j \cdot \Lambda(a, j, i, l, j') \cdot [\Xi_j^i \cdot a + (1 - \Xi_j^i) \cdot t(a)] da$$

où  $t(a)$  représente le montant des droits de succession appliqués au legs  $a$  et où  $\Xi_j^i$  représente la probabilité pour un agent de type  $j$  et d'âge  $i$  d'avoir déjà perdu son enfant et vaut :

$$\Xi_j^i = \sum_{j'' \in J} m s_{j''}^{j''} \cdot \left[ 1 - \prod_{i'=0}^{\max(0, i - i_p)} (1 - m_{i'}^{j''}) \right]$$

Le modèle théorique étant présenté, nous indiquons dans la section suivante la façon dont il est simulé.

### 3 Méthode de simulation

Les données du modèle proviennent de sources statistiques françaises, la phase d'étalonnage portant sur un nombre limité de paramètres non observables. Les choix d'accumulation des ménages sont finalement déterminés à l'aide de méthodes numériques.

#### 3.1 Données

Dans cette sous-section, nous présentons les données utilisées dans le modèle : les données par catégorie socioprofessionnelles, la matrice de mobilité sociale, les taux de mortalité, les droits de succession et les différents rendements de l'épargne.

3. La modification de la structure d'une cohorte par PCS en fonction de la mortalité différentielle n'est pas prise en compte. Cette simplification est d'ailleurs cohérente avec le fait que ce motif de legs est toujours opérationnel, même si le descendant est déjà décédé. Par ailleurs, pour  $i < i_p$ , les descendants n'ont pas encore 20 ans, donc leur consommation n'est pas calculable, mais dans ce cas le taux de mortalité de l'ascendant est nul, donc le motif de legs n'est pas opérationnel.

La période du modèle est le trimestre. Une fréquence plus basse ne permettrait pas une dynamique réaliste de l'état d'emploi des ménages. Les agents débutent leur vie économique à 20 ans, et peuvent vivre jusqu'à 100 ans, soit une durée totale de 80 ans ou encore 320 périodes. La différence d'âge entre deux générations successives  $i_p$  est fixé à 120 trimestres, soit 30 ans. Le paramètre  $\phi_2$  est fixé à 100, soit un niveau légèrement inférieur à  $i_p$ .

L'INSEE distingue six catégories socioprofessionnelles au niveau le plus agrégé : (i) les agriculteurs exploitants, (ii) les artisans, commerçants et chefs d'entreprises, (iii) les cadres et professions libérales, (iv) les professions intermédiaires, (v) les employés et (vi) les ouvriers. Le modèle se démarque sensiblement de cette nomenclature et retient : (i) les chefs d'entreprise, (ii) les artisans et commerçants, (iii) les cadres et professions libérales, (iv) les professions intermédiaires, (v) les employés et ouvriers qualifiés et (vi) les ouvriers non qualifiés. Nous avons exclu du modèle les agriculteurs exploitants en raison de la forte hétérogénéité des situations que cette catégorie recouvre, de son poids limité dans la population totale (moins de 1 % à l'état stationnaire du modèle) et de l'imprécision des sources fiscales utilisées (les bénéficiaires agricoles ne donnent pas toujours lieu à une déclaration et les forfaits calculés par le fisc sont peu représentatifs du revenu disponible). Par ailleurs, nous isolons les chefs d'entreprise des artisans et commerçants et les ouvriers non qualifiés des ouvriers qualifiés, car la catégorie définie par l'INSEE masque de fortes disparités de revenus (cf. construction des revenus d'activité dans l'annexe 2). Enfin, les simulations du modèle indiquent des comportements d'accumulation quasiment identiques pour les employés et les ouvriers qualifiés. Nous avons donc finalement choisi de les regrouper.

Les valeurs retenues concernant la matrice de mobilité sociale, les transitions sur le marché du travail, les revenus sur le cycle de vie ainsi que les divers ratios de remplacement sont détaillés en annexe. La plupart des études récentes (DOMELL et KLEIN (2002), DE NARDI (2003)) supposent que les agents peuvent transiter par toutes les classes de revenu suivant un processus markovien. Nous supposons ici l'absence de mobilité intragénérationnelle au sens d'un déplacement d'une PCS à une autre au cours de la période d'activité. Toutefois, nous prenons en compte l'évolution des revenus au cours de la carrière à l'aide de l'Enquête Fiscale de 1996 (voir l'annexe 2).

Les tables de mortalité sont construites comme suit. À partir de données différenciées par PCS, nous déterminons les taux de mortalité individuels, en imposant une forme exponentielle, qui correspond assez bien aux données (cf. INSEE Résultats n° 49-50, 1996). Dans un second temps, nous construisons des taux de mortalité apparents des ménages en supposant que les couples sont constitués d'agents de la même catégorie socioprofessionnelle. La construction des tables de mortalité est détaillée dans l'annexe 1. Ces tables sont construites de manière à reproduire les taux de disparition des ménage, lorsque le dernier des deux époux décède. Considérer des tables de mortalité individuelles reviendrait à sous-estimer l'âge moyen de disparition du ménage.

La taxation des legs reproduit le système français de droits de succession détaillé dans l'annexe 5. Le barème s'applique non pas au montant total légué mais à la part reçue par chacun des descendants. Nous tenons compte de cette particularité en divisant par deux le legs soumis à la taxation, ce qui correspond à une hypothèse de deux enfants bénéficiaires par ménage. La part nette dévolue au ménage héritier est ensuite remultipliée par deux.

Chaque catégorie socioprofessionnelle bénéficie d'un rendement propre sur sa richesse :

TABLEAU 2

***Rendement trimestriel du patrimoine total par PCS***

artisans-commerçants	1,261
chefs d'entreprise	1,506
cadres supérieurs et professions libérales	1,000
cadres moyens	0,851
professions intermédiaires	0,779
employés et ouvriers qualifiés	0,746
ouvriers non qualifiés	0,691

Ces différents rendements sont fonctions de la structure observée moyenne du patrimoine de chaque PCS et du rendement appliqué à chaque catégorie d'actifs (livrets, actions, ...). La méthode de construction est présentée dans l'annexe 6. Finalement, le coefficient d'aversion au risque est fixée à 1,5, ce qui représente une valeur médiane utilisée dans la littérature.

### 3.2 Étalonnage

Le nombre de paramètres calibrés est volontairement réduit au minimum afin de limiter la source d'arbitraire inhérente à la stratégie d'étalonnage. La question préliminaire que nous souhaitons poser est en effet la suivante : quelle est l'ampleur des inégalités de richesse explicable à partir d'un modèle d'épargne de cycle de vie avec agents hétérogènes dans lequel le plus grand nombre de processus (mobilité sociale, transitions sur le marché du travail, revenus sur le cycle de vie, ratios de remplacement, taux de mortalité) sont fixés empiriquement ?

Nous avons par conséquent limité le nombre de paramètres à étalonner à deux : le facteur d'escompte psychologique  $\beta$  et le coefficient d'altruisme  $\phi_1$  qui gouverne la propension à léguer. Ces paramètres sont fixés de manière à reproduire les ratios empiriques agrégés patrimoine/produit ( $A/Q$ ) ainsi que les legs/patrimoine ( $B/A$ ).

Le patrimoine agrégé de l'économie française possédé par les ménages est constitué des actifs financiers et professionnels mais également des actifs non professionnels comme les logements (qui représentent 35 % des actifs non financiers) et les terrains. Nous obtenons  $A = 4077$  milliards d'euros en 1997 (Insee première 595), année de l'enquête emploi utilisée. Avec un PIB en fréquence trimestrielle égal à 313 milliards d'euros, le ratio  $A/Q$  s'établit à 13.

Le montant des legs verticaux au cours d'une période est nécessairement sujet à certaines conventions concernant la nature des ressources transmises. À partir des estimations de BARRY *et al.* (1996) et des données du rapport Marini (2002) pour l'année 1994, nous incluons dans les legs les héritages (18,6 milliards d'euros), les donations officielles (16,9 milliards d'euros) et les aides financières descendantes (dons manuels, paiements de loyer, ...) soit 15 milliards d'euros supplémentaires.

Sont exclus les loyers fictifs provenant d'une cohabitation prolongée, les transferts en temps et les dépenses d'éducation. Nous obtenons un total de  $B = 50,5$  milliards d'euros ou encore de 12,7 milliards d'euros en base trimestrielle. Notons que la prise en compte des dons officiels entre vifs double le montant transmis et l'inclusion des aides financières accroît d'un peu moins de 50 % la somme précédente. Pour cette même année, le PIB était de 285,8 milliards d'euros en fréquence trimestrielle. Le ratio  $B/Q$  est donc de 4,44 %. Le ratio  $B/A$  correspondant est d'environ 1,3 % en annuel. À titre de comparaison, BABEAU (1988), à partir d'une définition plus restrictive des legs, trouve un ratio  $B/A$  égal à environ 1 % pour l'année 1984. Ainsi, pour  $A/Q = 3.25$  et  $B/A = 1.25$  % (annuel), nous obtenons  $\beta = 0.9982$  en trimestriel (soit 0.993 en annuel) et  $\phi_1 = -170$  (soit  $\nu = 0.926$ ).

### 3.3 Méthode numérique

En l'absence de solution analytique au programme d'accumulation des agents, nous recourons à des méthodes de résolution numériques. L'espace des états du problème dynamique comporte certaines variables discrètes (âge, PCS, PCS de l'ascendant) et une variable continue, le patrimoine détenu. Nous discrétisons l'ensemble des niveaux de patrimoine accessibles. La résolution comporte deux grandes étapes. La première consiste à calculer les règles d'épargne pour tous les états possibles, la seconde à déterminer l'unique distribution stationnaire engendrée par ces règles de décision et les divers processus aléatoires considérés.

Les règles d'épargne ne sont calculées numériquement que sur la grille de discrétisation. Celles-ci dépendent d'un certain nombre de grandeurs endogènes, comme les anticipations d'héritage, inconnues a priori, et que nous devons initialiser arbitrairement. La grille de discrétisation n'est pas uniforme, elle est plus dense pour les niveaux bas de patrimoine, qui concernent une majorité d'agents. Nous procédons alors par induction rétrospective, c'est-à-dire en débutant par l'âge terminal, puis en itérant vers le passé. Le choix d'épargne est obtenu au moyen de l'équation d'Euler, dont on sait que soit (i) il existe un unique niveau d'épargne la vérifiant, soit (ii) elle n'est jamais vérifiée, lorsque l'agent est contraint par la liquidité, auquel cas son choix optimal est de consommer toute sa richesse. L'équation d'Euler s'écrit :

$$\begin{aligned}
 u'(c(a, j, i, l, j')) &= \beta (1 - m_{i+1}^j) (1 + r^j). \\
 &\left[ (1 - m_{i+1+i_p}^j) \sum_{l' \in L} \left[ \pi_{l, l'}^{j, i+1} u'(c(a', j, i+1, l', j')) \right] \right. \\
 &+ m_{i+1+i_p}^j \sum_{l' \in L} \left( \pi_{l, l'}^{j, i+1} u' \left( c(a' + \hat{h}(j', i+1+i_p), j, i+1, l', 0) \right) \right) \left. \right] \\
 &+ \beta m_{i+1}^j (1 - t'(a')) v'(a' - t(a'), i+1, j)
 \end{aligned}$$

Les choix d'épargne ne sont pas restreints à la grille, car nous interpolons les espérances d'utilité future.

La seconde étape est opérée en appliquant les règles de décision, période après période, aux distributions d'agents calculées sur la grille. Les ménages entrent dans

la vie active par le chômage. Comme la génération entrante ne dispose pas encore de patrimoine, la distribution est dégénérée en un unique point masse. Puis, période après période, nous appliquons les règles d'épargne correspondantes, ainsi que les probabilités de transition entre les différents états. La phase la plus délicate numériquement consiste à faire hériter les ménages, distribués sur un grand nombre de niveaux de richesses, à partir d'une distribution des legs qui (i) est elle aussi définie sur un grand nombre de points et (ii) est initialement inconnue, car endogène. C'est pourquoi nous amorçons le processus en supposant que les legs à tous âges sont nuls, et calculons les distributions d'agents à tous les âges, en commençant par l'entrée dans la vie active, et en appliquant cette famille de distribution de legs. En sortie, nous disposons des distributions effectives des agents, que nous réinjectons lors d'une nouvelle itération en tant que distributions des legs, puis nous itérons jusqu'à ce que distributions postulées ex ante et calculées ex post soient numériquement suffisamment proches.

Cette seconde étape calculant les distributions d'agents repose évidemment sur les règles de décision calculées précédemment, qui elles-mêmes sont fonction d'un certain nombre d'anticipations – essentiellement les anticipations d'héritage. C'est pourquoi, à l'issue de la seconde étape, nous pouvons reconstruire les héritages moyens par âge et PCS, et les comparer aux niveaux supposés initialement. Tant que la différence demeure significative, nous itérons, en injectant comme anticipations dans le programme des agents les moyennes calculées ex post sur les distributions simulées, et répétons les deux grandes étapes autant de fois que nécessaire, jusqu'à obtenir la convergence.

## 4 Résultats

---

### 4.1 Accumulation sur le cycle de vie

Les graphiques ci-dessous reproduisent les comportements moyens d'accumulation sur le cycle de vie par PCS.

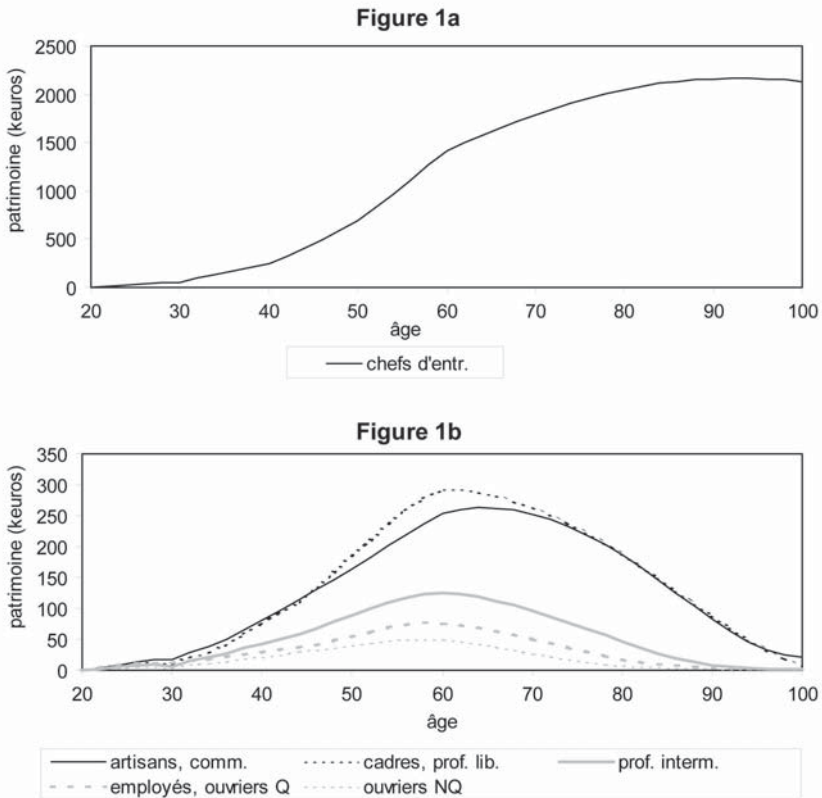
Hormis les chefs d'entreprise, l'allure générale révèle une première période d'accumulation jusqu'à la retraite ( $J_R = 160$ ), puis une désaccumulation progressive permettant d'amortir la baisse des revenus au passage à la retraite. Étant données les espérances de vie de chacune des PCS, toutes les catégories sont susceptibles de laisser un héritage à leur descendance. Mais, excepté pour les chefs d'entreprise<sup>4</sup>, la taille du legs décline rapidement avec l'avancement dans l'âge et devient même nulle pour les ouvriers et employés atteignant l'âge maximal.

Il apparaît nettement que les profils d'accumulation ne découlent pas d'un simple redimensionnement d'un profil commun en fonction du revenu permanent. Les

---

4. Sur le cycle de vie, le patrimoine moyen des chefs d'entreprise est de 970 000 euros, à comparer aux 790 000 euros indiqués dans Insee Synthèse n° 28 (données de 1997, Enquête Patrimoine 1998). Dans la mesure où l'Enquête patrimoine ne sous-estime pas trop le montant des très hauts patrimoines (voir par exemple la description de l'enquête dans Insee Synthèse n° 28), le modèle surestime le niveau absolu du patrimoine des chefs d'entreprise d'environ 20 %.

FIGURE 1A ET 1B

*Accumulation sur le cycle de vie par PCS*

trois PCS aux revenus les plus élevés conservent un patrimoine significativement positif aux âges les plus élevés. Cette caractéristique est en accord avec le constat général que les classes les plus aisées laissent une part disproportionnée de leur richesse à leur descendance.

## 4.2 Distributions des richesses

Le modèle théorique satisfait-il approximativement la distribution empirique des richesses ? Le tableau 3 ci-dessous présente différents résultats distributionnels et agrégés de l'économie de référence.

TABLEAU 3

(en %)	Gini	50 %	20 %	10 %	5 %	1 %
données	60 – 70	92 – 95	70 – 75	45 – 50	35 – 40	15 – 25
modèle de référence	67,2	92,9	69,8	50,6	34,9	16,1



La seconde colonne indique les coefficients de Gini empirique et théorique et les suivantes la part de la richesse détenue par différents quantiles de la population. La première ligne (de la 3<sup>ème</sup> à la 7<sup>ème</sup> colonne) indique les  $x$  % des ménages les plus riches. Les lignes suivantes la part de la richesse détenue par cette population. Nous comparons les résultats empiriques à la distribution simulée indiquée en troisième ligne. Par exemple, les 1 % des ménages les plus riches disposent dans le modèle de 16,1 % de la richesse totale et dans les données empiriques de 15 à 25 % de la richesse agrégée, ce qui est satisfaisant.

Le coefficient de Gini théorique vaut 67,2 %, le coefficient empirique se situant entre 60 % et 70 % (cf. HOURRIEZ & ROUX p. 278, (2001)). La distribution théorique semble donc satisfaisante, du moins au regard de ce critère d'inégalité synthétique. Lorsqu'on se penche sur l'extrémité droite de la distribution, on s'aperçoit que le modèle ne sous-estime pas excessivement la concentration des patrimoines, puisque le dernier centile se trouve au niveau bas de la fourchette empirique de 15 à 25 %. Évidemment, ce résultat empirique est lui-même présenté avec une très large fourchette. En revanche, dès qu'on s'intéresse aux autres quantiles on remarque que le modèle est relativement proche des données, même lorsque ces dernières semblent connues avec davantage de précision, comme c'est le cas pour les quantiles à 10 %, 20 % et 50 %. Quant à la concentration des ménages sans richesse, il semble que le modèle ne tende pas à la surestimer, puisque le patrimoine détenu par les 50 % les plus riches se situe dans la fourchette empirique.

### 4.3 Distribution des legs

Nous regardons maintenant si le modèle permet également de rendre compte de la distribution empirique des legs. Nous utilisons à cette fin les données fournies par le rapport MARINI (2002) sur le nombre de successions en 1994 et en 2000 ainsi que leurs concentrations. La comparaison des distributions doit être faite avec une certaine prudence puisque les champs d'observation ne sont pas identiques. En premier lieu, les capitaux transmis au bénéficiaire d'un contrat d'assurance vie n'entrent pas dans l'actif successoral, ce qui signifie qu'une partie des transmissions (jusqu'à 152 500 euros par bénéficiaire) échappe aux statistiques. De plus, alors que le modèle prend comme unité de base le ménage, lequel est supposé transmettre une fois pour toute le patrimoine à ses descendants à sa date d'extinction, les statistiques de la Direction Générale des Impôts comptabilisent les transmissions individuelles. C'est le cas dans la situation la plus fréquente du régime de la communauté légale qui concerne 89 % des couples (BARTHEZ et LAFERRÈRE (1996)). Le conjoint survivant bénéficie dans ce cas de la moitié de la communauté et seule la seconde moitié entre dans les biens de succession du défunt. Les données comptabilisent par conséquent deux successions de plus petite taille quand le modèle n'en compte qu'une portant sur la totalité des biens du couple, ce qui tend à multiplier les petites transmissions dans les données. Ce dernier point introduit une source de biais potentiel d'autant plus important que le régime de la séparation des biens est principalement choisi par les couples les plus riches (BARTHEZ et LAFERRÈRE (1996))<sup>5</sup>. Conformément à la législation qui exonère de déclaration les successions

5. Ce biais est d'autant plus important que les patrimoines au sein du couples sont asymétriques. Notons que les transmissions observées agrègent les donations antérieures de moins de dix ans. Cela peut également constituer un biais potentiel dans la mesure où les donations antérieures de plus de 10 ans ne sont pas comptabilisées et parce que les donations sont plus concentrées que les legs (MARINI (2002)). Parallèlement, les donations d'ancienneté supérieure à 10 ans sont fiscalement exonérées de droit de succession. Les personnes décédées en 2000 n'ont toutefois pas bénéficié de cette mesure, décidée en 1992.

inférieures à 1 500 euros, le tableau ci-dessous ne comptabilise que les legs supérieurs à ce seuil.

Ces mises en garde étant faites, nous présentons dans le tableau suivant les données sur les successions.

TABLEAU 4

(en %)	80 %	60 %	40 %	20 %	10 %
données 1994	97,6	90,6	79,0	59,8	43,9
données 2000	97,8	91,6	80,6	61,9	46,3
modèle	99,0	95,5	87,5	70,0	54,5

Sources : Enquête sur les mutations à titre gratuit, DGI, Insee. Lecture : en 2000, 10 % des transmissions les plus élevées ont totalisé 46,3 % du montant agrégé transmis.

Le modèle ne réplique qu'imparfaitement la distribution des legs et exhibe un excès de concentration des transmissions ainsi qu'une proportion insuffisante de successions puisque 60 % des ménages lèguent dans le modèle, contre 67 % dans les données en 2000<sup>6</sup>. Cela dit, les distributions théoriques et empiriques seraient proches si le modèle décrivait fidèlement les distributions de patrimoine aux âges les plus avancés. Ainsi, la comparaison des inégalités de patrimoine (cf. sous-section précédente) révèle que le modèle décrit correctement les inégalités globales de richesse. L'analyse des inégalités dans les transmissions indique quant à elle que la reproduction des inégalités de richesse par tranche d'âge est un peu plus approximative.

#### 4.4 Rôle de l'hypothèse de stationnarité

La distribution stationnaire des catégories sociales diffère de la distribution observée car la première est issue de l'itération répétée de la table de mobilité sociale à l'horizon infini. Ce faisant, elle prolonge dans le futur les évolutions actuelles de l'économie française en termes de stratification sociale. Cette construction est inhérente à la méthode de résolution choisie qui compare des états stationnaires de l'économie. Les écarts entre la distribution empirique actuelle et la distribution stationnaire sous-jacente à la table de mobilité sociale sont les suivants :

TABLEAU 5

PCS	Distribution observée	Distribution stationnaire
Artisans, commerçants	7,5 %	5,1 %
Chefs d'entreprise	1,0 %	0,7 %
Cadres, professions libérales	16,8 %	16,8 %
Professions intermédiaires	24,2 %	26,3 %

6. En outre, il est peu probable que la prise en compte d'un unique legs par ménage puisse expliquer la différence. Il semble en effet que le morcellement dû à l'existence de plusieurs legs par ménage tende au contraire à accroître davantage la concentration des legs.

Employés et ouvriers qualifiés	41,9 %	45,3 %
Ouvriers non qualifiés et agricoles	8,6 %	5,8 %
Total	100 %	100 %

Les différences sont significatives pour la plupart des catégories sociales. La distribution stationnaire comporte moins de très riches (les chefs d'entreprise passent de 1 % à 0,7 % mais aussi moins de très pauvres (les ouvriers non qualifiés), ce qui tendrait à sous-estimer les inégalités de richesse. Une manière simple de corriger ce biais est de modifier directement la table de mobilité utilisée dans le modèle de telle manière à ce que la distribution stationnaire implicite se rapproche de la distribution courante. Dans un premier temps, nous modifions les probabilités par origine (les lignes dans le tableau) de façon uniforme de telle manière à ce que les marges soient égales aux fréquences empiriques, puis nous recorrigons également de façon uniforme les probabilités par destination de manière à ce que la somme soit égale à 1 par PCS du père. En partant de la table de mobilité indiquée dans le papier, cela revient à opérer les changements de poids suivants :

TABLEAU 6

PCS du fils\père	1	2	3	4	5	6
Artisans, commerçants (1)	-0,059	-0,059	-0,021	-0,021	-0,021	-0,021
Chefs d'entreprise (2)	-0,008	-0,008	-0,003	-0,003	-0,003	-0,003
Cadres, prof. libérales (3)	0,007	0,007	-0,004	-0,003	0,000	0,001
Prof. intermédiaires (4)	0,031	0,031	0,021	0,022	0,019	0,018
Employés et OQ (5)	0,048	0,048	0,015	0,022	0,044	0,053
ONQ (6)	-0,018	-0,018	-0,008	-0,017	-0,039	-0,047
Total	0	0	0	0	0	0

La méthode produit des résultats corrects. Nous obtenons la nouvelle distribution stationnaire suivante :

TABLEAU 7

PCS	Distribution observée	Distribution stationnaire	Distribution recalculée
Artisans, commerçants	7,5 %	5,1 %	7,9 %
Chefs d'entreprise	1,0 %	0,7 %	1,1 %
Cadres, professions libérales	16,8 %	16,8 %	16,6 %
Professions intermédiaires	24,2 %	26,3 %	23,9 %
Employés et ouvriers qualifiés	41,9 %	45,3 %	41,9 %
Ouvriers non qualifiés et agricoles	8,6 %	5,8 %	8,6 %
Total	100 %	100 %	100 %

Muni de cette nouvelle table, nous pouvons recalculer la distribution des richesses et la comparer avec la distribution du modèle.

TABLEAU 8

(en %)	Gini	50 %	20 %	10 %	5 %	1 %
données	60 - 70	92 - 95	70 - 75	45 - 50	35 - 40	15 - 25
modèle complet (rappel)	67,2	92,9	69,8	50,6	34,9	16,1
avec la nouvelle table	67,6	92,7	70,2	52	36,5	17,1

Les différences restent limitées puisque l'écart entre les quantiles reste dans une marge étroite. Le coefficient de Gini est également assez stable. Plus important encore, les statistiques corrigées se situent dans les intervalles empiriques cibles. Ces réserves étant faites, nous pouvons maintenant passer à une étape plus analytique des facteurs à l'origine des inégalités de patrimoine.

## 5 L'impact des différents facteurs d'inégalités

Quels sont les facteurs susceptibles d'interagir avec les inégalités de revenu et la dispersion des richesses ? Le modèle contient plusieurs de ces facteurs que nous détaillons dans cette section. Il existe en premier lieu des mécanismes qui découragent l'épargne des classes les moins riches, mécanismes par lesquels les inégalités de richesse accentuent les inégalités de revenu.

En premier lieu, le rapport entre le dernier salaire perçu en activité et l'allocation de retraite est nettement décroissant par rapport au revenu en raison d'un niveau minimal d'allocation fourni (INSEE Synthèse n° 9). Ce ratio vaut ainsi 80 % pour les ouvriers non qualifiés et seulement 50 % pour les chefs d'entreprise. Ces derniers sont donc incités à accumuler une épargne de prévoyance proportionnellement supérieure à celle des classes moins aisées.

En second lieu, les espérances de vie diffèrent considérablement suivant les PCS. À 35 ans, un ménage d'ouvrier non qualifié s'attend à vivre en moyenne 18,3 années de retraite, alors que l'horizon des cadres supérieurs et des professions libérales s'étend à 25,9 années. Ces deux types de corrélations réduisent l'incitation des bas revenus à épargner et tendent également à augmenter les inégalités de richesse.

Il existe d'autres facteurs d'amplification des inégalités de revenu : la présence de legs volontaires concentrés parmi les classes aisées et les différentiels de rendement de l'épargne. Nous nous concentrons dans la suite sur l'effet quantitatif de ces deux derniers facteurs.

### 5.1 L'impact des legs volontaires sur les inégalités

Afin d'évaluer l'impact des legs volontaires sur les inégalités de richesses, nous simulons une économie dans laquelle les agents sont indifférents au bien-être de

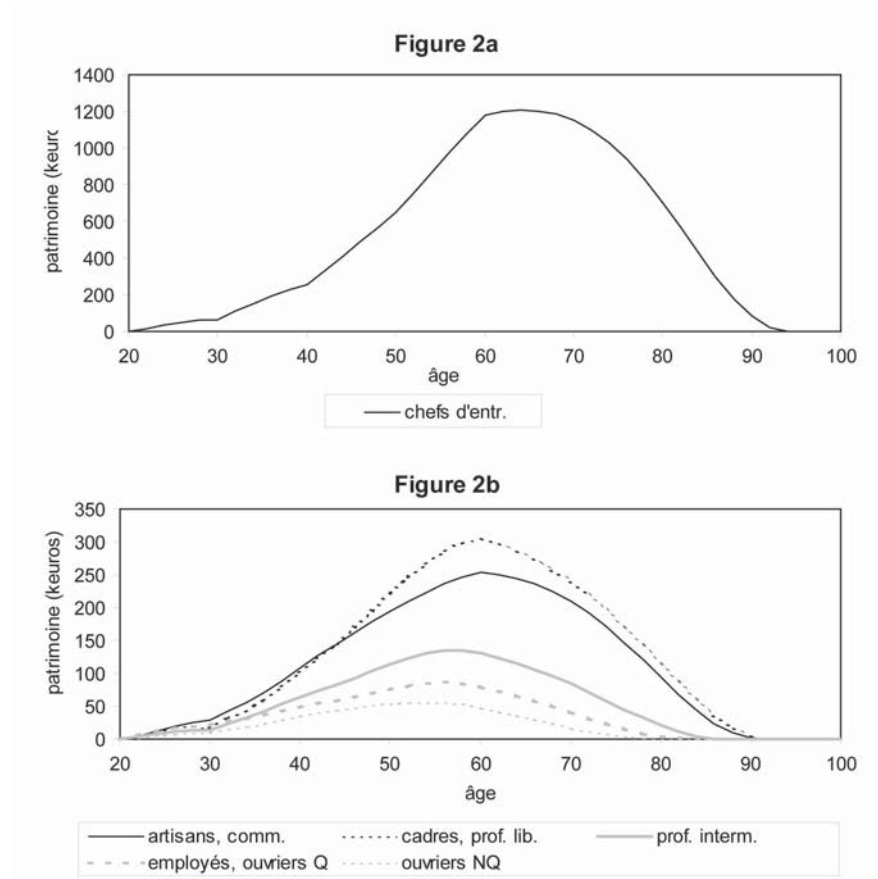
leur descendance. Ce cas revient à poser  $\phi_1 = 0$ . Cela n'implique nullement que les ménages ne transmettent plus à leurs enfants. En effet, en l'absence de transformation de son patrimoine en rente viagère, la richesse sert à maintenir un niveau de vie supérieur à ce qu'offre la pension de retraite. L'agent peut toutefois décéder avant d'épuiser sa richesse et laisser « accidentellement » un patrimoine à ses descendants.

Lors de la phase d'étalonnage, nous ne disposons plus que d'un seul degré de liberté, à savoir le facteur d'escompte psychologique. En conséquence, nous ne pouvons étalonner qu'un seul ratio, le rapport patrimoine sur revenu  $A/Y = 3,25$  (annuel). Il vient  $\beta = 1.0006$  en trimestriel. Le second ratio  $B/A$  est maintenant de 0,5 % (annuel), soit 2,5 fois moins que dans le modèle de référence. A contrario, les résultats de cette variante montre l'importance des legs volontaires pour rendre compte du volume des transmissions. Comme on pouvait s'y attendre, ce modèle sous-estime les transferts intergénérationnels. Les graphiques 2a et 2b ci-dessous représentent les profils d'accumulation sur le cycle de vie par PCS.

De manière assez prévisible, en l'absence de motif de legs, les agents atteignant l'âge maximum finissent de liquider leur patrimoine restant. Les écarts inter-PCS

FIGURE 2A ET 2B

*Accumulation sur le cycle de vie par PCS*



tendent sensiblement à se réduire. Au pic de l'accumulation, le patrimoine moyen des chefs d'entreprise est sensiblement réduit, alors que celui des professions à revenu plus modeste tend légèrement à s'accroître.

Le tableau ci-dessous présente les résultats distributionnels obtenus.

TABLEAU 9

(en %)	Gini	50 %	20 %	10 %	5 %	1 %
données	60 - 70	92 - 95	70 - 75	45 - 50	35 - 40	15 - 25
modèle complet (rappel)	67,2	92,9	69,8	50,6	34,9	16,1
absence de motifs de legs	59,4	89,7	61,2	41,7	26,6	8,9

Les résultats sont nettement moins satisfaisants en l'absence de motif de legs, et ce à presque tous les quantiles. La concentration des patrimoines est sous-estimée, que ce soit pour le dernier centile, ou même pour le dernier décile. L'indice de Gini se situe à la limite inférieure de l'intervalle acceptable. Il apparaît donc que le motif de legs exerce un impact quantitatif très significatif, puisqu'il est capable à lui seul d'accroître de plus de 7 points la fraction de richesse détenue par le dernier centile. La résorption rapide de la richesse en fin de vie pour toutes les classes sociales indique a contrario que dans le cas avec legs volontaire, la volonté de léguer une fraction élevée de son revenu permanent touche majoritairement les classes les plus aisées.

L'impact positif du legs volontaire sur les inégalités s'explique de la façon suivante. Les ménages les plus riches anticipent que leurs descendants gagneront moins qu'eux en raison d'un processus de retour vers la moyenne des statuts sociaux. Un ménage appartenant à une PCS basse s'attend à l'inverse à ce que son descendant consomme en moyenne plus que lui. Pour peu que le facteur d'altruisme  $\phi_1$  ne soit pas trop élevé, il désire léguer un héritage négatif, et bute donc contre la contrainte  $a_{i_{\max+1}} = 0$ . Ainsi, un agent pauvre à la consommation basse n'a pas d'incitation à transmettre. À l'opposé, un agent au revenu relativement élevé dispose d'une consommation moyenne significativement supérieure à celle qu'il attribue à son descendant, ce qui rend opérant le motif de legs. Cette spécification confère donc à l'héritage le caractère d'un bien de luxe, en conformité avec ses caractéristiques empiriques (MENCHIK et DAVID, 1983)<sup>7</sup>.

## 5.2 L'importance des rendements hétérogènes de l'épargne

Le rendement de l'épargne étant positivement corrélé avec la richesse moyenne, des différences de taux d'intérêt sont un facteur potentiel d'inégalité. Encouragé par un rendement supérieur, les classes les plus riches reportent leur consommation en fin de période de vie, ce qui accroît leur richesse moyenne sur le cycle de vie. Pour vérifier cette hypothèse, nous simulons une économie avec un taux d'intérêt

7. Avec une utilité du legs de type  $v(b) = \phi_1 \cdot b^{1-p}$  (dite « *joy of giving* »), la richesse transmise est approximativement proportionnelle au revenu permanent du donneur, ce qui laisse pratiquement inchangée l'ampleur des inégalités du modèle précédent.

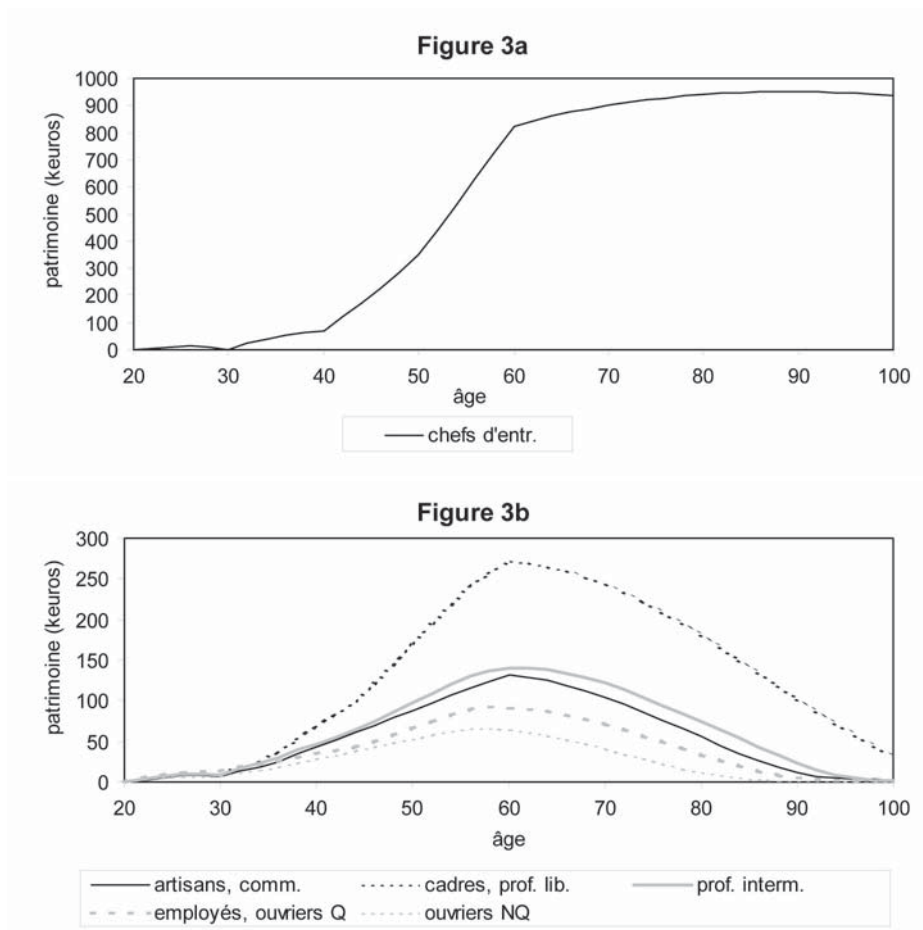
unique. Nous prenons un taux d'intérêt égal à 0,8 % par trimestre, soit un peu plus de 3,2 % lorsqu'il est annualisé. Le cadre de cycle de vie invite à considérer l'épargne comme un placement à long terme pour la retraite. D'un autre côté, les ménages pauvres détiennent une fraction très significative de leur richesse sous forme de livrets défiscalisés dont le rendement est faible, voire négatif en termes réels. La valeur retenue de 0,8 % correspond au rendement des logements entre 1988 et 1996 et est une valeur moyenne entre différents placements (voir l'annexe 6).

Le nouvel étalonnage avec rendement unique aboutit aux valeurs  $\beta = 0.9984$  et  $\phi_1 = -211$  (soit  $v = 1.15$ )<sup>8</sup>. Tous les autres paramètres sont identiques à ceux du modèle précédent.

Comme dans le modèle complet, la présence de legs volontaires rompt l'homothéticité des profils d'accumulation. On remarque que les ménages à revenu élevé épargnent très peu durant leur jeunesse. En effet, leur profil de revenu est nettement

FIGURE 3A ET 3B

*Accumulation sur le cycle de vie par PCS*



8. Le facteur d'altruisme, dans le modèle de référence comme dans celui-ci, se situe au voisinage de l'unité.

plus croissant que la moyenne, donc leur incitation à épargner est réduite. Ce mécanisme était déjà présent dans les deux modèles précédents, mais il était atténué par les différentiels de rendement de l'épargne, qui incitaient davantage les hauts revenus à différer leur consommation. Ici, en l'absence de tels différentiels, le pur effet carrière explique pourquoi, dans l'absolu, les cadres épargnent moins que les professions intermédiaires jusqu'environ 35 ans.

Le tableau 10 ci-dessous présente les résultats distributionnels.

TABLEAU 10

(en %)	Gini	50 %	20 %	10 %	5 %	1 %
données	60 – 70	92 – 95	70 – 75	45 – 50	35 – 40	15 – 25
modèle complet (rappel)	67,2	92,9	69,8	50,6	34,9	16,1
sans legs volontaires (rappel)	59,4	89,7	61,2	41,7	26,6	8,9
rendement commun de l'épargne	59,7	90,2	61,4	41,4	26,4	8,9

On remarque que les écarts de rendements semblent eux aussi jouer un rôle essentiel dans la concentration des richesses du modèle de référence, puisqu'ici, l'indice de Gini tombe à 59,7, et la fraction de richesse détenue par les 5 % les plus riches ne vaut que 26,4 %. De plus, il est remarquable que les résultats distributionnels soient très proches de ceux du modèle précédent, où manquait le motif de legs. Ces deux variantes confèrent donc un poids égal à ces deux facteurs potentiels d'inégalité, de sorte qu'il n'est pas possible d'attribuer à l'un ou l'autre facteur un rôle prépondérant dans la constitution des inégalités de patrimoine.

Après s'être intéressé à des facteurs aggravant les inégalités de richesse, nous nous tournons maintenant vers un facteur de réduction des inégalités : les droits de succession.

### 5.3 L'impact d'une réforme de la fiscalité de l'héritage

Que peut-on dire de l'impact des droits de succession sur les inégalités de patrimoine ? La taxation des transmissions modifie-t-elle sensiblement la structure des inégalités ? La réponse à ces questions est importante dans un environnement fiscal que d'aucuns jugent plus concurrentiel et où une réduction sensible de la pression fiscale sur les revenus du capital s'observe un peu partout dans le monde. Les États-Unis sont ainsi entrés dans une phase suppression progressive du système d'imposition des héritages alors que l'Italie a supprimé les droits de succession. Des projets de simplification et réduction des taux sont actuellement discutés en France comme l'atteste un rapport sénatorial récent (MARINI (2002)).

Les droits de succession sont traditionnellement reconnus comme un facteur de réduction des inégalités mais il n'existe à notre connaissance aucune étude chiffrée permettant d'évaluer leur impact dans le cas de la France. Afin d'estimer son importance, nous considérons une économie dans laquelle la fiscalité est supprimée et la comparons à l'économie de référence. Les résultats distributionnels d'une suppression totale des droits de succession sont présentés ci-contre.



TABLEAU 11

(en %)	Gini	50 %	20 %	10 %	5 %	1 %
modèle complet (rappel)	67,2	92,9	69,8	50,6	34,9	16,1
suppression de la taxation	70,4	94,0	73,5	54,6	38,8	18,7

L'indice de Gini augmente de 3,2 points en cas de suppression des droits de succession, ce qui est tout à fait significatif. On observe également un impact non négligeable sur tous les quantiles, mais ces hausses sont évidemment tirées par un enrichissement significatif du haut de la distribution. L'essentiel de l'accroissement se concentre parmi les très hauts patrimoines puisque les quatre points de richesses supplémentaires gagnés par les 20 % les plus riches se retrouvent de fait intégralement captés par la sous-population des 5 % les plus riches. Au total, ces résultats suggèrent que les effets de la fiscalité de l'héritage sur les inégalités sont de premier ordre.

## 6 Conclusion

Nous nous sommes efforcés dans cet article de formuler un modèle de distribution des richesses proche de la distribution empirique française. La répartition des patrimoines étant nettement plus inégalitaire que la distribution des revenus, il convient d'expliquer au préalable pourquoi les ménages les plus richement dotés sont également ceux qui épargnent la plus grande partie de leur revenu. Ces différences de comportements d'accumulation s'expliquent par le fait que les revenus supérieurs ont une retraite plus longue et un ratio de remplacement à l'âge de la retraite plus faible, bénéficient de meilleurs rendements pour leur épargne, reçoivent un héritage supérieur en raison d'une mobilité sociale imparfaite et désirent finalement léguer une proportion supérieure de leur revenu permanent afin de compenser la position en moyenne inférieure de leurs descendants. Nous avons ainsi montré l'importance de modéliser des comportements différenciés de legs, et l'utilité d'introduire différents rendements de l'épargne.

Pour ce faire, nous avons détaillé le plus possible les différences par âge et PCS sur le marché du travail. Nous avons dû en contre-partie laisser dans l'ombre d'autres dimensions également pertinentes du problème, comme l'hétérogénéité des préférences ou le contexte dans lequel chaque génération successive accumule et fait fructifier son patrimoine (par exemple, la carrière salariale des générations du baby-boom n'est pas la même que celle des générations suivantes). Les résultats présentés sont cependant encourageants puisque les résultats distributionnels sont proches de leurs équivalents dans la distribution française. Ils ouvrent la voie à plusieurs applications dans le futur. Nous envisageons notamment d'étudier l'impact quantitatif de l'impôt sur le revenu sur la distribution des richesses.

Le modèle théorique nous sert dans un second temps à tester quelques variantes de politique économique. Une suppression de l'impôt sur les successions aurait des effets sensibles sur la distribution des plus hauts patrimoines puisque nos estima-

tions suggèrent que les 5 % les ménages les plus dotés en patrimoine gagneraient environ quatre points de richesse totale supplémentaire. Il est intéressant de mettre ces résultats en parallèle de ceux concernant les inégalités de rendement de l'épargne. Une politique consistant à niveler complètement les écarts de rendement des différents produits d'épargne réduirait la part de la richesse totale des plus hauts patrimoines d'un montant considérable puisque selon nos estimations, les 5 % les plus riches verraient leur part de patrimoine baisser de huit points, soit environ le double des effets de la fiscalité progressive des successions.

L'application statistique nous a naturellement conduit à utiliser les professions et catégories socioprofessionnelles de l'INSEE. Cette classification permet d'exploiter de façon cohérente un grand nombre d'indicateurs socio-économiques comme l'espérance de vie, le taux de chômage, la mobilité sociale, la composition de la richesse, le ratio de remplacement à la retraite, les revenus et les transferts sociaux. Ces catégories statistiques ont toutefois certains défauts pour notre exercice. Notamment, les catégories des très hauts revenus ne sont pas assez détaillées dans les statistiques alors qu'ils expliquent l'existence de très grandes richesses que le modèle peine à faire apparaître. Nous souhaitons ainsi à l'avenir croiser les statistiques par PCS avec d'autres sources détaillant plus précisément les inégalités de revenus au sein des très hauts revenus. ■

## Bibliographie

- AIYAGARI S.R. (1994). – « Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving », *Quarterly Journal of Economics*, 109(3), 659-684.
- ARRONDEL L. (1996). – « Patrimoine des ménages : toujours le logement mais aussi les actifs de précaution », *Économie et Statistique*, 296-297, 33-62.
- BABEAU A. (1988). – « Le patrimoine aujourd'hui », *Nathan*.
- BARRY C., DE ENEAU D. et HOURRIEZ J.M. (1996). – « Les aides financières entre ménages », *INSEE Première*, n° 441.
- BARTHEZ A. et LAFERRERE A. (1996). – « Contrats de mariage et régimes matrimoniaux », *Économie et Statistique*, nos 296-297, 6/7, 127-144.
- BLANCHARD (1985). – « Debt, Deficits, and Finite Horizons », *Journal of Political Economy*, 93, 223-247.
- CAROLL C.D. (1998). – « Why Do the Rich Save so Much? », *document NBER*, 6549.
- CHAMBAZ C., GUILLAUMAT-TAILLIET F. et HOURRIEZ J.M. (1999). – « Le revenu et le patrimoine des ménages », *La société française*, Données sociales INSEE, 1999.
- DAVIES J.B. et SHORROCKS A.F. (1999). – « The Distribution of Wealth », *Handbook of Income Distribution*, Vol 1, Ed. Atkinson et Bourguignon.
- DESROSIERES A. et THEVENOT L. (1997). – « Les catégories socioprofessionnelles », *Collection repères*, n° 62.
- DIAZ-GIMENEZ J., QUADRINI V., RIOS-RULL J.-V. et RODRIGUEZ S.B. (2002). – « Updated Facts on the U.S. Distributions of Earnings, Income, and Wealth », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, été.
- DE NARDI M. (2004). – « Wealth Inequality and Intergenerational Links », *Review of Economic Studies*, 71(3), 743-768.
- DOMEI D., KLEIN P. (2002). – « Public Pensions: To What Extent Do They Account for Swedish Wealth Inequality? », *Review of Economic Dynamics*, 2002, 5(3), 503-534.
- DYNAN K.E., SKINNER J. et ZELDES S.P. (2000). – « Do the Rich Save More? », *Document NBER*, 7906.
- GOKHALE J., KOTLIKOFF L.J., SEFTON J. et WEALE M. (2000). – « Simulating the Transmission of Wealth Inequality via Bequest », *Journal of Public Economics*, 79(1), 93-128.

- HEER B. (1999). – « Wealth Distribution and Optimal Inheritance Taxation in Life-Cycle Economies with Intergenerational Transfers », *Scandinavian Journal of Economics*, 103(3), 445-465.
- HOURIEZ et ROUX (2001). — « Inégalités économiques », *Conseil d'Analyse Économique*, 33.
- HOURIEZ et ROUX (2001). – « Vue d'ensemble des inégalités de revenu et de patrimoine », *Document de travail INSEE*, F0103.
- HUBBARD R.G., SKINNER J. et ZELDES S. (1995). – « Precautionary Saving and Social Insurance », *Journal of Political Economy*, 103(2), 360-399.
- HUGGETT M. (1993). – « The Risk-Free Rate in Heterogeneous-Agent Incomplete-Insurance Economies », *Journal of Economics, Dynamics and Control*, 17, 953-969.
- HUGGETT M. (1996). – « Wealth Distribution in Life-Cycle Economies », *Journal of Monetary Economics*, 38, 469-494.
- HUGGETT M. et VENTURA G. (2000). – « Understanding Why High Income Households Save More Than Low Income Households », *Journal of Monetary Economics*, 45, 361-397.
- HURD (1987). – « Savings of the Elderly and Desired Bequests », *American Economic Review*, 77(3), 298-312.
- HURD (1997). – « The Economics of Individual Aging », *Handbook of population and family economics*, M. Rosenzweig et O. Stark, éditions North Holland.
- INSEE – « Enquête Actifs financiers », 1991-1992.
- INSEE – « Enquête sur le coût de la main d'œuvre et la structure des salaires en 1992 ».
- INSEE (1993). – « La Société Française, Données Sociales ».
- INSEE (1995). – « Emploi-Revenus n<sup>os</sup> 86-87-88 », *Mobilité sociale*, Tome 1.
- INSEE (1996). – « Enquête emploi », mars.
- INSEE (1998). – « Enquête emploi », mars.
- INSEE (1996). – « Résultats », n<sup>os</sup> 49-50.
- INSEE (1999). – « Emploi-revenus », n<sup>os</sup> 146-147.
- INSEE (1996). – « Synthèse », n<sup>o</sup> 5.
- INSEE – « Synthèse n<sup>o</sup> 9 L'échantillon interrégimes de retraités de 1993 », 25.
- INSEE (1997). – « Synthèse », n<sup>o</sup> 11.
- INSEE (1999). – « Synthèse », n<sup>o</sup> 28.
- INSEE (2002). – « Synthèse », n<sup>o</sup> 65.
- KESSLER D., MASSON A. et PESTIEAU P. (1991). – « Trois vues sur l'héritage : la famille, la propriété, l'Etat », *Économie et Prévision*, 100-10, 1-30.
- KESSLER D. et WOLF E.N. (1991). – « A Comparative Analysis of Household Wealth Patterns in France and the United States », *Review of Income and Wealth*, 37, 249-266.
- LAITNER J.P. (1979). – « Household Bequest Behavior and the National Distribution of Wealth », *Econometrica*, 47, 1175-1193.
- LEGENDRE F. – « Les modèles socio-économiques de micro-simulation : panorama et état des lieux pour la France », *document de travail du CERC*, 99.05.
- LOISY C. (1999). – « Taux d'épargne par catégorie de ménage », *Données sociales*, 294-300.
- LOLLIVIER S. et VERGER D. (1996). – « Patrimoine des Ménages : déterminants et disparités », *Économie et Statistique*, n<sup>os</sup> 296-297, 13-31.
- MARINI P. (2002). – « Rapport d'information n<sup>o</sup> 65 fait au nom de la commission des Finances, du contrôle budgétaire et des comptes économiques de la Nation sur la fiscalité des mutations à titre gratuit », (<http://www.senat.fr/rap/r02-065/r02-065.html>).
- MASSON A. et PESTIEAU P. (1991). – « Types et modèles d'héritage et leurs implications », *Économie et Prévision*, 100-101(4-5), 31-43.
- MENCHIK et DAVID (1983). – « Income Distribution, Lifetime Savings, and Bequests », *American Economic Review*, 73(4), 672-690.
- PIKETTY T. (1998). – « Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France, 1970-1996 », *document de travail*, n<sup>o</sup> 9812 du CEPREMAP.

- QUADRINI (2000). – « Entrepreneurship, Saving, and Social Mobility », *Review of Economic Dynamics*, 3, 1-40.
- QUADRINI V. et RIOS-RULL J.-V. (1997). – « Models of the Distribution of Wealth », *mimeo*.
- WILHELM M. (1996). – « Bequest Behavior and the Effect of Heirs' Earnings: Testing the Altruistic Model of Bequests », *American Economic Review*, 86(4), 874-892.

# Annexe A : Construction des données

## A.1 Construction des tables de mortalité

Les données agrégées sur les taux de mortalité (INSEE Résultats n° 49-50, 1996) révèlent que le taux de mortalité individuel évolue de manière exponentielle. En particulier, il double environ tous les 8 ans. De plus, nous disposons de 2 informations relatives à la mortalité différenciée par PCS : l'espérance de vie à 35 ans ainsi que la proportion d'une cohorte d'individus décédés avant l'âge de 65 ans. Nous calibrons alors les tables de mortalité en imposant  $m_i^j = 0$  pour  $i < 120$  – soit un âge de moins de 50 ans –, une forme exponentielle du type :  $m_i^j = m_{120}^j \cdot e^{\xi_j \cdot i}$  pour un âge supérieur ou égal à 50 ans, et déterminons les paramètres  $m_{120}^j$  et  $\xi_j$  de manière à reproduire les 2 caractéristiques relevées dans les données (INSEE La société française, Données Sociales 1993), et que nous rappelons ici :

TABLEAU 12

### *Mortalité des agents par PCS*

	espér. de vie à 35 ans	prop. décédée avant 65 ans
artisans-commerçants	41	19 %
chefs d'entreprise	43,5	12,5 %
cadres et prof. libérales	44,5	13 %
professions intermédiaires	42	17 %
employés	40	23 %
ouvriers qualifiés	38,5	24,5 %
ouvriers non qualifiés	37	29 %
Ensemble	40	22 %

Nous avons séparé pour information les ouvriers qualifiés des employés qui sont autrement regroupés dans le modèle. On remarque que les ouvriers non qualifiés ont de loin l'espérance de vie la plus basse. En plus des différences de revenus d'activité, cette disparité a été un élément supplémentaire motivant la distinction entre ouvriers qualifiés et non qualifiés.

Afin de construire des taux de mortalité apparents des ménages, nous supposons ici que (i) les ménages sont composés d'agents de la même catégorie socioprofessionnelle et (ii) qu'ils ne sont pas distingués par le nombre de membres qu'ils comportent. Dans le but de construire des tables de mortalité réalistes, nous simulons la taille de la cohorte comprenant au moins un époux en vie comme suit. En partant d'une cohorte  $pop2_i^j$  âgée de  $i$  périodes et de PCS  $j$  caractérisant les ménages dont les deux membres sont encore en vie, la taille de la cohorte d'âge  $i + 1$  dont les deux membres sont toujours en vie s'écrit :

$$pop2_{i+1}^j = pop2_i^j \cdot \left[ 1 - \left( 2 \cdot (1 - m_{i+1}^j) \cdot m_{i+1}^j + m_{i+1}^j \cdot m_{i+1}^j \right) \right]$$

Le terme  $m_{i+1}^j . m_{i+1}^j$  représente la probabilité que les deux époux décèdent au début de la période  $i + 1$ , et  $(1 - m_{i+1}^j) . m_{i+1}^j$  la probabilité qu'un des deux époux décède et l'autre survive. Cette probabilité est multipliée par 2, car il existe deux configurations possibles. Ne disposant pas de données précises sur le taux de mortalité féminin par PCS, nous appliquons les taux de mortalité masculins aux deux agents. La taille de la cohorte  $pop1_i^j$  caractérisant les ménages dont un seul membre est encore en vie évolue alors comme suit :

$$pop1_{i+1}^j = pop1_i^j . (1 - m_{i+1}^j) + pop2_i^j . 2 . (1 - m_{i+1}^j) . m_{i+1}^j$$

où le premier terme représente la cohorte de ménages composés à la période précédente d'un seul membre, et dont le membre est toujours en vie à la période courante, et où le second terme représente les nouveaux ménages de ce type.

Finalement, la cohorte des ménages dont au moins un des deux membres est encore en vie est la somme des deux cohortes écrites ci-dessus, et le taux de mortalité apparent du ménage  $\tilde{m}_i^j$  vaut :

$$\tilde{m}_i^j = 1 - \frac{pop2_{i+1}^j + pop1_{i+1}^j}{pop2_i^j + pop1_i^j}$$

Il s'agit d'un taux de mortalité apparent, car il est appliqué à un agent/ménage et aboutit à une distribution des décès équivalente à celle que l'on obtiendrait en tenant explicitement compte des décès des deux membres du ménage. Le tableau 13 présente l'espérance de vie à 50 ans ainsi que la proportion de ménages éteints à 65 ans par PCS.

TABLEAU 13

***Mortalité simulée des ménages par PCS***

	espér. de vie à 35 ans	prop. décédée avant 65 ans
artisans-commerçants	48,1	3,4 %
chefs d'entreprise	49,4	1,5 %
cadres et professions libérales	50,9	1,6 %
professions intermédiaires	48,4	2,9 %
employés et ouvriers qualifiés	46,0	5,9 %
ouvriers non qualifiés	43,3	8,4 %

L'espérance de vie est sensiblement accrue. On notera que les disparités sont semblables aux précédentes en niveau : les cadres supérieurs vivent en moyenne 7,6 années de plus que les ouvriers non qualifiés. La durée moyenne de retraite d'un ménage composé de cadres est de 25,9 années, contre 18,3 années pour un ménage d'ouvriers non qualifiés. Les disparités en terme de durées moyennes de retraite relatives sont cependant réduites.

## A.2 Construction des revenus

Le revenu des ménages est composé des revenus d'activité, des allocations et prestations diverses, des revenus du patrimoine et s'acquittent de prélèvements obligatoires. Nous exploitons les informations contenues dans l'enquête sur les revenus fiscaux des ménages en 1996 élaborée par l'INSEE (voir HOURRIEZ et ROUX (2001) pour une présentation des données). Le revenu fiscal comprend la totalité des ressources qui sont par nature imposables, avant imputation des déductions, abattements et réductions diverses. Il est composé des traitements, pensions, salaires et rentes, des revenus de capitaux mobiliers imposés à l'impôt sur le revenu, des plus-values réalisées par les particuliers et des revenus fonciers. Il comprend aussi les revenus des professions non salariées. Le revenu fiscal ne comprend pas les revenus de l'épargne exonérés de l'impôt sur le revenu (livrets A, CODEVI, PEL, ...) et ceux soumis au prélèvement libératoire (contrats d'assurance-vie, produits des obligations ...). Ces derniers revenus peuvent être potentiellement importants. Cet écart est toutefois sans incidence pour le modèle qui utilise les revenus exogènes composés des seuls revenus d'activité nets des transferts. Les revenus du patrimoine sont en effet issus des décisions d'accumulation des ménages et sont à ce titre endogènes au modèle.

Les données utilisées distinguent les revenus perçus par les ménages en fonction de la PCS, de la tranche d'âge (15-29 ans, 30-34, 35-44 et 45-60 ans) et du statut d'emploi de la personne de référence. L'enquête revenus fiscaux indique la part des revenus d'activités, des prestations sociales, des prélèvements fiscaux et des revenus de la propriété dans le revenu déclaré. En définitive, les flux exogènes de revenu que les ménages perçoivent à chaque période correspondent aux éléments suivants :

- les revenus d'activité (traitements et salaires, bénéfices industriels et commerciaux et BNC),
- les transferts sociaux, soit les prestations sociales (prestations familiales, logement et RMI) moins les prélèvements fiscaux (IR, taxe d'habitation, CSG et CRDS), mais sans les allocations chômage et retraite qui sont endogènes au modèle.

Le modèle différencie les revenus des ménages en fonction du statut d'emploi des deux membres du couple et distingue les ménages bi-actifs, bi-chômeurs, bi-inactifs, les ménages composés d'un actif et d'un chômeur, d'un actif et d'un inactif ou d'un chômeur et d'un inactif. Contrairement à l'Enquête emploi que nous utilisons pour estimer les probabilités de transition entre les six états, l'Enquête fiscale ne nous fournit cette information que pour la personne de référence du ménage. Nous adoptons alors la démarche suivante. Nous notons  $Y$  les revenus d'activité et la partie des transferts qui est approximativement proportionnelle aux revenus d'activité. La partie des transferts sociaux considérés comme indépendante des revenus d'activité est notée  $T$ . Les ménages bi-actifs bénéficient alors des revenus  $Y + T$ . Les ménages avec un actif et un chômeur de  $0,8 Y$  (revenu d'activité du premier conjoint  $0,5 Y +$  allocation chômage du second conjoint  $0,5 \times 0,6 Y$  avec un taux de remplacement de 60 %)  $+ T$ . Les ménages avec un actif et un inactif perçoivent  $0,5 Y + T$ . Les ménages composés de deux chômeurs de  $0,6 Y + T$ . Les ménages avec un chômeur et un inactif de  $0,3 Y$  (soit  $0,5 \times 0,6 Y$ )  $+ T$  et les ménages inactifs de  $T$ .

En raison de sa faible fréquence dans la population, la classe des chefs d'entreprise pose un problème particulier d'échantillonnage dans l'Enquête fiscale

quand sont distingués simultanément l'âge et le statut d'emploi. Nous avons choisi d'ignorer l'information ayant trait aux chefs d'entreprise chômeurs, dont la taille de l'échantillon ne contient que quelques individus dans l'Enquête. D'autre part, nous avons recalculé les revenus d'activité des ménages chefs d'entreprise occupés en raison d'un biais d'échantillon propre à ce groupe composés de très hauts revenus dispersés. Ce biais tend à sous-estimer le revenu d'activité moyen en pondérant insuffisamment les ménages les plus riches (voir par exemple PIKETTY 1998, p. 153). Nous utilisons en lieu et place les données de salaire net par tranches d'âge issues des Déclarations annuelles des données sociales (DADS) pour l'année 1998 (INSEE (2000)). À des fins d'harmonisation, nous passons des revenus d'activité individuels aux revenus des ménages en additionnant au salaire des chefs d'entreprise le salaire net repris de la même enquête d'un conjoint tiré au sort à l'aide d'une table d'appariement des chefs d'entreprise avec les autres PCS ou des inactifs.

Le ratio  $\rho_2^j$  de remplacement du revenu au passage à la retraite est différent selon la catégorie de revenus et varie entre 56 et 80 %. Ces ratios sont tirés d'INSEE Synthèse n° 9 (1997).

TABLEAU 14  
*ratio de remplacement par PCS*

	ratios de remplacement ( $\rho_2^j$ )
artisans-commerçants	70 %
chefs d'entreprise	50 %
cadres et professions libérales	56 %
professions intermédiaires	70 %
employés et ouvriers qualifiés	78 %
ouvriers non qualifiés	80 %

### A.3 Les transitions emploi-chômage

Nous utilisons l'Enquête emploi de mars 1997 pour calculer les probabilités d'un ménage de transiter d'un statut d'emploi à un autre en fonction de sa tranche d'âge et de sa catégorie sociale. L'échantillon est limité aux couples et comporte 46 000 observations. L'enquête distingue les six situations possibles dans le modèle : les ménages bi-actifs, bi-chômeurs, bi-inactifs, les ménages composés d'un actif et d'un chômeur, d'un actif et d'un inactif ou d'un chômeur et d'un inactif.

### A.4 La table de mobilité sociale

La matrice de mobilité sociale est tirée de l'INSEE (INSEE Emploi-Revenus n° 86-87-88, 1995) et est reproduite dans le tableau 15. La PCS est celle de la personne de référence du ménage. La table originale a été modifiée afin de tenir compte du redécoupage des PCS indiqué en début d'annexe. En accord avec le fonctionnement du modèle nous avons retenu la table de mobilité sociale par des-



tion et non par origine. La table par destination décrit la probabilité qu'un ménage d'une PCS donnée ait un ascendant de telle PCS. La table de référence est reproduite ci-dessous.

TABLEAU 15  
*La matrice de mobilité sociale*

desc.\asc. (%)	1	2	3	4	5	6
1	14,8	14,8	4,4	4,3	4,6	4,8
2	2,0	2,0	0,6	0,6	0,6	0,6
3	14,2	14,2	38,7	20,8	8,1	5,1
4	24,4	24,4	30,3	33,3	22,0	18,8
5	40,1	40,1	24,3	37,6	56,3	60,4
6	4,5	4,5	1,7	3,4	8,3	10,3

Légende : 1 = art. comm., 2 = chefs d'entr., 3 = prof. lib. et cadres, 4 = prof. interm., 5 = employés et ouv. qual., 6 = ouv. non qual.

Les lignes représentent la PCS du descendant, et les colonnes la PCS de l'ascendant. Par exemple, l'intersection de la ligne 6 et de la colonne 5 indique que le descendant d'un employé ou ouvrier qualifié a 8,3 % de chances de devenir ouvrier non qualifié.

## A.5 La taxation des héritages

Les taux marginaux de taxation appliqué à l'héritage perçu par chaque enfant sont reproduits dans le tableau 16 :

TABLEAU 16  
*Taux de taxation des legs*

Tranche de patrimoine en milliers d'euros	Taux marginal
0 – 46	0 %
46 – 53,6	5 %
53,6 – 57,4	10 %
57,4 – 61	15 %
61 – 566	20 %
566 – 896	30 %
896 – 1 746	35 %
> 1 746	40 %

Source : Code général des impôts (2002), articles 775 à 791.

Pour des raisons d'implémentation numérique, nous approximations la courbe des taux marginaux discontinue par paliers par une courbe continue par morceaux en supposant qu'au voisinage immédiat d'un seuil de richesse où le taux saute, le taux

de taxation croît continûment du palier précédent au palier suivant. Par exemple, le taux est nul pour des richesses inférieures à 46 000 euros, puis croît linéairement de 0 % à 5 % sur l'intervalle [46 000 ; 53600].

## A.6 Les rendements différenciés de l'épargne

Pour fixer les différentiels de rémunération de l'épargne, nous procédons de la façon suivante. Nous commençons par calculer les rendements moyens réels de différents placements observés sur une période suffisamment longue afin d'extraire la part conjoncturelle des rémunérations. Nous distinguons différents types de placement présentés avec leur rémunération et les sources dans le tableau 17. Nous choisissons la période 1973-1997 excepté pour les Plans d'épargne logement et le rendement de l'immobilier de résidence où nous disposons seulement de moyennes calculées entre fin 1988 et fin 1997 (INSEE Synthèse n° 11, 1997). N'observant pas le rendement des actifs professionnels autres que les actions cotées, nous choisissons de l'assimiler au rendement de ces derniers. Ces deux types d'actif sont en effet proches par leur nature et leur degré de risque. Tous les rendements sont après impôt puisque par construction des données issues de l'Enquête fiscale de 1990, nous utilisons des revenus déjà nets d'impôts (que cela soit par prélèvement à la source ou par l'IRPP).

TABLEAU 17

### *Rendement réel trimestriel en fonction du type d'actif*

Nature des placements	Description et période de calcul	rendt. trim
Comptes chèques	inflation 1973-1997	- 1,605
Livret	rendement réel livrets A 73-97	- 0,181
Plan d'épargne logem.	INSEE Synthèse n° 11 1988-1996	0,925
Assurance-vie	assimilé à PEL	0,925
Valeurs mobilières	Base Morgan Stanley Capital Intern.	1,985
Logement	INSEE Synthèse n° 11, 1988-1996	0,7938
Actifs professionnels	assimilé à des actions	1,985

Ensuite, nous utilisons les compositions du portefeuille financier par PCS estimées par ARRONDEL (1996). Ces estimations sont reproduites dans le tableau 18 et tiennent compte du redécoupage des PCS. Nous pouvons alors calculer le rendement moyen de l'épargne financière par PCS comme une moyenne des différents rendements pondérée par leur part dans l'épargne financière. Ceci est réalisé en combinant les tableaux 16 et 17. Les résultats sont exposés dans le tableau 18.

Le patrimoine total se compose du patrimoine financier (P.F.), du patrimoine professionnel (P.P.) et du patrimoine immobilier (P.I.). Le patrimoine total par PCS est repris également d'ARRONDEL (1996). Sa répartition pour les artisans commerçants, les chefs d'entreprise et les professions libérales est tiré de INSEE synthèse n° 28 (1999). Le patrimoine professionnel des autres catégories sociales étant négligeable, nous supposons que le patrimoine de ces dernières se répartit uniquement entre du patrimoine financier et de l'immobilier. La composition du patrimoine par PCS est présentée dans le tableau 20.

TABLEAU 18  
*Composition du patrimoine financier par PCS*

	CC	Livret	PEL	AV	Actions	Somme
artisans-commerçants	8,5	14,3	8,6	30,4	38,1	100
chefs d'entreprise	1,7	8,2	1,3	17,5	71,3	100
cadres sup. et prof. lib.	8,8	6,4	9,3	28,2	47,3	100
cadres moyens	5,3	16,7	11,2	16,7	50,1	100
professions intermédiaires	8,4	21,7	15	27,3	27,6	100
employés et ouvriers qual.	9,9	29,2	15,8	23,9	21,3	100
ouvriers non qualifiés	12,4	42,1	10,2	25,1	10,2	100

Légende : CC = compte-chèque, PEL = plan d'épargne logement, AV = assurance-vie.

TABLEAU 19  
*Rendement trimestriel du patrimoine financier par PCS*

artisans-commerçants	0,955
chefs d'entreprise	1,547
cadres supérieurs et professions libérales	1,133
cadres moyens	1,137
professions intermédiaires	0,765
employés et ouvr. qual.	0,578
ouvriers non qualifiés	0,253

TABLEAU 20  
*Composition du patrimoine par PCS*

	P.I.	P.F.	P.P.
artisans-commerçants	0,38	0,24	0,38
chefs d'entreprise	0,3	0,2	0,5
cadres supérieurs et professions libérales	0,6	0,3	0,1
cadres moyens	0,8	0,2	0,0
professions intermédiaires	0,817	0,183	0,0
employés et ouvr. qual.	0,818	0,182	0,0
ouvriers non qualifiés	0,824	0,176	0,0

Légende : P.I. = patrimoine immobilier, P.F. = patrimoine financier, P.P. = patrimoine professionnel.

Nous estimons alors facilement dans le tableau 21 le rendement de l'épargne pour chaque PCS par des moyennes pondérées en combinant les tableaux 17, 19 et 20 :

TABLEAU 21

***Rendement trimestriel du patrimoine total par PCS***

artisans-commerçants	1,261
chefs d'entreprise	1,506
cadres supérieurs et professions libérales	1,000
cadres moyens	0,851
professions intermédiaires	0,779
employés et ouvr. qual.	0,746
ouvriers non qualifiés	0,691