

# Succession capitaliste et succession familiale: un modèle économétrique à deux régimes endogènes

Luc ARRONDEL, Anne LAFERRÈRE\*

**RÉSUMÉ.** – La fortune est concentrée parmi quelques très riches individus. Par ailleurs, les modèles de transmission expliquent les successions par des facteurs de cycle de vie ou l'existence de descendants. Notre hypothèse est que ces motifs ont peu de chance d'être valables pour les très riches. A l'aide d'un échantillon de déclarations de succession surpondéré en très riches défunts, on montre, par l'estimation d'un modèle à deux régressions alternatives endogènes, que les variables influençant les successions des moins riches n'ont aucune influence sur celles des très riches.

---

## Capitalist versus Family Bequest: an Econometric Model with Two Endogenous Regimes

**ABSTRACT.** – Wealth is highly concentrated among a few very rich individuals. The usual models of wealth transmission offer life-cycle and family motives for bequests. The hypothesis here is that those motives are not likely to be active for very rich individuals. Using a sample of french estate records over-weighted in very rich individuals, we show, by estimating a model with two endogenous alternative regimes, that the variables influencing the bequests of the less rich are not active for the very wealthy.

---

\* L. ARRONDEL : CNRS, DELTA ; A. LAFERRÈRE : INSEE. Nous sommes très reconnaissants à Guy Laroque de nous avoir suggéré le modèle à deux régimes endogènes et fourni le programme correspondant. Des discussions avec André Masson ont permis de définir le concept de succession familiale et nous l'en remercions, ainsi que les rapporteurs pour leurs remarques.

# 1 Introduction

---

*Le dixième des citoyens est riche, un autre dixième est pauvre, ils n'ont rien, et le reste appartient à la classe moyenne, St Jean Chrysostome*<sup>1</sup>

La fortune est distribuée de façon beaucoup plus concentrée que les revenus: le rapport interdécile des patrimoines des ménages est de 75 en 1992 contre 6 pour les revenus. Le décile des plus riches ménages possède à lui seul la moitié du patrimoine et le premier centile en détient le quart (LOLLIVIER et VERGER, [1996]). Quant aux patrimoines transmis après décès, la moitié des défunts laissaient moins de 100 000 F en 1988, quand les 10% les plus riches laissaient plus de 1 million de F, 1% des défunts transmettant 20% du patrimoine<sup>2</sup>. Devant cette masse de richesse concentrée entre les mains de très peu d'individus, il paraît important de savoir si les modèles habituels de transmission et d'héritage s'appliquent ou si le comportement des très riches leur échappe.

La théorie économique ne décrit pas de manière satisfaisante le comportement des très riches en patrimoine bien que cette classe ait toujours été un sujet très débattu dans les modèles de croissance et de répartition. Dans les tests empiriques, les très riches sont souvent absents, faute de données, ou éliminés comme 'points aberrants'<sup>3</sup>. Les modèles théoriques de transmission du patrimoine, basés sur l'altruisme ou l'échange, peuvent être qualifiés de familiaux: ce sont essentiellement des variables liées à la famille ou aux enfants qui déterminent les choix. Cette mise en évidence des liens entre générations a des conséquences macroéconomiques, par exemple sur l'effet d'un déficit budgétaire, qui diffèrent selon les modèles (BARRO, [1989] et BERNHEIM, [1989]). Savoir lequel s'applique a donc des conséquences en termes de politique économique. On teste ici empiriquement le fait que les modèles habituels ne s'appliquent pas aux très riches qui auraient un comportement de transmission qualifié d'*entrepreneurial* ou de *capitaliste*, tandis que les moins riches laisseraient bien un héritage *familial*.

Les données sont constituées d'un échantillon de déclarations de succession de l'année 1987. On étudie la transmission totale de chaque défunt, qui comprend sa succession proprement dite et les éventuelles donations qu'il avait effectuées avant son décès. Le taux de sondage des successions supérieures à 2,5 millions de F était 50 fois plus élevé que pour une succession inférieure, ce qui permet l'étude des très riches. Une difficulté d'exploitation économétrique réside alors dans le fait que le sondage est endogène. Les données sont décrites en annexe et la façon dont on a traité l'endogénéité du sondage dans la partie 3.

---

1. Les œuvres de St Jean Chrysostome, vol 68, 658 A, Athènes, Greek Publishing Organisation, (en grec). Cité par Anastassios D.Karayanis, 'The early Christian Fathers (AD 350-400) on the redistribution of wealth', *History of Political Economy*, vol 26, 1, Spring 1994.

2. Selon l'enquête Patrimoine au décès (LAFERRÈRE et MONTEIL, (1994).

3. Cependant, MENCHIK (1980) et WILHELM (1996) s'intéressent spécifiquement au comportement des riches.

Trois effets principaux sur le montant de la succession, revenu, âge et nombre d'enfants sont analysés (partie 2). On présente d'abord les résultats obtenus sur la population globale, sans séparer les très riches, et ceux d'un modèle Probit d'appartenance au groupe des très riches (partie 3). On estime ensuite un modèle à deux régressions alternatives à régimes endogènes (partie 4). Les conclusions sont en 5.

## 2 Accumulation et transmission : rappels théoriques

---

L'étude de l'accumulation et de la transmission de la fortune se focalise souvent sur trois facteurs explicatifs: l'âge, le revenu permanent, et l'existence d'un motif de transmission aux enfants.

Le modèle de base de cycle de vie, dans lequel l'utilité intertemporelle de l'individu est une fonction de sa consommation, où ses revenus du travail deviennent nuls (ou plus faibles) après l'âge de la retraite, prédit une courbe en cloche pour le patrimoine, en fonction de l'âge, croissante jusqu'à l'âge de la retraite, décroissante au-delà et un patrimoine au décès nul. L'incertitude sur la durée de la vie, l'existence de biens patrimoniaux illiquides et indivisibles tels que le logement, les imperfections du marché des rentes viagères, le motif de transmission aux enfants, peuvent expliquer l'existence d'un patrimoine positif à la fin de la vie.

Chez les très riches on peut penser que le niveau de consommation de satiété étant atteint (l'utilité marginale de la consommation est alors nulle), le patrimoine a d'autres fonctions que celle de consommation différée, même si celle-ci est élargie à la descendance par un motif de transmission. C'est ce que semble montrer le graphique 1 qui présente l'évolution du patrimoine successoral en fonction de l'âge selon qu'on est très riche ou moins riche, avec et sans les donations antérieures. On n'observe pas de décroissance chez les très riches (ici définis comme ceux qui transmettent plus de 4 millions de F<sup>4</sup>), alors que la transmission décroît légèrement au-delà de 70 ans chez les moins riches<sup>5</sup>.

L'élasticité du patrimoine par rapport au revenu permanent est inférieure, égale ou supérieure à l'unité suivant les motifs d'épargne et de transmission que l'on envisage (MASSON et PESTIEAU, [1991]). Elle est en général égale ou inférieure à 1 dans le modèle de cycle de vie où l'épargne est assimilée à de la consommation différée (MASSON, [1988]). Elle est supérieure à 1 (l'épargne est un 'bien de luxe') selon le modèle altruiste, et indéterminée

---

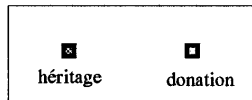
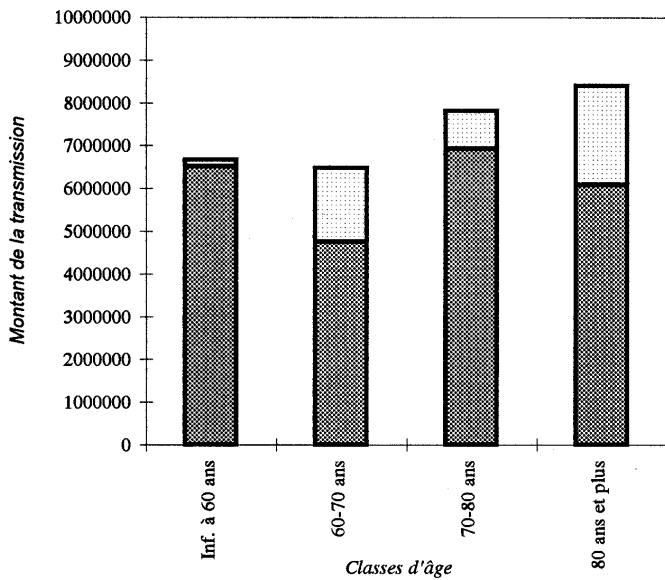
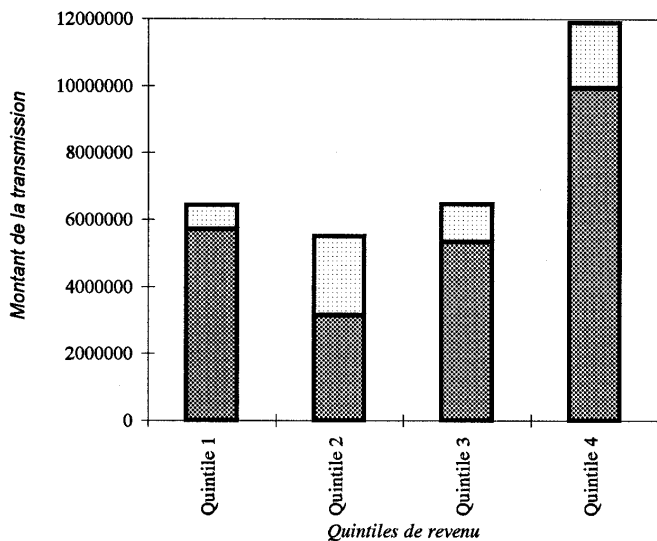
4. Voir plus bas pour la justification de ce seuil *a priori*.

5. En coupe instantanée les effets de l'enrichissement d'une génération à la suivante accentuent la décroissance du patrimoine en fin de vie.

GRAPHIQUE 1

**Montants des transmissions (montant > 4 000 000 Francs).**

Champs : Défunts de 1987, mariés, dont le décès a donné lieu à déclaration de succession, revenu > 20 000 F.

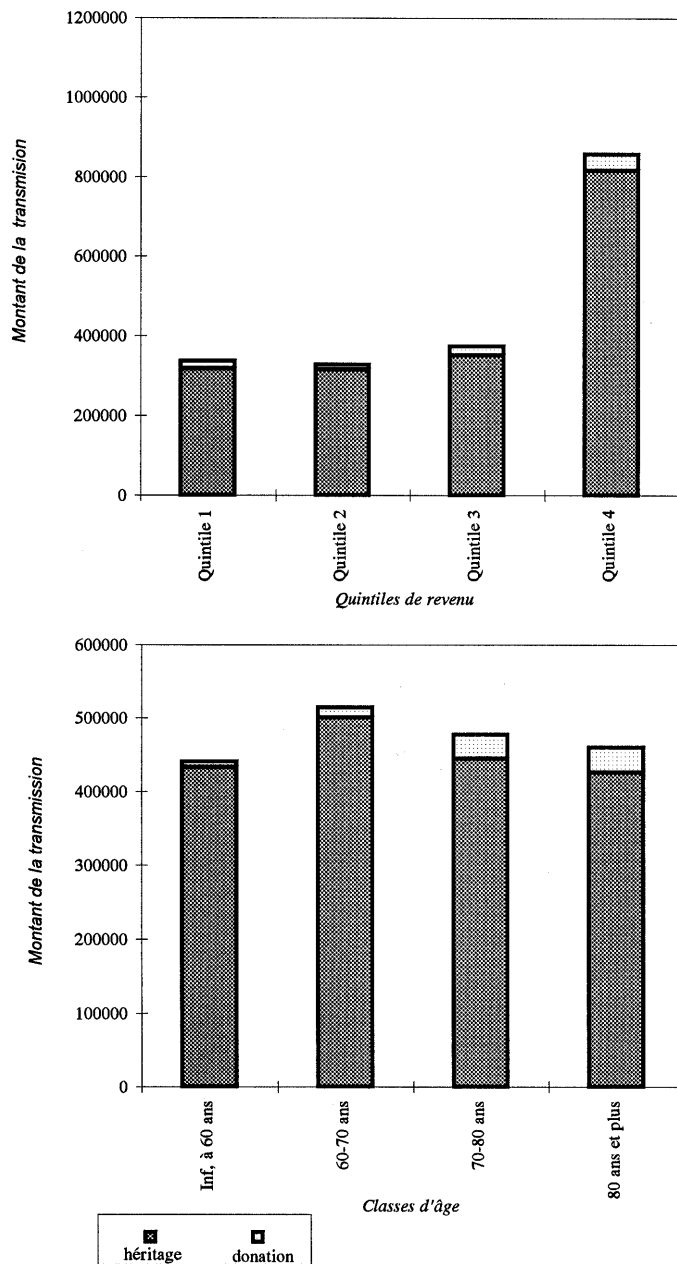


Source : INSEE-DGI, Enquête mutations à titre gratuit 1987.

GRAPHIQUE 1

*Montants des transmissions (montant < 4 000 000 Francs).*

Champs : Défunts de 1987, mariés, dont le décès a donné lieu à déclaration de succession, revenu > 20 000 F.



Source : INSEE-DGI, Enquête mutations à titre gratuit 1987.

selon d'autres modèles d'héritage. Cette élasticité n'est cependant pas une fonction constante du niveau du revenu permanent. Empiriquement, l'élasticité serait inférieure à 1 pour 80% de la population et sensiblement supérieure à l'unité pour les 20% les plus riches en revenu permanent <sup>6</sup>.

On teste souvent l'existence d'un motif de transmission par la mesure de l'effet de la présence et du nombre des enfants sur l'évolution du montant de patrimoine à la fin de la vie (HURD, [1990]) <sup>7</sup> : si le patrimoine décroît moins en fin de vie chez ceux qui ont des enfants ou si le patrimoine est plus élevé *cet. par.* chez les individus ayant des enfants, on conclut qu'un motif de transmission est à l'œuvre <sup>8</sup>. Notons qu'un tel motif de transmission est compatible avec différents modèles, le modèle 'altruiste' où les parents cherchent à rapprocher le niveau de consommation de leurs enfants du leur ou ceux de leurs enfants entre eux, les modèles d'échange (stratégiques ou assurantiels) où l'héritage des parents sert à rétribuer les services que leurs enfants peuvent leur rendre <sup>9</sup> (BECKER et TOMES [1986], BERNHEIM *et alii* [1985], COX [1987], KOTLIKOFF et SPIVAK [1981]). Le graphique 2 donne le niveau moyen de la transmission selon qu'il y a ou non des enfants, pour les très riches et les moins riches. Chez les très riches, c'est ceux qui n'ont pas d'enfant qui transmettent les plus forts montants, alors que c'est l'inverse chez les moins riches. Au contraire une famille nombreuse accompagne une transmission plus forte chez les très riches (la succession proprement dite étant égale) mais pas chez les moins riches. Les très riches ont en moyenne davantage d'enfants (tableau 1).

L'existence de donations *inter vivos* peut s'interpréter dans le même cadre théorique: 95% des donations vont aux descendants (LAFERRÈRE, [1990]), ce qui peut conforter l'idée d'un motif de transmission qui pourrait être expliqué par l'altruisme ou l'échange <sup>10</sup>. Leur fréquence augmente avec le niveau de la succession: de 9% en moyenne, elle atteint 30% dans le premier décile et 63% dans le premier centile (tableau 1, graphiques 1 et 2). La donation moyenne en est de 1,9 millions de F dans le premier centile, de 346 500 F dans le premier décile et de 45 500 F en moyenne. Les très riches du premier centile transmettent à eux seul 42,3% des montants donnés.

---

6. De 2 à 4 selon MENCHICK et DAVID [1983], pour les Etats-Unis; ARRONDEL et LAFERRÈRE [1991] trouvent des résultats voisins pour la France.

7. On suppose donc que le nombre d'enfants est exogène (ce qui est discutable) et en toute rigueur il conviendrait là encore d'avoir des données de panel pour corriger le biais d'endogénéité. Voir note 14.

8. HURD (1990) conclut à l'absence d'un motif de transmission, qui n'est que modéré selon BLINDER, GORDON et WISE (1983). ANDO *et al.* (1994), en incluant les donations antérieures dans le patrimoine, contredisent le résultat de HURD.

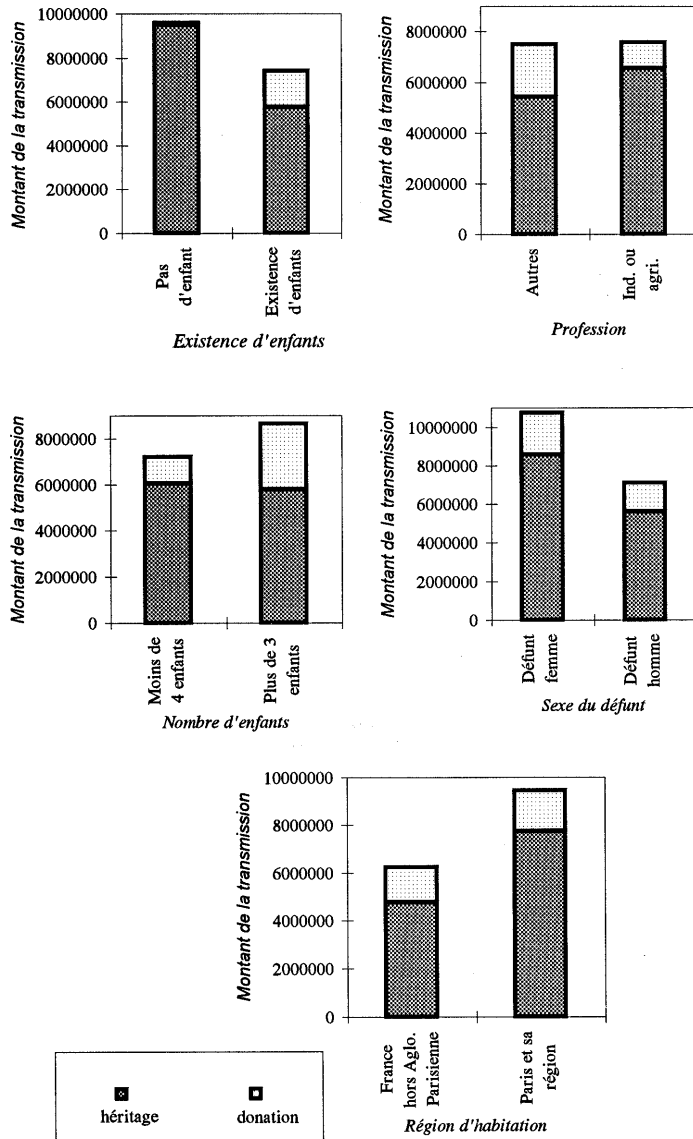
9. Ou à assurer la pérennité de l'entreprise, source de la richesse, l'hypothèse d'exogénéité du nombre des enfants héritiers étant alors encore plus discutable. On peut supposer que ce motif s'exerce chez les très riches qui sont souvent eux-mêmes des héritiers et/ou des entrepreneurs. L'absence de toutes données sur les héritages reçus par les défunts et sur la composition des donations antérieures au décès, empêche d'aller dans cette direction d'étude.

10. On peut alors différencier les deux modèles selon l'effet des ressources des enfants. Le modèle altruiste prédit un effet négatif; le modèle d'échange un effet possible dans les deux sens (Cox, 1987). On ne dispose pas ici du revenu des enfants héritiers pour effectuer le test. Pour un test voir ARRONDEL et LAFERRÈRE (1991).

GRAPHIQUE 2

**Montants des transmissions (montant > 4 000 000 Francs).**

Champs : Défunts de 1987, dont le décès a donné lieu à déclaration de succession, revenu > 20 000 F.



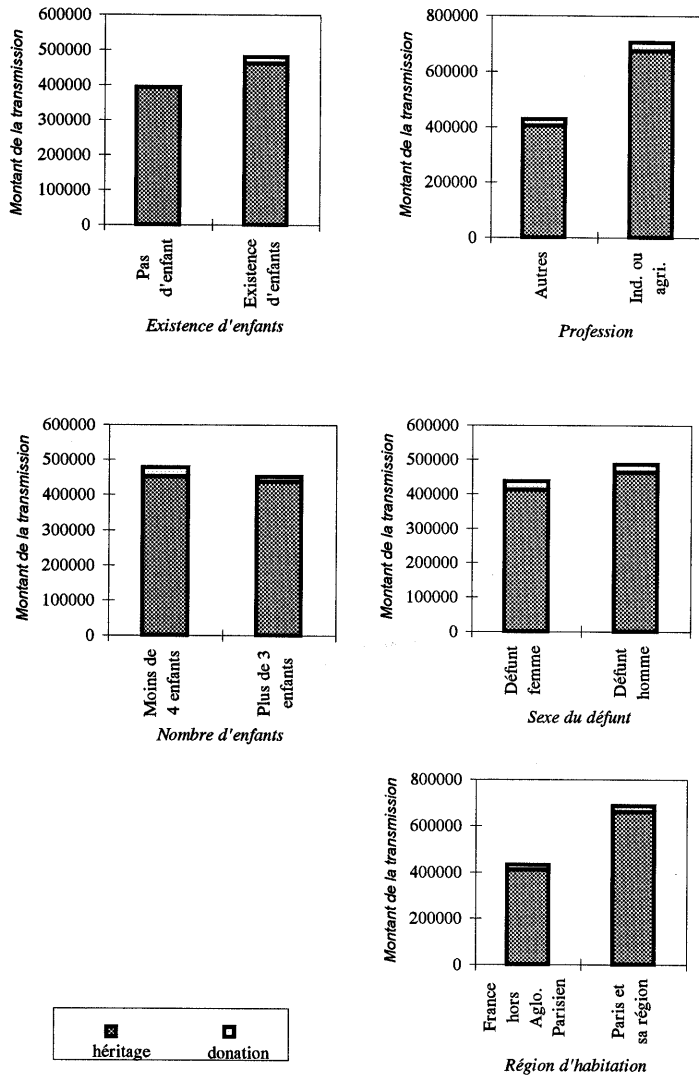
Source : INSEE-DGI, Enquête mutations à titre gratuit 1987.

Hurd, à la suite d'autres, s'interroge sur le champ d'application de ces modèles familiaux de transmission: 'The very wealthy, who hold most of the wealth, may not have an operable bequest motive either because they already consume as much as they want (or can);(...) changing the concern they have

GRAPHIQUE 2

*Montants des transmissions (montant < 4 000 000 Francs).*

Champs : Défunts de 1987, mariés, dont le décès a donné lieu à déclaration de succession, revenu > 20 000 F.



Source : INSEE-DGI, Enquête mutations à titre gratuit 1987.

for the relative welfare of their heirs will not change their consumption behavior or wealth holdings. It may well be that any important saving for bequest takes place among the moderately wealthy.' Notre hypothèse est voisine. On suppose qu'il y a trois groupes parmi les défunts: des 'pauvres' (la moitié des défunts) qui ne laissent pas de patrimoine successoral déclaré (voir annexe) et sont donc hors de notre échantillon. Leur patrimoine de cycle de vie, s'il y en a un, est consommé presque en totalité à la fin de



TABLEAU 1

**Caractéristiques moyennes des défunts (échantillon pondéré)**

Champ: Défunts de 1987, mariés, dont le décès a donné lieu à déclaration de succession  
(1544 observations)

Variable	Ensemble	1% les plus riches	5% les plus riches	10% les plus riches
Transmission (succession et donation) (francs)	571 000	8 680 000	3 959 500	2 675 000
<i>dont</i> : donations	45 500	1 874 500	587 000	346 500
Transmission minimale	4 800	4 650 000	1 894 000	1 065 500
Donateur (%)	8.8	63.3	41.0	30.1
Revenu (francs)	86 000	440 000	281 500	208 500
Revenu indépendant	114 000	484 000	239 000	281 500
Revenu salarié	80 500	400 000	334 000	170 000
Age au décès, en années	71.0	73.7	71.7	70.5
Moins de 65 ans (%)	29.0	41.4	31.1	30.5
75 ans et plus (%)	45.6	58.6	48.3	43.0
Ile de France (%)	17.0	39.5	41.5	32.0
Indépendant (y compris agriculteur) (%)	17.3	47.5	44.8	34.6
Homme (%)	76.0	87.2	82.3	81.0
Existence d'enfant (%)	84.1	93.7	91.6	89.8
4 enfants et plus (%)	12.8	30.0	17.7	11.5

Source : INSEE-DGI, *Enquête Mutations à titre gratuit, 1987*.

la vie et le motif de transmission ne peut s'exercer. Nous ne les étudions pas. On s'intéresse aux deux autres groupes: les 'très riches' et les 'moins riches'. On veut vérifier qu'entre ces deux groupes les profils de patrimoine selon l'âge, l'élasticité revenu de la succession et le motif de transmission lié aux enfants se différencient, ce que pourraient expliquer des modèles de comportement hétérogènes.

## 3 Résultats préliminaires

### 3.1. Les déterminants globaux des montants transmis

On se place ici à la fin de la vie et on observe le patrimoine total transmis par les défunts mariés <sup>11</sup>, que ce soit au décès dans la succession ou antérieurement par donations. On rappelle tout d'abord les résultats obtenus sur les transmissions, sans distinguer les très riches (ARRONDEL et LAFERRÈRE, [1991]).

11. Pour la justification du choix de l'échantillon, voir l'annexe.

On ne peut rejeter l'hypothèse d'un motif de transmission: *ceteris paribus* le montant de la transmission augmente en présence d'enfants (tableau 2). On n'observe pas de décroissance du patrimoine au delà de 65 ans. L'élasticité de la transmission par rapport au revenu courant est de l'ordre de 0.75, que ce soit pour les indépendants ou les autres.

### 3.2. L'appartenance au groupe des très riches

Comment définir le critère de séparation entre riches et très riches? ATKINSON [1981] propose de considérer comme très riche un ménage dont le niveau de fortune lui assure une vie entière de loisirs. Le niveau à atteindre équivaut alors à la somme (non actualisée) des revenus du ménage sur son cycle de vie. Pour la France, en partant du revenu moyen en 1987, le montant requis est de 8 millions de F et serait de 14 millions de F pour assurer un revenu de cadre supérieur (KESSLER et MASSON, [1988]). Pour des raisons de taille d'échantillon (le nombre d'observations correspondant au régime des plus riches devient insuffisant), on a opté pour le premier seuil (8 millions de F). Si on suppose que la transmission représente la moitié du patrimoine du ménage à la date du décès (cf annexe), on sera un très riche défunt si on transmet au moins 4 millions de F. Ce montant situe approximativement l'individu dans les 2% supérieurs de la distribution des transmissions.

TABLEAU 2

#### *Déterminants des montants de transmission (moindres carrés pondérés)*

Champ: Défunts de 1987, mariés, dont le décès a donné lieu à déclaration de succession, revenu > 20 000 F

Variable	Montant de la transmission (succession et donations) (log)	
	coefficient	écart-type
Indépendant (y compris Agriculteur)	0.148	0.854
Revenu indépendant (log)	0.763	0.064
Revenu salarié (log)	0.723	0.042
moins de 65 ans	-0.158	0.062
75 ans et plus	0.087	0.057
Ile-de-France	0.285	0.062
Homme	-0.059	0.055
Existence d'enfant	0.217	0.065
4 enfants et plus	0.108	0.070
Constante	4.286	0.472
Nombre d'observations	1384	
$R^2$	0.311	

Source : INSEE-DGI, Enquête Mutations à titre gratuit, 1987.

Font partie du décile supérieur, ceux qui transmettent plus de 1 million de F. Les 5% les plus riches laissent plus de 1,9 millions de F et les 1% les plus fortunés plus de 4,65 millions de F (tableau 1).

Après avoir défini *a priori*, comme St Jean Chrysostome, un riche comme un individu dont la transmission dépasse un certain seuil, on a estimé un modèle Probit d'appartenance aux groupes des riches (décile, vingtile, centile) en fonction des caractéristiques individuelles du défunt.

On introduit les variables explicatives suivantes<sup>12</sup>. Une indicatrice pour les défunts exerçant une profession d'indépendant (agriculteurs, entrepreneurs). Le logarithme du revenu de l'année précédant le décès est introduit séparément pour les indépendants et les non indépendants. Ces effets croisés sont introduits pour atténuer l'effet de structure du revenu<sup>13</sup>. Une indicatrice caractérise les individus avec au moins un descendant et une autre les individus ayant eu 4 enfants ou plus (donc, là encore il s'agit d'un effet croisant 'existence d'enfant' et 'famille nombreuse'). Le fait d'habiter Paris et sa région et d'être de sexe masculin ont aussi été introduits, de même qu'une indicatrice d'âge en trois groupes: moins de 65 ans, de 65 à 75 ans (groupe de contrôle), 75 ans et plus.

Les résultats des modèles avec seuils successifs (10%, 5% et 1%), sont présentés dans le tableau 3. Les variables suivantes ont une influence positive significative sur la richesse transmise: exercer une profession indépendante, disposer d'un gros revenu (que l'on soit indépendant ou non), ne pas mourir trop jeune (plus de 65 ans), avoir eu une famille nombreuse et habiter Paris ou sa région. L'existence d'enfants n'a quant à elle pas d'influence. Les résultats sont comparables pour les trois seuils de richesse. Pour la plupart de ces variables se pose un problème d'endogénéité. On a déjà mentionné celui du revenu (qui inclut les revenus du capital, cf note 12), l'âge au décès peut aussi être considéré comme dépendant de la richesse, bien qu'en France ce soit plutôt la catégorie sociale qui semble jouer (DESPLANQUES, [1995]). Que le nombre d'enfants soit exogène est une hypothèse hardie, que font toutes les études sur la transmission que nous connaissons<sup>14</sup>. Résider en Ile-de-France au moment de son décès n'est peut-être pas non plus exogène, dans la mesure où en France les centres de décision économique sont concentrés dans la capitale, ce qui pourrait y faire monter la valeur du patrimoine (immobilier par exemple), toutes choses égales par ailleurs. Supposer ces variables exogènes, c'est faire l'hypothèse que (1) l'âge ne joue que par l'intermédiaire de la durée d'accumulation, de la durée de la retraite, et de la génération, (2) le nombre des enfants

---

12. Voir l'annexe pour des remarques sur les variables.

13. En effet le revenu de l'enquête inclut les revenus du capital dont la proportion varie d'un groupe à l'autre et biaise donc l'estimation des élasticités. Nous remercions Bertrand Villeneuve pour cette remarque.

14. Nous avons cherché à instrumenter la variable '4 enfants et plus', selon une méthode inspirée de ANGRIST et EVANS (1996). Ils partent du fait qu'avoir '3 enfants ou plus' est influencé par le sexe des deux premiers enfants, qui, lui, est bien totalement exogène et constitue donc une bonne variable instrumentale. Sur nos données, le sexe des enfants n'a pas d'influence sur la probabilité d'agrandissement de la famille, nous avons donc renoncé à mettre en œuvre cette instrumentation.

TABLEAU 3

**Modèle Probit d'appartenance au groupe des très riches**

Champ: Défunts de 1987, mariés, dont le décès a donné lieu à déclaration de succession,  
revenu > 20 000 F

variable	centile supérieur		Appartenance au vingtile supérieur		décile supérieur	
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type
Indépendant (y compris Agriculteur)	5.490	1.458	6.617	1.898	5.683	1.910
Revenu						
indépendant (log)	0.688	0.078	1.286	0.116	1.332	0.123
salarie (log)	1.099	0.91	1.754	0.112	1.725	0.109
Age						
moins de 65 ans	-0.254	0.132	-0.544	0.137	-0.398	0.133
65-75 ans	0.000	-	0.000	-	0.000	-
plus de 75 ans	0.050	0.118	0.132	0.121	0.194	0.120
Ile-de-France	0.196	0.101	0.571	0.114	0.468	0.114
Homme	0.148	0.128	-0.168	0.123	-0.116	0.120
Existence d'enfant	-0.017	0.153	0.169	0.151	0.205	0.148
4 enfants et plus	0.356	0.120	0.443	0.141	0.333	0.140
Constante	-14.550	1.120	-21.321	1.339	-20.879	1.288
Nombre d'observations	1384		1384		1384	
Nombre de très riches	292		644		687	
Log vraisemblance	-472.3		-409.7		-424.9	

Source : INSEE-DGI, Enquête Mutations à titre gratuit, 1987.

influence l'accumulation, de même que (3) le fait d'habiter Paris (par les opportunités qu'il procure, par exemple)<sup>15</sup>.

## 4 Estimations économétriques

### 4.1. Le modèle à deux régimes endogènes

On présente ici un modèle empirique unique dans lequel riches et très riches peuvent se comporter différemment. Une démarche possible serait de fixer un seuil  $S$  de richesse et d'estimer séparément une régression pour

15. Cette dernière variable n'a pas pu être instrumentée à l'aide des variables de l'enquête.

les défunts dont la transmission est au-dessus du seuil et une autre pour les défunts dont la transmission est en-dessous du seuil, en corrigeant par l'inverse du ratio de Mill pour la sélection dans chaque groupe (ARRONDEL et LAFERRÈRE, [1993]). Les estimateurs des coefficients n'auraient pourtant pas les propriétés statistiques requises car l'appartenance à chaque groupe est déterminée par la variable expliquée elle-même. On adopte donc ici une méthode originale d'un modèle à régimes endogènes. L'originalité de ce modèle dit à deux régressions alternatives à régimes endogènes (MADDALA, [1983]) réside dans le fait que le montant de la transmission est à la fois variable de sélection et variable expliquée <sup>16</sup>.

Le modèle économétrique dans lequel on sépare les riches des très riches est le suivant:

$$\begin{aligned} T &= X_1\beta_1 + \sigma_1\epsilon_1, & \text{si } X_1\beta_1 + \sigma_1\epsilon_1 > S \\ T &= X_2\beta_2 + \sigma_2\epsilon_2, & \text{sinon (modèle familial)} \end{aligned}$$

$T$  est le logarithme du montant de la transmission,  $X_1$  et  $X_2$  sont les vecteurs des caractéristiques de l'individu,  $\beta_1$  et  $\beta_2$ , les vecteurs des coefficients correspondants à estimer,  $\sigma_1$  et  $\sigma_2$  sont les écart-type des termes d'erreurs  $\epsilon_1$  et  $\epsilon_2$  qui suivent des lois normales, indépendantes, centrées.

Le modèle autorise un individu au-dessus du seuil (un 'très riche') à se comporter comme un 'riche', avec un legs de type 'familial'. L'inverse n'est pas vrai (c'est une convention, on aurait pu choisir l'inverse).

Si  $S$  est le seuil de richesse (en logarithme) en deçà duquel on a un comportement familial de transmission, on a, pour les observations au-dessous du seuil ( $T \leq S$ ):

$$\begin{aligned} X_1\beta_1 + \sigma_1\epsilon_1 &\leq S \\ \text{et } T &= X_2\beta_2 + \sigma_2\epsilon_2 \end{aligned}$$

Si  $\Phi$  et  $\phi$  désignent respectivement la fonction de répartition et la densité de la loi Normale centrée réduite, la vraisemblance d'une observation est:

$$l_2 = \Phi((S - X_1\beta_1)/\sigma_1)(1/\sigma_2)\phi((T - X_2\beta_2)/\sigma_2)$$

Si  $T > S$  (observation au-dessus du seuil), deux cas peuvent se présenter. Soit le très riche se comporte comme un riche et on a:

$$\begin{aligned} X_1\beta_1 + \sigma_1\epsilon_1 &\leq S \\ \text{et } T &= X_2\beta_2 + \sigma_2\epsilon_2 \end{aligned}$$

Soit il se comporte vraiment comme un très riche et on a:

$$\begin{aligned} X_1\beta_1 + \sigma_1\epsilon_1 &> S \\ \text{et } T &= X_1\beta_1 + \sigma_1\epsilon_1 \end{aligned}$$

---

16. Pour une présentation des modèles de régressions alternatives, voir AMEMIYA (1985).

On a donc la vraisemblance d'une observation:

$$l_1 = l_2 + (1/\sigma_1)\phi((T - X_1\beta_1)/\sigma_1)$$

D'où la log-vraisemblance de l'échantillon, sans tenir compte du taux de sondage:

$$L = \sum \ln(l_2 \mathbb{1}_{(T < S)} + l_1 \mathbb{1}_{(T \geq S)})$$

Pour tester l'hypothèse d'hétérogénéité des comportements dans les deux régimes, on a calculé la statistique  $m$  de HAUSMAN qui s'exprime:

$$m = (\beta_2 - \beta_1)' [cov(\beta_2) - cov(\beta_1)]^{-1} (\beta_2 - \beta_1)$$

où  $cov$  désigne la matrice des variances-covariances des estimateurs.

Sous l'hypothèse nulle  $H_0$  d'homogénéité des comportements, cette statistique suit asymptotiquement une loi de  $\chi^2$  à  $k$  degré de libertés, où  $k$  est le nombre de variables pris en compte pour construire le test. Elle peut également être calculée pour tester la proximité de sous-ensembles de coefficients.

## 4.2. Prise en compte du seuil endogène de pondération

Le taux de sondage de l'échantillon dépendait du niveau de la succession: une succession de montant supérieur à 2,5 millions de F avait une probabilité 50 fois plus forte d'être dans l'échantillon qu'une succession de montant inférieur. Une telle surpondération rend possible l'étude des très riches, mais comme le montant de la transmission est la variable endogène du modèle, les estimateurs sont non convergents si on ne tient pas compte du biais de sondage (HAUSMAN et WISE, [1981], GOURIÉROUX, [1991]). Par ailleurs, la détermination du taux de sondage se faisait sur le montant de la seule succession alors que nous étudions les déterminants du montant de la transmission totale: succession *et* donations antérieures éventuelles. En pratique, seuls 7 défunts sur les 1384 de l'échantillon, ont une succession inférieure à 2.5 millions de F et une transmission totale supérieure à ce seuil. Si on élimine ces 7 défunts on a les mêmes taux de sondage que l'on considère la succession ou la transmission  $T$ <sup>17</sup>. Il ne reste donc plus qu'à corriger le biais de sondage.

On a donc pondéré les observations de la manière suivante. La probabilité d'une observation, étant donné le taux de sondage est calculée ainsi. Soit  $SE$  le seuil auquel le taux de sondage change et soit  $T_i$  une transmission du dernier quadrimestre de 1987, on a:

Si  $T_i \geq SE$ , la transmission entre dans l'échantillon avec la probabilité 1.

---

17. On peut s'interroger sur le biais possible contre l'altruisme ou l'échange introduit par cette élimination (cf. note 10). Si on réintroduit ces défunts (en négligeant la non convergence des estimateurs), les résultats ne sont pas changés, on a donc une présomption d'absence de biais.

si  $T_i < SE$ , la transmission entre dans l'échantillon avec la probabilité  $q = 1/50$ .

La probabilité que la transmission soit dans l'échantillon est donc:

$$Prob = q \cdot prob[T_i < SE] + prob[T_i \geq SE]$$

Si  $SE < S$ :

$$\begin{aligned} Prob &= q \cdot \Phi((S - X_1\beta_1)/\sigma_1) \Phi((SE - X_2\beta_2)/\sigma_2) \\ &+ \Phi((S - X_1\beta_1)/\sigma_1) \cdot [1 - \Phi((SE - X_2\beta_2)/\sigma_2)] \\ &+ [1 - \Phi((S - X_1\beta_1)/\sigma_1)] \end{aligned}$$

Si  $SE \geq S$ :

$$\begin{aligned} Prob &= q \cdot [\Phi((S - X_1\beta_1)/\sigma_1) \Phi((SE - X_2\beta_2)/\sigma_2) \\ &+ \Phi((SE - X_1\beta_1)/\sigma_1) - \Phi((S - X_1\beta_1)/\sigma_1)] \\ &+ [\Phi((S - X_1\beta_1)/\sigma_1)] [1 - \Phi((SE - X_2\beta_2)/\sigma_2)] \\ &+ [1 - \Phi((SE - X_1\beta_1)/\sigma_1)] \end{aligned}$$

La log-vraisemblance tenant compte du taux de sondage est donc:

$$LL = (qL \mathbb{1}_{(T < SE)} + L \mathbb{1}_{(T \geq SE)}) / Prob$$

### 4.3. Les résultats

On estime le modèle en fixant le seuil successivement à 2 et 4 millions de F, puis en le laissant 'flotter' à partir de 4,5 millions de F (tableau 4).

D'une façon générale, les coefficients n'ont de valeur explicative que pour les riches et pas pour les très riches, sauf pour la variable revenu des indépendants. Cette variable influence positivement le montant de la transmission même pour les très riches, mais le fait d'être indépendant est sans influence pour eux. La succession des très riches ne varie donc pas avec la tranche d'âge au décès, ni avec l'existence d'enfants et leur nombre. Au contraire, la transmission des moins riches est plus forte pour un défunt ayant eu des enfants que pour un qui n'en a pas eus. Elle augmente aussi s'il avait une famille nombreuse, mais moins significativement. On se trouve donc justifié de parler de transmission familiale. Par ailleurs chez les moins riches, à la différence des très riches, l'âge influence positivement le montant transmis.

La succession des moins riches est plus forte à Paris que dans le reste de la France, pour les indépendants que pour les non indépendants.

Chez les moins riches l'élasticité revenu est proche de deux pour les salariés et plus proche de l'unité pour les indépendants, d'autant plus que l'on élève le seuil. La succession est donc un bien de luxe chez les salariés, ce qui est compatible avec la plupart des modèles d'héritage (altruiste ou échange). Chez les indépendants, revenu et richesse sont proportionnels (l'élasticité est proche de 1), ce qui n'est pas surprenant si on pense que c'est le patrimoine de l'entreprise qui génère le revenu.

TABLEAU 4

**Succession capitaliste et succession familiale**

Champ: 1377 défunts de 1987, mariés, dont le décès a donné lieu à déclaration de succession, revenu > 20 000 F

variable explicative	Très riches		Riches	
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type
Seuil à 2 10 <sup>6</sup> F (633 observations au-dessus du seuil)				
Indépendant	6.3863	58.6983	3.1771	0.6836
Revenu indépendant	0.1274	0.0165	1.5309	0.0423
Revenu salarié	0.9097	5.6729	1.6414	0.0430
Existence d'enfant	-0.0472	0.0615	0.3354	0.0903
4 enfants et plus	0.0026	0.03382	0.1507	0.0847
< 65 ans	-0.0091	0.03491	-0.4551	0.0896
>= 75 ans	0.0146	0.0353	0.1785	0.0777
Ile-de-France	0.0122	0.0295	0.5237	0.0733
Homme	-0.0291	0.0427	-0.0228	0.0768
Constante	7.5267	58.6917	-5.5156	0.4849
Ecart-type	0.2684	0.0102	1.1310	0.0228
Log vraisemblance = -3224.9				
Seuil à 4 10 <sup>6</sup> F (357 observations au-dessus du seuil)				
Indépendant	-0.4630	0.3095	9.5159	0.6879
Revenu indépendant	0.0641	0.0147	1.1104	0.0371
Revenu salarié	0.0259	0.0192	1.7993	0.0464
Existence d'enfant	-0.0329	0.0401	0.3023	0.0910
4 enfants et plus	-0.0116	0.0273	0.1516	0.0773
< 65 ans	0.0402	0.0285	-0.4333	0.0843
>= 75 ans	0.0149	0.0275	0.2102	0.0741
Ile-de-France	0.0196	0.0233	0.5065	0.0669
Homme	-0.0337	0.0264	0.0054	0.0739
Constante	15.4082	0.2376	-7.3665	0.5261
Ecart-type	0.1769	0.0074	1.0754	0.0198
Log vraisemblance = -3301.1				
Seuil estimé (à partir de 4.5 10 <sup>6</sup> F)				
Indépendant	3.2146	6.7437	8.1021	0.6167
Revenu indépendant	0.0665	0.0149	1.0660	0.0364
Revenu salarié	0.5037	3.0538	1.6288	0.0370
Existence d'enfant	-0.2922	0.0842	0.2243	0.0820
4 enfants et plus	0.0169	0.0368	0.1571	0.0710
< 65 ans	0.0244	0.0331	-0.4070	0.0770
>= 75 ans	0.0324	0.0351	0.1975	0.0676
Ile-de-France	0.0450	0.0304	0.4997	0.0621
Homme	-0.0370	0.0379	-0.0191	0.0673
Constante	11.9493	6.7549	-5.3782	0.4190
Ecart-type	0.1697	0.0102	1.0420	0.0183
Seuil	4.1302	6.1674		
Log vraisemblance = -3491.5				

Source : INSEE-DGI, Enquête Mutations à titre gratuit, 1987.



Plus que l'effet des variables, ce qui nous intéresse est que les coefficients soient différents dans les deux régimes. La statistique  $m$  de HAUSMAN montre que les coefficients sont statistiquement différents que ce soit pris dans leur ensemble, y compris la constante et l'écart-type des régressions (pour un seuil de 2 millions de F,  $m = 4144$  et pour 4 millions de F,  $m = 75140$ ), ou pour les seuls estimateurs des caractéristiques individuelles (respectivement 3684 et 5586). En particulier, la variable 'existence d'enfants' explique seulement le montant de la transmission familiale et les coefficients de cette variable dans les deux régimes sont statistiquement différents (respectivement 33,5 et 16,8).

Les estimateurs sont comparables, que l'on fixe le seuil à 2 ou 4 millions de F. Les élasticités revenu se rapprochent quand on abaisse le seuil à 2 millions de F.

Lorsqu'on considère le seuil comme un paramètre supplémentaire du modèle (avec comme valeur initiale 4.5 millions de F), il n'y a pas convergence (ou plus exactement, le gradient relatif de l'une des variables, la constante, reste supérieur à 0.001), mais les coefficients sont stables après un certain nombre d'itérations. Le seuil s'établit alors à 4,1 millions de F et les coefficients sont voisins de ceux obtenus en fixant le seuil à 4 millions de F, sauf pour l'effet de l'existence d'enfant pour les très riches qui devient significativement négatif. La limite entre riches et très riches pourrait donc se situer aux alentours de 4 millions de F.

Les deux modèles de transmission obéissent donc à des déterminants différents. Les modèles usuels s'appliquent à ceux qui laissent un patrimoine moyen à leurs héritiers que nous avons appelés 'riches familiaux', mais pas aux 'très riches capitalistes' pour lesquels on ne peut se satisfaire des facteurs habituels.

## 5 Conclusion

---

En-deçà d'un certain niveau de transmission, les comportements peuvent être qualifiés de familiaux: la présence d'enfants et leur nombre influencent positivement le montant transmis; par ailleurs la transmission augmente avec l'âge et son élasticité revenu est égale ou supérieure à l'unité. Au-delà de ce niveau, ces facteurs ne jouent plus: l'existence d'enfants est sans influence (voire a une influence négative), de même que l'âge, et l'élasticité revenu est plus faible. On peut estimer le seuil de différenciation des comportements à 4 millions de F. Un prolongement de ce travail pourrait consister à tester la stabilité de ce seuil pour des sous-groupes de défunts (selon la profession ou le nombre des enfants, par exemple).

Pour les très riches d'autres facteurs sont vraisemblablement à l'œuvre que nous n'avons pas pu considérer ici: motifs fiscaux, héritage reçu de la génération précédente, désir de pérennité de la fortune, jouissance de la richesse pour elle-même, succession dans l'entreprise... On n'a pas ici de

modèle théorique de succession capitaliste; en construire un serait aussi une autre étape de ce travail.

Vue la concentration de la richesse, on peut avancer la conclusion suivante: la transmission d'une bonne partie de la fortune, celle détenue par les très riches, échappe aux modèles habituels. Ceux-ci resteraient néanmoins valables pour la plupart des individus.

### **L'enquête *Mutations à titre gratuit 1987***

On utilise un échantillon représentatif de 3200 déclarations de succession enregistrées pendant le dernier quadrimestre de 1987 par la direction générale des Impôts (DGI)<sup>18</sup>. Le taux de sondage de 1/50 était multiplié par 50 (soit égal à 1) pour les successions supérieures à 2.5 millions de F, on a donc 1350 grosses successions; ceci autorise à étudier le comportement des très riches individus, ce qui n'est possible dans aucune des enquêtes habituelles compte tenu de l'extrême concentration des grandes fortunes.

Un décès sur deux donne lieu à déclaration de succession. L'enregistrement d'une déclaration dans un centre des impôts et donc, en général, devant notaire, est influencé par le niveau de la fortune: le seuil légal de déclaration est très bas (10 000 F), mais en pratique l'administration fiscale ne réclamera une déclaration manquante que si elle est imposable, soit supérieure à 275 000 F par part en ligne directe (de parent à enfant) ou entre époux et à 10 000 F en ligne indirecte en 1987. Le nombre d'héritiers et leur lien avec le défunt influencent donc la probabilité de déclaration. C'est en effet la part individuelle d'héritage qui est imposée et non la succession dans sa globalité. La nature des biens transmis (immobilier) influence aussi la déclaration<sup>19</sup>. On travaille donc ici sur la moitié des défunts, ceux dont le décès donne lieu à déclaration de succession, sans redresser de cette première sélection des individus parmi l'ensemble des défunts. C'est ce qui amène à opposer très riches à moins riches et non pas riches à pauvres.

Pour chaque défunt on dispose de renseignements démographiques (sexe, âge, état matrimonial, ancienne profession, département de naissance et de décès), du revenu, du montant de la succession décomposé par type de bien, du montant des droits éventuels payés par chaque héritier, des montants globaux des donations antérieures enregistrées effectuées par le défunt, de la part reçue par chaque héritier.

Le statut d'indépendant ou de salarié (ou d'ancien indépendant ou salarié) n'est connu que pour 43.4% des défunts: on a environ 6% d'agriculteurs et 11% d'indépendants non agricoles, soit 17% d'indépendants<sup>20</sup>. Dans les cas

---

18. Présenté dans ARRONDEL et LAFERRÈRE, (1991, 1994) et LAFERRÈRE et MONTEIL, (1992).

19. Ces résultats sont tirés de l'exploitation de l'enquête Patrimoine au Décès 1991 dont le champ couvre tous les défunts, qu'il y ait déclaration de succession ou non (LAFERRÈRE et MONTEIL, 1994). Selon cette même étude la fortune médiane des défunts sans déclaration de succession est de 34 000 F en 1988 contre 260 000 F quand il y a succession enregistrée.

20. Ou anciens indépendants.

de statut inconnu on a supposé implicitement un statut de salarié. D'après une autre enquête (Patrimoine au décès 1988) il y a 25% d'indépendants parmi les défunts mariés déclarant une succession, 14% d'agriculteurs et 11% d'autres indépendants, on sous-estime donc ici le nombre des indépendants, surtout agriculteurs. Il est probable que l'on classe à tort en salariés des agriculteurs <sup>21</sup>. La variable 'indépendant' est donc peut-être à interpréter avec prudence. La variable 'revenu des salariés' est donc, pour ces agriculteurs classés à tort, un revenu d'indépendants.

Le revenu est celui du foyer fiscal du défunt l'année précédant son décès. Il s'agit d'un 'revenu net global' dont il se peut qu'il soit mesuré après divers abattements qui varient selon le statut professionnel (salarié ou non). De plus ce peut être un forfait, dans l'agriculture en particulier, et les revenus du capital sont inclus.

Le montant de la succession est celui de la déclaration fiscale et donc sujet à fraude et dissimulation, augmentant peut-être plus que proportionnellement avec la richesse. Les biens fiscalement exonérés sont en principe inclus mais on peut penser que la valeur des assurances-vie exonérées est parfois omise <sup>22</sup>.

La transmission totale comprend la succession et les donations antérieures actualisées en Francs de 1987. On s'est intéressé ici à la transmission totale car c'est sur elle que s'exerce le motif de transmission aux enfants.

Pour des raisons d'homogénéité, en particulier pour le revenu, on n'a retenu que les successions des défunts mariés, soit en tout 1544 déclarations. Le patrimoine individuel transmis correspond alors dans la plupart des cas à la moitié du patrimoine du ménage.

## ● Références bibliographiques

ANDO A., GUIZO L., TERLIZZESE D. (1994). – “Dissaving by the Elderly, Transfer Motives and Liquidity Constraints”, in *Saving and the Accumulation of Wealth, Essays on Italian Household and Government Saving Behavior*, ANDO et alii ed., Cambridge University Press, pp. 189-213.

ANGRIST J.D., EVANS W.N. (1996). – “Children and their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size”, *working paper*.

ARRONDEL L., LAFERRÈRE A. (1991). – “Successions et héritiers à travers les données fiscales”, *Economie et Prévision*, 4/5, 100-101, pp. 137-159.

---

21. Que l'on n'a pas pu repérer par la nature professionnelle des biens transmis parce qu'ils ont effectué des donations avant leur décès par exemple.

22. En 1992, l'assurance-vie en cas de décès concernait 13% des ménages et plus de 22% de ceux du décile supérieur (ARRONDEL et MASSON, 1994).

- ARRONDEL L., LAFERRÈRE A. (1993). – “Accumulation et transmission des grandes fortunes”, *Actes des XIIIèmes Journées d’Economie Sociale*, Nantes, vol 2, pp. 53-77.
- ARRONDEL L., LAFERRÈRE A. (1994). – “La transmission des grandes fortunes: Profil des riches défunts en France”, *Economie et Statistique*, 273, pp. 41-52.
- ARRONDEL L., MASSON A. (1994). – “Stratégie patrimoniale et assurance-vie dans les ménages français”, *Risques*, 19, pp. 9-32.
- AMEMIYA T. (1985). – *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, Oxford.
- ATKINSON A.B. (1981). – *The Economics of Inequality*, Oxford University Press.
- BARRO R.J. (1989). – “The Ricardian Approach to Budget Deficits”, *Journal of Economic Perspectives*, 3, 2, pp. 37-54.
- BARRO R.J. (1989). – “The Ricardian Approach to Budget Deficits”, *Journal of Economic Perspectives*, 3, 2, pp. 37-54.
- BECKER G.S., TOMES N. (1986). – “Human Capital and the Rise and Fall of Families”, *Journal of Labor Economics*, 4, 2, S1-S39.
- BERNHEIM B.D (1989). – “A Neoclassical Perspective on Budget Deficits”, *Journal of Economic Perspectives*, 3, 2, pp. 55-72.
- BERNHEIM B.D., SHLEIFER A., SUMMERS L.H. (1985). – “The Strategic Bequest Motive”, *Journal of Political Economy*, vol 93, 6, pp. 1045-76.
- BLINDER A., GORDON R.H., WISE D.E. (1983). – “Social Security, Bequests and the Life Cycle Theory of Saving: Cross-sectional Tests”, in *The Determinants of National Saving and Wealth*, ed. F. Modigliani et R. Hemming, International Economic Association, St Martin’s Press, New York, pp. 89-122.
- COX D. (1987). – “Motives for Private Income Transfers”, *Journal of Political Economy*, vol 95, 3, pp. 508-46.
- DESPLANQUES G. (1993). – “L’inégalité sociale devant la mort”, *Données Sociales*, INSEE, pp. 251-258.
- GOURIÉROUX C. (1991). – *M-estimateurs pondérés ou comment corriger les biais de sondage*, Document de Travail, CREST.
- HAUSMAN J.A., WISE D.E. (1981). – “Stratification on Endogenous Variables and Estimation: The Gary Income Maintenance Experiment”, in *Structural Analysis of Discrete data with Econometrics applications*, Manski C., Mc Fadden D. eds, Cambridge, Ma: MIT Press, pp. 365-391.
- HURD M. (1990). – “Research on the Elderly: Economic status, Retirement, and Consumption and Saving”, *Journal of Economic Literature*, XXVIII, pp. 565-637.
- KESSLER D., MASSON A. (1988). – “De l’inégalité des patrimoines et de sa mesure”, *mimeo*, CEREPI.
- KOTLIKOFF L.J., SPIVAK A. (1981). – “The Family as an Incomplete Annuity Market”, *Journal of Political Economy*, vol 89, pp. 272-91.
- LAFERRÈRE A. (1990). – “Successions et Héritiers”, *INSEE Cadrage*, 4, Démographie et Société, 2.
- LAFERRÈRE A., MONTEIL P. (1992). – “Successions et Héritiers en 1987”, *Document de Travail*, F9210, Direction des Statistiques Démographiques et Sociales, INSEE.
- LAFERRÈRE A., MONTEIL P. (1994). – “Le Patrimoine à la fin de la vie”, *INSEE Première*, 344.
- LOLLIVIER S., VERGER D. (1996). – “Patrimoine des ménages: déterminants et disparités”, *Economie et Statistique*, 296-297, 6/7, pp. 13-31.
- MADDALA G.S. (1983). – *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Econometric Society Monographs in Quantitative Economics, Cambridge University Press.

- MASSON A. (1988). – “Permanent Income, Age and the Distribution of Wealth”, *Annales d'Economie et de Statistique*, 9, pp. 227-56.
- MASSON A., PESTIEAU P. (1991). – “Types et modèles d'héritage et leurs implications”, *Economie et Prévision*, 100-101, 4/5, pp. 31-71.
- MENCHICK P.L. (1980). – “Effect of Material Inheritance on the Distribution of Wealth”, in *Modelling the Distribution and Intergenerational Transmission of Wealth*, Smith J. D. ed, University of Chicago Press, pp. 159-185.
- MENCHICK P.L., DAVID M. (1983). – “Income Distribution, Lifetime Savings and Bequests”, *The American Economic Review*, 73, 4, pp. 672-90.
- WILHELM M.O. (1996). – “Bequest Behavior and the Effect of Heirs' Earnings: Testing the Altruistic Model of Bequests”, *The American Economic Review*, vol. 86, 4, pp. 874-892.