



Master Politiques Publiques et Développement

---

CHOISIT-ON SON CONJOINT DAVANTAGE EN  
FONCTION DU REVENU OU DU PATRIMOINE ?

ESSAI SUR LES APPARIEMENTS SÉLECTIFS  
BI-DIMENSIONNELS EN FRANCE

*Mémoire de Master*

NICOLAS FRÉMEAUX  
Paris School of Economics  
Ecole Normale Supérieure

Directeur  
THOMAS PIKETTY

Rapporteur  
LUC ARRONDEL

---

Soutenance : 3 Septembre 2010

# Abstract

Dans ce mémoire, nous avons étudié les appariements sélectifs en France sous l'angle des revenus du travail et des transmissions patrimoniales. Notre modèle théorique prédisait que le conjoint serait choisi en vue de maximiser le patrimoine commun du couple. On devrait s'attendre à des appariements sélectifs positifs pour les deux dimensions (chacun choisissant le conjoint le plus « rentable ») mais en moyenne plus forts pour les revenus car à moins de monter très haut dans la distribution des patrimoines hérités, la somme des revenus sur une vie est supérieure à la somme réactualisée des héritages perçus. Nous avons testé empiriquement ces prédictions en utilisant les enquêtes *Actifs Financiers* 1992 et *Patrimoine* 1998 et 2004. La différence entre les deux dimensions est à l'avantage du patrimoine même si cette différence n'est pas significative aux seuils conventionnels. Ces résultats ainsi que des tests complémentaires nous permettent de conclure à un cloisonnement des dimensions. En dehors des apports matériels, chacune des deux catégories d'individu (travailleur ou héritier) concentrerait donc d'autres aspects non-observables favorisant la mise en couple entre individus d'une même dimension.

*In this master thesis, we have studied the assortative mating in France on two dimensions : labor income and inheritance. Our theoretical model predicted that the mate would be chosen with the aim of maximizing the common wealth of the household. Thus we could expect a positive assortative mating for the two dimensions (each one tends to choose the most profitable mate) but in average a stronger effect for the labor income because the sum of labor incomes over the working life is greater than the sum of capitalized value of the inherited wealth (except for the very top of the distribution). We have tested this model over the period 1992 - 2004 with the French surveys *Actifs Financiers* and *Patrimoine*. The difference between the two dimensions is in favor the inherited wealth even if this difference is not statistically significant. Therefore, we can conclude that there is a partition of the dimensions. Each one of these dimensions holds some unobservable aspects that favor the creation of couples among individuals of the same dimension.*

## Remerciements

Je tiens à remercier en premier lieu Thomas Piketty qui a été le directeur de ce mémoire. Sa très grande disponibilité et sa rigueur m'ont permis de travailler dans la sérénité sur cette thématique passionnante dont j'ignorais l'existence il y a encore quelques mois.

Je remercie aussi Luc Arrondel pour m'avoir éclairé sur l'enquête Patrimoine. Je tiens également à remercier Hélène Chaput ainsi que toute la division « Revenus et Patrimoine des ménages » pour leur accueil lors du stage effectué à l'INSEE.

Merci aussi à l'ensemble de l'équipe pédagogique de l'Ecole d'Economie de Paris et plus particulièrement du master Politiques Publiques et Développement ; merci à Mounia El Adlani, Karine Flores et France Artois pour m'avoir offert des conditions de travail idéales pendant ces deux années.

Merci enfin à l'ensemble de la première promotion du master PPD grâce à qui ces deux années ont été très riches. Mention spéciale à Kenneth Hounghbedji pour son infinie patience, sa gentillesse et ses encouragements.

Merci à ma famille et à mes proches pour leur soutien sans faille.

Merci enfin à Juliette pour tout ce qu'elle m'apporte.

# Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction</b>	<b>6</b>
1.1	Intérêt du sujet . . . . .	6
1.2	Problématique et apports du mémoire . . . . .	6
<b>2</b>	<b>Théorie</b>	<b>9</b>
2.1	Revue de littérature théorique sur les appariements sélectifs . . . . .	9
2.2	Modèle théorique . . . . .	10
<b>3</b>	<b>Stratégie empirique</b>	<b>12</b>
3.1	Revue de littérature empirique . . . . .	12
3.2	Description des indicateurs utilisés . . . . .	13
3.2.1	Coefficients de corrélation . . . . .	13
3.2.2	Matrices . . . . .	14
3.2.3	Odds ratios . . . . .	15
<b>4</b>	<b>Présentation des données</b>	<b>16</b>
4.1	Les enquêtes <i>Actifs Financiers</i> et <i>Patrimoine</i> . . . . .	16
4.2	La construction des variables d'intérêt . . . . .	17
4.2.1	Distribution et réactualisation des transmissions . . . . .	17
4.2.2	Imputation des non-réponses . . . . .	17
4.3	Statistiques descriptives . . . . .	18
4.3.1	Informations générales sur l'échantillon . . . . .	19
4.3.2	Distribution revenus et patrimoines hérités . . . . .	23
<b>5</b>	<b>Résultats</b>	<b>31</b>
5.1	Comparaison des deux dimensions . . . . .	31
5.1.1	Coefficients de corrélation . . . . .	31
5.1.2	Matrices . . . . .	32
5.1.3	Odds ratios . . . . .	35
5.2	Evolution historique . . . . .	42
<b>6</b>	<b>Conclusion</b>	<b>44</b>
6.1	Implications de nos recherches . . . . .	44
6.2	Limites de ce mémoire . . . . .	45
6.3	Pistes de recherches futures . . . . .	46
<b>7</b>	<b>Données</b>	<b>48</b>
<b>8</b>	<b>Bibliographie</b>	<b>49</b>
<b>9</b>	<b>Annexes</b>	<b>51</b>
9.1	Notes techniques . . . . .	51
9.1.1	Ecart-type odds ratios . . . . .	51
9.1.2	Transformation de Fischer . . . . .	52
9.2	Résultats annexes . . . . .	53

9.2.1	Matrices détaillées . . . . .	53
9.2.2	Résultats dernier centile . . . . .	54
9.2.3	Tests de robustesse croisements dimensions . . . . .	55

# 1 Introduction

## 1.1 Intérêt du sujet

La famille et plus particulièrement le couple ont un rôle crucial à jouer dans la transmission du capital qu'il soit économique, social ou humain et donc plus généralement dans la mobilité intergénérationnelle des individus. Nous pouvons l'illustrer par un exemple simple tiré de l'ouvrage d'Atkinson, *The Economics of Inequality* (Oxford University Press, 1975). Supposons que tous les ménages aient deux enfants (un garçon et une fille) et que la totalité de la richesse initiale de la société soit détenue par les 5% les plus riches. Si les individus choisissent leur conjoint aléatoirement (ou, exprimé d'une manière différente, indépendamment de ses caractéristiques économiques), la plupart d'entre eux se mettront donc en couple avec des individus n'ayant aucun patrimoine et le degré de concentration des richesses diminuera avec le temps.

Cependant, il est peu probable que la réalité ressemble à la situation décrite ci-dessus. Les conjoints ont généralement les mêmes caractéristiques socio-économiques pour la simple (et bonne ?) raison qu'ils fréquentent les mêmes lieux de socialisation et qu'ils ont, au final, une probabilité plus forte de se fréquenter. Ainsi, dans le cas le plus extrême où les individus détenteurs d'un patrimoine se mettraient en couple exclusivement entre eux, le degré de concentration des richesses serait lui aussi extrême. Dans ce cas, nous pourrions comparer les mariages de classe, dans lesquels les maris et femmes viennent de familles similaires du point de vue du patrimoine, à une situation où les fils (s'ils sont les seuls héritiers) se marient directement avec leurs propres sœurs.

Cet exemple permet d'illustrer de façon simple l'importance cruciale des choix maritaux dans la reproduction des inégalités à l'échelle d'une société. De plus, au-delà des transmissions purement économiques comme les patrimoines dont l'effet est évident et immédiat, il faut aussi, à partir de travaux sociologiques notamment, mettre en avant les transmissions immatérielles à travers la notion bourdieusienne d'habitus. Bourdieu la définit comme « le produit du travail d'inculcation et d'appropriation nécessaire pour que ces produits de l'histoire collective que sont les structures objectives (e.g. de la langue, de l'économie, etc.) parviennent à se reproduire, sous la forme de dispositions durables, dans tous les organismes (que l'on peut, si l'on veut, appeler individus) durablement soumis aux mêmes conditionnements, donc placés dans les mêmes conditions matérielles d'existences. » Les socialisations primaires (enfance et adolescence) et secondaires (âge adulte), pour lesquelles les parents sont des acteurs primordiaux, sont centrales dans la construction de l'habitus.

## 1.2 Problématique et apports du mémoire

L'objectif de ce mémoire n'est pas d'expliquer les causes de la mise en couple en étudiant le fonctionnement de différents lieux de socialisation. Cette tâche né-

cessite des enquêtes qualitatives telles qu'elles peuvent être pratiquées dans l'analyse sociologique<sup>1</sup>. Notre tâche se situe exclusivement après la mise en couple. Une fois les couples formés, nous allons comparer les caractéristiques économiques des deux conjoints, grâce à différents outils statistiques, afin de pouvoir établir un constat quant à l'existence et à la magnitude d'un *assortative mating* (ou appariements sélectifs en français). Cette tâche n'a jamais été effectuée sur le cas français et ceci constitue donc un des premiers apports de ce mémoire.

Dans notre analyse, nous nous concentrerons sur une approche purement économique en étudiant deux déterminants de la mise en couple : les revenus du travail et les transmissions patrimoniales (c'est-à-dire l'ensemble des héritages et donations). Nous essayerons tout d'abord de voir quelle dimension domine dans le choix du conjoint mais aussi comment elles ont évolué ces dernières années. Pour ce faire, nous avons utilisé trois bases de données successives : l'enquête *Actifs Financiers* de 1992 et les enquêtes *Patrimoine* de 1998 et 2004. Nous avons donc une perspective s'étendant sur douze années.

Le choix de ces deux dimensions a plusieurs motivations. Tout d'abord, analyser le revenu du travail nous a paru évident car cette variable est celle qui revient le plus souvent dans la littérature sur le marché du mariage. En effet, les premiers modèles de Becker ainsi qu'une grande partie de cette littérature se concentrent essentiellement sur cette variable du revenu considérée comme une variable synthétique de la situation économique des individus. De plus, les revenus du travail sont une composante essentielle de l'étude des inégalités qu'elles soient étudiées de façon statique ou dynamique.

Le choix de la dimension patrimoniale quant à lui est motivé par plusieurs raisons. La première est que les inégalités de patrimoines sont incontestablement bien plus violentes que les inégalités de revenus. De plus, il paraît inconcevable d'étudier des comportements de type dynastique comme peuvent l'être les comportements maritaux sans prendre en compte cette variable cruciale dans la transmission des inégalités. Se concentrer uniquement sur l'aspect des transmissions plutôt que sur celui de l'accumulation peut, quant à lui, être justifié par le fait qu'au moment où le couple se forme, le patrimoine accumulé est souvent faible voire inexistant. Ainsi, si l'on choisit son conjoint de sorte à maximiser son patrimoine futur, on aura davantage intérêt à prendre en compte le patrimoine qui sera hérité que les capacités d'épargne du conjoint. Dit autrement, en maximisant le futur patrimoine commun du couple, on choisit davantage la famille du conjoint que le conjoint lui-même.

Un autre argument peut étayer ce choix : depuis la seconde guerre mondiale, le ratio « flux héritages et donations/revenu national » a connu une tendance haussière et tend à retrouver les valeurs du XIX<sup>ème</sup> siècle (Piketty, 2010). Un indicateur simple est le ratio des montants hérités par les 50% d'individus recevant le plus d'héritage sur le montant des salaires perçus au cours d'une vie

---

1. Voir la quasi-totalité des ouvrages de Pinçon et Pinçon-Charlot

par les 50% des travailleurs les moins bien payés. Ce ratio a retrouvé en 2000 sa valeur de la fin du XIXème soit 70%. Un ratio similaire (montants hérités par les 10% recevant le plus d'héritage / montant des salaires perçus au cours d'une vie sur l'ensemble de la population) nous montre ce même retour aux valeurs de la fin du XIXème. L'importance que l'héritage pouvait avoir au XIXème siècle n'est finalement pas de l'histoire ancienne mais tend à se reconstruire depuis les années 50. Les prévisions pour le XXIème ont tendance à confirmer ce fait.

Effectuer cette analyse bi-dimensionnelle a aussi un intérêt direct du point de vue théorique. L'idée est de voir si le choix du conjoint se fonde sur la somme des richesses qu'il peut apporter au couple ou s'il y a une distinction selon la provenance de l'apport : revenu du travail ou patrimoine hérité. Il serait donc intéressant de voir si, dans les faits, un cloisonnement existe entre ces deux dimensions. Le modèle théorique que nous développons dans ce mémoire tend à prédire un objectif de maximisation des ressources du couple et donc une absence de cloisonnement. On devrait donc s'attendre à des appariements sélectifs positifs pour les deux dimensions (chacun choisissant le conjoint le plus « rentable ») mais en moyenne plus forts pour les revenus car à moins de monter très haut dans la distribution des patrimoines hérités, la somme des revenus sur une vie est supérieure à la somme capitalisée des héritages perçus.

Le travail empirique effectué tend à infirmer ce modèle. Nous observons en effet des appariements sélectifs plus forts pour la dimension patrimoniale que pour les revenus du travail même si cette différence n'est pas significative aux seuils habituellement utilisés. Ainsi, à revenus égaux deux individus différents du point de vue des héritages et donations perçus auront une probabilité différente d'être en couple avec une femme située en haut de la distribution de la dimension patrimoniale même si l'apport provenant de l'héritage est relativement faible en comparaison. L'inverse est aussi vrai pour les revenus du travail. Nous pouvons donc conclure à un cloisonnement des dimensions. La présence de goûts et de lieux de socialisation différents peuvent être les explications principales de ces résultats.

Comme nous l'avons déjà évoqué, l'introduction de la dimension patrimoniale et sa comparaison avec les revenus du travail n'a jamais été effectuée. Ce mémoire constitue donc avant tout un travail exploratoire. Nous ne prétendons pas trouver des solutions à toutes les problématiques levées par cette comparaison. Néanmoins, le travail effectué peut être considéré comme un apport original et peut constituer les prémices de recherches futures. Le fait d'ajouter une dimension historique à notre analyse en utilisant plusieurs sources de données successives peut aussi être considéré comme un apport intéressant pour l'analyse dynamique des inégalités.



## 2 Théorie

### 2.1 Revue de littérature théorique sur les appariements sélectifs

L'aspect théorique des appariements sélectifs porte sur deux points : les déterminants du choix du conjoint et l'équilibre sur le marché du mariage. Seule la première question nous intéresse directement dans ce mémoire.

Sur le marché du mariage comme sur tout marché les notions de substituabilité ou de complémentarité sont essentielles. La substituabilité signifie que l'on peut compenser la rareté d'un bien par l'abondance d'un autre (thé ou café par exemple). A l'inverse deux bien complémentaires sont toujours consommés ensemble dans des proportions qui peuvent être fixes ou non (café et sucre). Appliquées au couple, ces notions doivent être quelque peu modifiées pour nous permettre de juger des qualités qui doivent être partagées au sein d'un couple. Le « conflit théorique » qui peut exister réside dans le choix d'une complémentarité des conjoints ou de leur substituabilité. Deux auteurs ont contribué à ce débat : Gary Becker et David Lam.

Pour Becker, la recherche du conjoint se résumerait à la recherche d'un substitut. Selon lui, l'enjeu pour un couple est de maximiser un élément dont il est le producteur. La définition de ce bien est vague mais l'idée est qu'un ménage va chercher à créer ou perpétuer une dynastie. Il va donc accumuler du capital matériel ou humain qu'il va transmettre aux générations suivantes. Cette « production » nécessite une division des tâches et une spécialisation interne au ménage. D'un côté, le ménage doit bénéficier de ressources financières et de l'autre ces ressources doivent être utilisées et transformées de façon à produire le bien désiré. Concrètement, les activités non-marchandes consistent à s'occuper des affaires internes au ménage (gestion des affaires familiales<sup>2</sup>, tâches ménagères, entretien des relations, éducation des enfants...). Le mécanisme des avantages comparatifs fait alors son effet et chacun des deux conjoints se voit assigné à une tâche selon la supériorité de sa productivité marchande sur sa productivité non-marchande. Pour Becker, cette situation a pour conséquences des appariements sélectifs négatifs pour les revenus en ce sens où des hauts revenus (supposés refléter une productivité marchande élevée) choisiront comme conjoint des individus ayant une forte productivité non marchande pouvant refléter une productivité marchande faible.

Après les premiers tests empiriques<sup>3</sup> (Smith (1979), Becker (1981)...) qui ont montré une corrélation positive entre les revenus des conjoints et donc des appa-

---

2. Les ouvrages de Pinçon et Pinçon-Charlot démontrent que ce rôle est central pour les familles bourgeoises. La formation d'un héritier capable de reprendre le flambeau est une étape cruciale pour la pérennité de la famille.

3. Voir paragraphe 3.1

riements sélectifs positifs, le modèle de Becker a été critiqué. Lam (88) a invoqué l'objectif de maximisation d'un bien commun au couple comme source d'appariements sélectifs positifs. En effet, l'introduction d'une consommation jointe des individus permet de mettre en avant l'objectif de maximisation des revenus et/ou du patrimoine. Le choix du conjoint ne s'appuie plus sur les mêmes arguments et le partenaire constitue alors un bien complémentaire. Chacun cherche donc à maximiser le budget du couple et choisit un conjoint qui apporte au moins autant que lui à la richesse du ménage. La spécialisation interne au couple en vue de transformer les ressources n'est donc plus nécessaire selon lui. C'est cette voie que nous prendrons dans l'élaboration de notre modèle théorique.

L'idée de ce mémoire de recherche est d'analyser les appariements sélectifs sous une approche bidimensionnelle en traitant des revenus du travail et du patrimoine hérité. C'est la raison pour laquelle nous n'utilisons qu'une partie des recherches théoriques concernant les appariements sélectifs. Les questions du *marriage premium*, de la fertilité ou de la spécialisation interne au couple ne sont pas centrales pour notre analyse même si les aborder sous l'angle patrimonial et non sous celui des revenus du travail comme cela est fait habituellement pourrait faire l'objet de recherche tout à fait intéressantes.

## 2.2 Modèle théorique

L'objectif de ce modèle est de montrer que le choix du conjoint se fonde sur deux paramètres : la somme des ressources qu'il peut rapporter au ménage et un paramètre idiosyncratique de goût. Chaque couple a pour objectif la maximisation d'un bien qu'il produit. Ce bien peut être défini comme la « production » d'une dynastie (i.e. accumulation patrimoniale, accumulation de capital humain, éducation des enfants...). Réduire le modèle à une seule génération n'en modifie pas ses conclusions pour autant car nous pouvons alors supposer que le ménage cherchera alors à maximiser sa consommation courante sans aucun objectif de transmission.

On définit dans ce modèle deux types d'individus en fonction des deux sources possibles des apports : les travailleurs pour qui la somme des revenus du travail sur la vie active est inférieure à la somme capitalisée des héritages et donations reçus :

$$\sum_{i=1}^n w_i > \sum_{i=1}^n b_i * e^{r(t_i;i)}$$

avec  $w_i$  = revenus annuels ;  $b_i$  = héritages et donations perçus ;  $r$  = taux d'intérêt ;  $n$  = année et  $t_i$  = date de la transmission.

et les héritiers pour qui cette inégalité est inversée :

$$\sum_{i=1}^n w_i < \sum_{i=1}^n b_i * e^{r(ti;i)}$$

Il y a une corrélation entre revenus du travail et patrimoine hérité mais celle-ci est imparfaite.

L'objectif de chaque ménage est de maximiser un bien qu'il produit lui-même. On symbolise la transformation des ressources en ce bien par une fonction  $Z$ . Pour remplir cet objectif, il faut qu'il maximise ses ressources. Ces dernières sont la somme des apports des deux conjoints au ménage. Ces apports proviennent des deux sources évoquées plus haut : revenus du travail ou transmissions patrimoniales.

Les conjoints diffèrent par deux traits : la somme de leurs apports et un paramètre idiosyncratique  $\delta$  qui est une synthèse de leurs traits (caractère, physique, religion...). Une des hypothèses centrales ici est que ce paramètre ne diffère pas selon le type d'individu. Il est donc uniformément distribué dans la population. Nous obtenons donc pour chaque individu  $i$ , la synthèse de ses traits :

$$A_i = \sum_{i=1}^n w_i + \sum_{i=1}^n b_i * e^{r(ti;i)} + \delta_i$$

avec  $i = f$  (femme),  $h$  (homme).

On se retrouve donc dans une situation où les conjoints sont complémentaires en ce sens où l'objectif commun du couple sera de maximiser les ressources internes au ménage. L'intérêt de chacun sera donc de chercher le conjoint qui remplit au mieux cet objectif. Nous pouvons donc ici nous inspirer du modèle de Becker (1973) dans lequel il évoque des appariements sélectifs positifs pour certains traits comme l'intelligence, la taille ou le capital humain. Cependant, contrairement à lui, nous étendons cette complémentarité des traits au revenu et au patrimoine hérité. Nous obtenons donc une complémentarité des deux membres du couple pour les traits évoqués :

$$\frac{\delta Z_{i,j}(A_h, A_f)}{\delta A_f} > 0, \frac{\delta Z_{i,j}(A_h, A_f)}{\delta A_h} > 0$$

A l'échelle du ménage, on a :

$$\frac{\delta^2 Z_{i,j}(A_h, A_f)}{\delta A_h \delta A_f}$$

Les prédictions de ce modèle sont les suivantes. On choisit son conjoint de sorte à maximiser l'apport de celui-ci au ménage. On devrait donc non seulement

observer des appariements sélectifs positifs entre les conjoints mais aussi une différence entre les deux dimensions de notre analyse.

En effet, il faut monter très haut dans la distribution des transmissions patrimoniales pour que :

$$\sum_{i=1}^n w_i < \sum_{i=1}^n b_i * e^{r(ti;i)}$$

Même si cette tendance semble s'inverser et que l'on tend à revenir à des niveaux de la fin du XIXème siècle (cf Piketty, 2010), en moyenne un individu situé dans le dernier décile des revenus du travail « rapporterait davantage » qu'un individu dans le dernier décile de la distribution des transmissions patrimoniales. A priori on devrait donc observer des appariements sélectifs plus forts pour la dimension revenu que la dimension patrimoniale pour cette seule raison du différentiel des apports entre héritier (h) et travailleur (t).

Mathématiquement, on obtiendrait donc en moyenne :

$$A_{i,t} > A_{i,h}$$

avec i=f,h. Et donc :

$$\frac{\delta^2 Z_{i,j}(A_{h,t}, A_{f,t})}{\delta A_{h,t} \delta A_{f,t}} > \frac{\delta^2 Z_{i,j}(A_{h,h}, A_{f,h})}{\delta A_{h,h} \delta A_{f,h}} > 0$$

### 3 Stratégie empirique

#### 3.1 Revue de littérature empirique

Tout comme pour la littérature théorique, aucune publication empirique n'a traité directement du sujet abordé dans ce mémoire de master. Beaucoup de publications se concentrent davantage sur les estimations de *wage premium* ainsi que les questions de fertilité liées au mariage.

Néanmoins, il existe plusieurs recherches qui se sont attelées à l'évaluation empirique des prédictions de Becker en se concentrant sur les seules dimensions des revenus et de l'éducation. Leur point commun est d'avoir cherché à évacuer les possibles facteurs qui peuvent biaiser les estimations et d'avoir utiliser le coefficient de corrélation comme principal outil de mesure. Ainsi, le plus souvent, les corrélations sont menées sur les facteurs inobservés qui déterminent les revenus. L'argument provient du fait qu'en comparant les revenus (sans aucune autre variable de contrôle), on obtient une corrélation non-triviale car en moyenne les couples sont composés de personnes du même âge et du même niveau d'éducation. De plus, les conjoints travaillent généralement dans le même bassin d'emploi et bénéficient donc des mêmes conditions favorables ou défavorables de cette zone

géographique.

Partant de ce postulat, plusieurs auteurs ont cherché à calculer des corrélations entre les revenus des conjoints une fois différentes variables de contrôle ajoutées. Un des premiers à avoir fait cela est Becker lui-même en 1981. Il a calculé, pour les Etats-Unis, des corrélations partielles entre les revenus des conjoints en contrôlant pour l'âge et l'éducation. Il a obtenu une corrélation de 0,32 pour les blancs et de 0,24 pour les noirs. Smith (1979) a quant à lui utilisé une corrélation sur les résidus de régressions sur les salaires où il contrôlait pour l'éducation, l'expérience et la région. Il obtient une corrélation de 0,098 pour les blancs et de 0,035 pour les noirs. Avec la même méthode et les mêmes variables de contrôle, Zimmer (1996) trouve une corrélation négative pour les blancs et les hispaniques (-0,12 et -0,31 respectivement) et positive pour les noirs (+ 0,15).

Nakosteen, Westerlund et Zimmer (2004) ont considérablement fait progresser l'analyse en utilisant des données de panel. En effet, en observant les caractéristiques des conjoints après le mariage (ou la mise en couple), on mesure le résultat de deux effets contradictoires : le *matching* et la spécialisation à l'intérieur du ménage. L'utilisation des données de panel et la possibilité de retrouver les individus avant leur mise en couple permet d'isoler le premier effet. Les auteurs ont comparé la corrélation des résidus des régressions sur les salaires (en contrôlant notamment pour le capital humain) juste avant et juste après le mariage. Ils observent une diminution significative une fois la mise en couple effectuée. Ils en concluent que comparer les individus après la mise en couple ou le mariage entraîne une sévère sous-estimation du *matching* opéré au moment du choix du partenaire. Sans données de panel, la solution partielle que nous avons trouvée est d'appliquer nos analyses à un sous-échantillon : les couples formés récemment (depuis trois ans ou moins) pour lesquels la spécialisation interne au ménage n'est pas encore trop avancée.

Comme nous l'avons déjà évoqué, aucune recherche ne s'applique à calculer ces effets pour une dimension patrimoniale. Nous menons donc ici un travail exploratoire sur cette question. Nous reviendrons plus en détail à la fin du mémoire sur les difficultés liées à l'analyse de cette dimension et à sa comparabilité avec une analyse effectuée sur les revenus du travail.

## **3.2 Description des indicateurs utilisés**

### **3.2.1 Coefficients de corrélation**

Les recherches évoquées au paragraphe précédent bien que très intéressantes ont pour principal défaut de n'utiliser qu'un seul outil de mesure : le coefficient de corrélation. Celui-ci a beau être une mesure synthétique des appariements sélectifs sur lequel se fonde tous les résultats empiriques de la littérature dans ce domaine, il n'en fournit pas moins une mesure très imparfaite. Dans le cadre

de ce mémoire, nous pouvons dresser deux critiques principales qui réduisent la pertinence de cet indicateur. Nous préférons donc compléter les résultats obtenus avec les coefficients de corrélation par d'autres outils de mesure comme les matrices et les odds ratios (ou rapport des cotes en français).

L'hypothèse implicite qui est faite lors de l'utilisation des coefficients de corrélations est la linéarité de la relation. Ainsi, on suppose que le degré d'endogamie est le même quel que soit l'origine socio-économique des conjoints. Or, il est légitime de penser que pour les ménages situés en haut de la distribution des revenus comme du patrimoine, des stratégies maritales peuvent exister. Cela a été montré dans de nombreux travaux sociologiques comme ceux de Pinçon et Pinçon-Charlot. Sur un thème similaire, Bourdieu et al. (2008) ont montré l'hétérogénéité du degré de mobilité intergénérationnelle des patrimoines selon l'importance des patrimoines considérés : la composition du haut de la distribution est plus stable ou, si l'on préfère, plus immobile.

Un problème tout à fait différent concerne l'aspect patrimonial uniquement. Dans ce cas, les changements de comportements après la mise en couple n'ont évidemment aucun impact sur la probabilité et le montant de la transmission patrimoniale. Simplement, la nécessité de réactualiser la valeur des patrimoines transmis fait que de très hauts montants sont imputés à des individus. Or si l'indice a une légère tendance à sur-réévaluer les montants transmis et à créer des valeurs extrêmes alors le coefficient de corrélation sera considérablement perturbé. L'aspect positif de cette critique est que seule la mesure du coefficient de corrélation est perturbée par cet indice. En effet, la composition du haut de la distribution (et notamment du top 1% sujet à ces valeurs extrêmes) ne serait que très faiblement modifiée par la mise en place d'un indice moins « généreux ». Dans le cas de l'enquête *Patrimoine* 1998 où les montants sont déclarés en valeur absolue, c'est la déclaration des montants et non leur réévaluation qui donne la composition du haut de la distribution. Une solution ici serait de calculer le coefficient de corrélation en évacuant ces valeurs extrêmes en créant un montant plafond ou en utilisant le logarithme des montants. Cependant, il paraît raisonnable de résoudre ce problème en utilisant des outils de mesures indépendant des montants. Les matrices et les odds ratios remplissent parfaitement ce rôle.

### 3.2.2 Matrices

L'utilisation des matrices permet à la fois d'évacuer la question du bruit créé par les montants extrêmes et d'avoir une lecture plus globale de la façon dont s'assortissent les couples. En mettant d'un côté la distribution par décile des hommes et de l'autre celle des femmes, il est possible de voir quel est le décile d'appartenance de chacun des conjoints et donc de lire plus finement les différentes stratégies de mise en couple. Bien entendu, cet outil de mesure ne règle pas l'impossibilité de distinguer l'effet de la mise en couple de celui de l'appariement

que nous cherchons à identifier. Cependant, un élément rend la comparaison des deux dimensions difficile. En effet, pour chacune des enquêtes, un peu moins de 30% des individus déclarent avoir reçu une transmission patrimoniale. Nous avons donc une variable dont le montant est égal à 0 pour 70% de la population. Cette proportion pour les revenus est beaucoup plus faible voire nulle pour les hommes.

Nous ne pouvons cependant pas ajouter de variables de contrôles dans les matrices. Nous observons donc de façon brute les appariements entre hommes et femmes. Il paraît donc nécessaire de compléter cet indicateur avec des outils de mesure utilisant les régressions afin de pouvoir contrôler pour l'âge ou d'effectuer des croisements entre les deux dimensions<sup>4</sup>.

### 3.2.3 Odds ratios

L'odds ratio est une mesure statistique souvent utilisé dans le domaine médical qui mesure le rapport des chances qu'une action soit subie par un groupe d'individu plutôt que par un autre : typiquement, par combien est multiplié la probabilité de guérison d'un individu faisant partie du groupe traité comparé à un individu du groupe contrôle.

Dans ce mémoire, les groupes seront simplement décidés en fonction de l'appartenance à une certaine frange de la distribution : top 10%, top 5%, top 1%... Les odds ratios mesureront donc le rapport entre la probabilité de mise en couple d'un homme du top X% avec une femme du top X% et celle d'un homme n'appartenant pas à ce top X% avec une femme du top X%.

Mathématiquement, cela donne :

$$OR = \frac{Prob(Y = 1 \cap X = 1)}{Prob(Y = 1 \cap X = 0)}$$

Avec  $Y = 1$  si la femme appartient au top X% et  $X = 1$  si l'homme appartient au top X%.

Cela nous permet de mesurer par combien sont divisées les chances de mise en couple quand l'individu n'appartient pas à cette partie de la distribution. Cette mesure est similaire aux matrices, le seul but étant de découper la population en deux groupes distincts. Cela peut notamment éclairer sous un autre jour la force des appariements sélectifs pour le haut de la distribution et nous donner une idée plus précise que ne peut le faire une matrice englobant l'ensemble de la distribution. Les odds ratios peuvent donc être une solution pour observer la

---

4. Nous détaillerons cette étape dans la partie décrivant les résultats.

présence ou l'absence de linéarité à partir d'une position donnée dans la distribution des revenus ou des patrimoines.

## 4 Présentation des données

### 4.1 Les enquêtes *Actifs Financiers* et *Patrimoine*

Depuis 1986, l'INSEE réalise tous les six ans une enquête destinée à analyser les patrimoines des ménages français. L'enquête *Patrimoine* qui a succédé à l'enquête *Actifs Financiers* en 1998 a pour objectif d'expliquer les comportements patrimoniaux et leur évolution en observant à la fois la distribution des patrimoines (et leur composition), les revenus individuels mais aussi en fournissant une biographie détaillée des ménages et des individus le composant (âge, parcours scolaire, vie professionnelle...).

Dans ce mémoire, nous avons utilisé les trois dernières enquêtes disponibles : l'enquête *Actifs Financiers* 1992 et les enquêtes *Patrimoine* 1998 et 2004. Chacune des bases de données est constitué d'un échantillon d'environ 10000 ménages (9530 en 1992, 10207 en 1998 et 9692 en 2004). Pour chacune des enquêtes, l'échantillonnage surreprésente les ménages susceptibles d'être les mieux dotés en patrimoine.

Nous concentrerons notre analyse sur les variables liées au revenus du travail quel que soit leur nature (salaire, revenu mixte, primes, pensions de retraite et indemnités chômage). Il est à noter que pour l'enquête 2004, les revenus au niveau individuel n'apparaissaient pas dans les données disponibles. Les ménages ayant été interrogés de manière limitée sur leurs revenus, les informations correspondantes ont été obtenues en post-collecte par appariement avec les sources fiscales. Nous verrons dans les statistiques descriptives que cela contribue à créer un biais en raison de la tendance à la sous-estimation lors de la déclaration des revenus.

Les fichiers concernant les transmissions patrimoniales sont essentiels pour notre analyse. Ils nous fournissent des informations sur l'identité du bénéficiaire à l'intérieur du ménage et sur son lien de parenté avec le donateur. Plus important, nous utiliserons aussi les informations qui nous sont fournies sur le montant des transmissions et leur date (nécessaire pour les réactualisations). Dans les enquêtes 1992 et 2004, les montants sont déclarés en tranches ce qui nous oblige à formuler des hypothèses quant à la distribution à l'intérieur de ces tranches. Enfin, la description de la nature des biens composant les transmissions nous seront d'une grande utilité lorsqu'il sera nécessaire d'imputer les montants qui n'ont pas été déclarés au moment de l'enquête.

Une dernière catégorie de variables, centrale pour notre recherche, concerne



bien entendu les couples. Nous ne nous sommes pas limités aux seuls couples mariés. Notre « marché du mariage » comprend tous les ménages se déclarant en couple qu'il y ait un lien légal les unissant (mariage, PACS, concubinage...) ou non<sup>5</sup>. Il y a ainsi selon notre définition 7050 couples en 1992, 6711 en 1998 et 5942 en 2004.

## 4.2 La construction des variables d'intérêt

### 4.2.1 Distribution et réactualisation des transmissions

Comme nous l'avons déjà évoqué dans l'introduction, les montants des transmissions patrimoniales pour les enquêtes 1992 et 2004 sont déclarés en tranches et nous obligent à introduire des hypothèses quant à la distribution à l'intérieur des tranches. L'hypothèse la plus pertinente consiste à supposer une distribution uniforme à l'intérieur des tranches. Ainsi, pour chaque transmission, nous avons donc effectué un tirage aléatoire entre les bornes inférieures et supérieures de la tranche dans laquelle été déclaré le montant. Malgré le soin pris pour calculer le montant reçu, ce type de déclaration nous fait perdre une partie de l'information notamment pour les montants situés dans la tranche la plus élevée (1 000 000 de francs ou plus en 1992 ; 100 000 € ou plus en 2004). Pour cette dernière tranche, nous avons fait l'hypothèse supplémentaire que la borne supérieure était égale à trois fois la borne inférieure. Ceci revient à supposer l'existence d'une loi de Pareto de paramètre trois pour les plus hauts montants.

De plus, nous avons dû opérer une réactualisation des transmissions patrimoniales. En effet, les biens transmis, qui sont en majorité des biens immobiliers, se valorisent avec les années et il est donc logique de les réévaluer afin d'assurer une comparabilité entre les transmissions patrimoniales. Nous avons pour cela utilisé un indice mis au point par Thomas Piketty<sup>6</sup>. C'est un indice composite qui prend en compte non seulement l'inflation des prix à la consommation mais aussi l'évolution des prix sur le marché immobilier et sur les marchés financiers. On peut au final réactualiser les patrimoines déclarés grâce à cet indice qui prend en compte les différentes natures des biens composant ces patrimoines.

### 4.2.2 Imputation des non-réponses

Afin de mener l'analyse la plus fine possible, il nous a fallu traiter le cas de l'absence de réponse à la question des montants des revenus ou des transmissions

---

5. Ce type d'extension du marché du mariage aux couples non-mariés a déjà été réalisé par des publications récentes (Nakosteen et al. (2004)) au motif que pour les jeunes générations, le mariage ne constitue plus le passage obligé pour un couple

6. Cet indice a été construit pour la publication suivante : PIKETTY T. : « On the Long-Run Evolution of Inheritance : France 1820-2050 », 2010, 124 p.

patrimoniales.

Nous avons donc cherché à construire un montant imputé à partir des répondants afin de trouver les caractéristiques individuelles pouvant prédire le montant de la transmission lorsque les individus percevaient un revenu ou un patrimoine mais déclaraient ne pas en connaître le montant<sup>7</sup>. Cette proportion est en moyenne de 3% pour les revenus et varient entre 6 et 8% des transmissions patrimoniales. Pour éviter les problèmes liées aux réactualisations, nous n'avons utilisé pour « modèle » que les transmissions dont la valeur déclarée était la valeur actuelle du bien et non sa valeur d'époque. Dans le cas des transmissions patrimoniales, nous avons mobilisé des variables comme la PCS de l'individu, celle de ses parents, la nature du bien transmis (logement, terrain, capital d'assurance-vie, valeurs mobilières...) afin de pouvoir déterminer le montant probable que cet individu aurait dû recevoir lors de la transmission pour laquelle le montant est déclaré comme inconnu.

Nous avons appliqué la même méthode pour les revenus du travail, les non-réponses étant toutefois moins nombreuses que dans le cas des transmissions patrimoniales. Dans ce cas, les variables explicatives utilisées pour chercher à expliquer les montants des revenus étaient les PCS de l'individu et de ses parents ainsi que son âge, son sexe et sa nationalité.

Il est à noter que cette absence de montant déclaré n'est pas uniformément distribuée dans l'échantillon. Ce sont principalement les transmissions très anciennes qui sont concernées. Si l'on distingue les individus en fonction des PCS, on réalise que les agriculteurs sont surreprésentés parmi les non-répondants. Ils représentent en effet 8,94% des bénéficiaires mais 20,57% des non-répondants en 2004. De plus, en 1998, les montants des transmissions patrimoniales devaient être déclarés en valeur absolue et non pas en tranches. Ceci a eu pour conséquence de faire augmenter la proportion des non-réponses dans l'échantillon. Une des principales raisons ayant pu introduire un biais vient de la plus grande frilosité à déclarer un montant important.

### 4.3 Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives de ce mémoire se divisent en deux grandes parties. Dans la première, nous décrivons les caractéristiques générales de l'échantillon en détaillant notamment les informations liées aux transmissions patrimoniales. La seconde partie porte sur les montants et la distribution des revenus et des transmissions patrimoniales.

---

7. En 1992, nous ne pouvons cependant pas faire cette imputation pour les revenus car en cas de revenu nul, nous ne pouvons pas faire la distinction entre l'absence de revenu et l'ignorance supposée du montant

### 4.3.1 Informations générales sur l'échantillon

Les statistiques descriptives ont été réalisées sur les personnes de référence de chaque ménage et leurs conjoints lorsqu'il y en avait un. Le mémoire étudiant uniquement les couples, nous n'avons donc pas jugé utile d'inclure dans la description des données des informations concernant les autres individus du ménage. A l'exception des deux premières lignes du tableau 1 nous renseignant sur le nombre de ménages et la proportion de ménages en couples, tous les calculs ont inclus la pondération unitaire des ménages pour corriger la surreprésentation des ménages les plus aisés.

Il y a environ 10000 ménages pour chacune des enquêtes. La proportion de ménages se déclarant en couple diminue au cours du temps puisqu'elle passe de 74% en 1992 à 61,3% en 2004 mais dans le même temps « l'espérance de vie » des couples est de plus en plus longue.

Le statut le plus représenté est l'occupation d'un emploi (53-54% de l'échantillon). Hormis la croissance de la part des retraités, le fait le plus marquant reste la diminution significative des individus au foyer. On peut évoquer ici la progressive féminisation du marché du travail comme principale raison à ce phénomène.

Les deux faits marquants de la composition par PCS sont la diminution de la part des agriculteurs et l'augmentation des professions et catégories intellectuelles supérieures ainsi que des professions intermédiaires.

Le tableau 2 se concentre sur les variables liées aux transmissions patrimoniales.

La première ligne du tableau nous renseigne sur la proportion d'individus ayant reçu au moins une donation ou un héritage. Cette proportion est plus élevée en 1992. Cela peut être dû à la manière dont a été construit l'échantillon pour cette enquête<sup>8</sup>

Nous remarquons ensuite que la part des héritages et donations dans le patrimoine actuel du ménage semble augmenter légèrement au cours du temps. Cette variable n'est malheureusement pas renseignée pour 1992 mais il semble se dessiner une croissance de la part des patrimoines reçus entre 1998 et 2004. La proportion d'individus n'ayant rien reçu passe de 23,3% en 1998 à 20,1% en 2004.

Une variable intéressante liée directement à la problématique du mémoire compare les patrimoines de la personne de référence et de son conjoint au moment de la formation du couple. La personne de référence du couple est presque

---

8. Pour cette question comme pour celle des montants des transmissions (voir paragraphe suivant), l'enquête effectuée en 1992 offre des résultats bien supérieurs aux enquêtes suivantes. Une modification de l'échantillonnage entre *Actifs Financiers* et *Patrimoine* serait l'explication la plus plausible même si je ne possède pas ici les informations nécessaires pour avancer une telle piste.

TABLE 1 – Caractéristiques générales de l'échantillon

	1992	1998	2004
<b>Caractéristiques de l'échantillon :</b>			
Nombres de ménages	9530	10207	9692
Proportion de ménages en couple	74%	65,7%	61,3%
Durée de vie du couple (en années)	22,7	23,7	24,9
Âge moyen (personne de référence et conjoint seulement)	49,5	49,4	50,3
<b>Statut actuel :</b>			
Occupe un emploi	54,3%	53,3%	54,8%
Chômeur (inscrit ou non ANPE)	6,7%	6,4%	6,3%
Etudiant, élève, formation ou stage non-rémunéré	1,2%	1,9%	1,4%
Militaire du contingent	0,1%	0,1%	0%
Retraité ou retiré des affaires	23,3%	25,6%	27,3%
Au foyer	10,8%	8,2%	7,3%
Autre inactif	3,7%	4,5%	3,0%
<b>Composition par PCS (7 postes) :</b>			
Agriculteurs	5,6%	4,6%	4,2%
Artisans, commerçants ou chefs d'entreprise	7,4%	6,9%	7,3%
Professions et catégories intellectuelles supérieures	9,3%	10,0%	12,1%
Professions intermédiaires	16,5%	17,3%	19,1%
Employés	27,9%	28,3%	28,7%
Ouvriers	26,7%	24,1%	24,3%
Actifs n'ayant jamais travaillé	4,4%	4,8%	0,02%
Non renseigné	2,3%	4,0%	4,4%

toujours l'homme (100% en 1992 et 1998 et 99,5% en 2004). Une part non négligeable d'hommes déclare avoir un patrimoine plus important que leur conjointe. En comparant les différentiels d'âges entre les conjoints, nous remarquons que dans les couples les hommes sont en moyenne plus vieux que les femmes. Cependant, ce différentiel n'est pas sensiblement différent selon les réponses à la question posée<sup>9</sup>. Il paraît donc difficile de croire que cette supériorité de l'homme en termes de patrimoine soit uniquement due à une période d'accumulation plus longue de quelques mois. Il n'est pas impossible que les facteurs psychologiques aient un rôle à jouer ici.

Les autres variables de ce tableau apportent des informations quant à la décomposition par âge et par sexe des bénéficiaires. Nous remarquons que pour l'ensemble de l'échantillon la proportion d'hommes bénéficiaires est plus grande. La décomposition par âge vérifie simplement que la probabilité de recevoir une donation ou un héritage s'accroît avec l'âge. Il est difficile de commenter une tendance historique notamment car la plus grande proportion de bénéficiaires en 1992 introduit du bruit dans l'analyse.

Enfin, comparer les âges au premier héritage ou à la première donation nous aide à vérifier un fait établi : en moyenne, les individus reçoivent une donation avant de recevoir un héritage. Le différentiel reste stable entre les enquêtes : en moyenne, les donations sont reçues de six à huit ans plus tôt que les héritages.

---

9. Pour être précis, les hommes sont en moyenne plus vieux d'un an pour la réponse « Moins important », d'environ deux ans pour les couples ayant un patrimoine du même ordre ou nul et d'un peu plus de trois ans pour les couples dont la personne de référence déclare avoir un patrimoine plus important.

TABLE 2 – Descriptif des transmissions patrimoniales

	<b>1992</b>	<b>1998</b>	<b>2004</b>
Proportion de récipiendaires	34,2%	27,4%	28,3%
<b>Part des héritages et donations dans le patrimoine actuel du ménage :</b>			
Rien	NR	23,3%	20,1%
Moins de 25%	NR	43,4%	44,2%
Entre 25% et 50%	NR	16,9%	16,7%
Plus de 50%	NR	14,8%	16,3%
Refus	NR	3,0%	1,5%
NSP	NR	1,5%	2,6%
<b>Comparaison des patrimoines de départ entre la personne de référence (PR) et son conjoint :</b>			
Le patrimoine de la PR est :			
Plus important	17,2%	23,8%	22,6%
Moins important	10,0%	14,4%	12,4%
Du même ordre	30,5%	28,6%	29,7%
Ni l'un ni l'autre n'en avait	42,2%	32,8%	35,2%
Refus et NSP	1,2%	3,9%	1,2%
<b>Proportion d'individus récipiendaires :</b>			
Femme	33,4%	26,5%	27,5%
Homme	35,1%	28,4%	29,3%
Moins de 29 ans	10,4%	11,2%	12,5%
30 - 39 ans	18,4%	16,3%	16,3%
40 - 49 ans	30,7%	22,7%	24,9%
50 - 59 ans	45,2%	35,4%	32,6%
60 - 69 ans	52,4%	40,1%	40,4%
70 - 79 ans	51,5%	43,8%	43,7%
Plus de 80 ans	51,7%	39,7%	42,1%
Âge moyen à la première donation reçue	35,8	36,5	35,5
Âge moyen au premier héritage	43,1	42,6	43,4

### 4.3.2 Distribution revenus et patrimoines hérités

Cette partie décrit les distributions des revenus<sup>10</sup> et des héritages et donations perçus pour les trois enquêtes utilisées. Il est cependant nécessaire de prendre des précautions quant à l'interprétation des données. En effet, nous allons voir que les manières dont sont renseignées ces variables diffèrent selon les enquêtes. Cela a pour conséquence de biaiser les observations sans toutefois que cela nuise à notre analyse.

Pour chacune des enquêtes et chacune des dimensions, nous avons détaillé les distributions non seulement pour l'ensemble de l'échantillon (en se concentrant uniquement sur les personnes de références et leurs conjoints si conjoint il y a) mais aussi pour les hommes et les femmes en couple. Nous avons logiquement isolé ces deux types d'individus car ils sont au centre de notre analyse des appariements sélectifs.

Dans les tableaux 3 jusqu'à 8 sont donc détaillées les moyennes ainsi que la distribution par décile pour chaque dimension et chaque enquête. Le dernier décile est lui-même découpé en plusieurs parties pour observer les derniers 5 et 1% de la distribution. Ces tableaux nous informent aussi sur les moyennes intradéciles pour les déciles supérieurs. Les valeurs pour le découpage des distributions indiquent le montant plancher du décile.

Afin d'assurer une comparabilité entre les enquêtes, toutes les valeurs des transmissions patrimoniales sont en Euros 2003. La raison est simple : 2003 est la dernière année pour laquelle nous pouvons observer des transmissions patrimoniales, nous avons choisi de ne pas utiliser l'indice de réactualisation au-delà de cette année.

Le fait que l'on remarque en premier pour chaque période est la différence entre les revenus perçus par les hommes et les femmes en couple. Cela peut s'expliquer par la spécialisation à l'intérieur du couple. Les temps partiels et l'inactivité plus fréquents chez les femmes ainsi que la discrimination au travail sont les principales raisons de cette différence. Une précaution à prendre en compte ici concerne les sources d'informations dont proviennent les valeurs observées. En effet, en 1992 et 1998 les revenus sont déclarés par la personne enquêtée mais pour la première de ces deux enquêtes nous ne pouvons pas savoir si une personne ne déclare pas un type de revenu car elle ne le reçoit ou car elle déclare ne pas en connaître le montant. Pour cette raison, l'imputation des revenus manquants n'a pas pu être effectuée en 1992. Ce problème n'est en réalité pas trop grave car la proportion de revenus à imputer est en réalité assez faible (moins de 3% de l'échantillon en moyenne) et concerne, contrairement au patrimoine des revenus généralement modestes. Le principal indicateur affecté est le coefficient de corrélation.

---

10. Les montants des revenus sont les montants mensuels.

TABLE 3 – Distribution des revenus (1992)

	<b>Ensemble</b>	<b>Hommes</b>	<b>Femmes</b>
Observations			
Moyenne (en Euros)	937,43	1338,13	560,28
P10	0	381,12	0
P20	117,09	686,02	0
P30	368,28	838,47	0
P40	582,11	965,51	139,74
Médiane	751,02	1079,85	381,12
P60	954	1219,59	642,29
P70	1150,98	1448,27	838,47
P80	1387,14	1727,76	1024,93
P90	1979,94	2413,78	1355,02
P95	2643,20	3182,93	1651,53
P99	4418,16	6162,22	2591,63
<i>Moyennes intra déciles :</i>			
P80-90	1621,71	2005,64	1177,81
P90-100	3210,83	3973,42	1944,78
P90-95	2121,95	2760,41	1479,05
P95-99	3462,67	4250,71	1958,32
P99-100	6680,03	8795,84	3975,14

En 2004, les informations concernant les revenus proviennent d'un appariement avec des données fiscales. On remarque alors l'existence d'une tendance à sous-estimer les revenus lors des déclarations classiques notamment pour le haut de la distribution. La borne inférieure du dernier centile pour les hommes était d'environ 6000 € en 1992 et 1998, elle passe à un peu moins de 9000 € en 2004. Même si d'autres phénomènes expliquent l'augmentation des hauts revenus sur cette même période (Landais, 2007), la façon dont ont été récoltées les données demeure un facteur majeur pour nos observations. Au final, cela ne constitue un problème que si l'on veut comparer les revenus d'une enquête à l'autre. Ce n'est pas l'objet de ce mémoire. Le plus important est que les positions qui devraient être occupées par les individus dans la réalité soient respectées dans ces enquêtes. Nous pouvons légitimement affirmer que cela est le cas.



TABLE 4 – Distribution des revenus (1998)

	<b>Ensemble</b>	<b>Hommes</b>	<b>Femmes</b>
Observations			
Moyenne (en Euros)	1074,48	1338,13	689,09
P10	0	548,82	0
P20	335,39	807,98	0
P30	583,12	990,92	137,20
P40	777,03	1112,88	350,63
Médiane	954,08	1238,65	548,82
P60	1134,47	1422,86	762,25
P70	1321,22	1651,53	975,67
P80	1575,31	1943,72	1219,59
P90	2058,06	2591,63	1543,55
P95	2591,63	3303,06	1948,76
P99	4573,47	5869,29	2896,53
<i>Moyennes intra déciles :</i>			
P80-90	1788,08	2198,04	1367,27
P90-100	3088,27	3874,07	2171,01
P90-95	2272,73	2882,86	1724,03
P95-99	3184,78	4137,80	2227,56
P99-100	6481,40	8327,86	4121,22

TABLE 5 – Distribution des revenus (2004)

	<b>Ensemble</b>	<b>Hommes</b>	<b>Femmes</b>
Observations			
Moyenne (en Euros)	1380,62	2102,97	939,93
P10	18,83	633,67	0
P20	498,33	993,92	0
P30	780,08	1175,67	237,83
P40	1014,67	1326,25	493,42
Médiane	1194	1498,67	743,33
P60	1384,58	1700,42	981,17
P70	1616,67	1955,08	1225,08
P80	1925,58	2343,42	1500,75
P90	2502,42	3267,08	1907,58
P95	3333,33	4417,83	2332,42
P99	6395,17	8949,42	3637,33
<i>Moyennes intra déciles :</i>			
P80-90	2172,85	2721,89	1693,62
P90-100	4148,90	5520,50	2699,52
P90-95	2840,92	3756,20	2097,33
P95-99	4295,07	5862,87	2768,23
P99-100	10125,59	13108,53	5349,75

Pour la dimension patrimoniale (tableaux 6, 7 et 8), nous observons aussi une différence entre hommes et femmes qui s'estompe avec le temps. Cependant, même en 2004, l'écart demeure relativement grand pour les montants élevés. Une partie de l'explication réside dans le fait que les femmes en couple sont en moyenne deux ans plus jeunes que leurs conjoints masculins. La probabilité d'hériter est donc plus faible pour les femmes. Néanmoins, cela n'explique qu'une partie de cette différence.

L'autre fait important concerne là aussi la comparaison des montants entre les différentes enquêtes. Nous voyons que les montants observés en 1992 sont considérablement plus élevés que pour les deux autres enquêtes de notre étude. Cette observation entre en contradiction avec des travaux récents sur le patrimoine menés par Landais et Piketty qui montraient une tendance croissante des montants hérités y compris sur notre période d'observation.

Les raisons de ces variations entre les enquêtes sont multiples : cela peut venir de la composition de différents échantillons, de l'indice de réactualisation utilisé et/ou de la façon dont sont renseignées les variables concernant les montants. En effet, comme nous l'avons déjà évoqué, en 1992 et en 2004, les montants des transmissions patrimoniales sont renseignés sous forme de tranches alors que ce sont les montants absolus qui sont demandés en 1998. Il est très probable que la demande d'un montant absolu conduise à une sous-estimation du montant réellement perçu. Pour les tranches, l'existence d'un biais est liée à la définition des tranches. En 1992, la tranche supérieure contient les montants supérieurs à 1 000 000 de francs tandis qu'en 2004, cette borne inférieure de cette tranche est de 100 000€. Plus cette borne est faible et plus la sous-estimation risque d'être forte car nous perdons davantage d'informations.

De plus, l'indice de réactualisation, nécessaire pour ce type de travaux, peut conduire à créer des montants extrêmes. Les transmissions très anciennes sont réactualisées fortement. En 1992, on observe un nombre important de transmissions ayant eu lieu avant les années vingt à une période pour laquelle les indices réactualisation sont très élevés et atteignent des valeurs supérieures à 600. En d'autres termes, pour obtenir le montant transmis à l'époque à la valeur d'aujourd'hui il nous faut multiplier le montant déclaré par plus de 600.

Que ce soit pour les revenus ou le patrimoine, l'évolution historique de leurs montants dépasse largement le cadre de ce mémoire. Il semblait néanmoins nécessaire de fournir des informations à leur sujet.

Malgré les problèmes que nous avons évoqués, plusieurs éléments peuvent constituer une source de réconfort. En effet, parmi les outils de mesure utilisés, seuls les coefficients de corrélation sont sensibles aux montants. Les problèmes relatifs au patrimoine peuvent être réglés par l'utilisation du logarithme des montants. Les matrices et les odds ratios se fondent seulement sur les positions des individus dans les distributions. Le plus important est que les problèmes évoqués n'affectent pas gravement la distribution des individus que ce soit pour les revenus ou les patrimoines. Nous pouvons légitimement penser que ce problème

TABLE 6 – Distribution des transmissions patrimoniales (1992)

	<b>Ensemble</b>	<b>Hommes</b>	<b>Femmes</b>
Observations Moyenne (en Euros)	90 628	117 758	60 501
P70	1 681	2 487	-
P80	25 203	29 826	21 648
P90	99 016	114 211	80 446
P95	246 591	287 056	198 747
P99	1 672 227	2 061 092	1 082 698
<i>Moyennes intra déciles :</i>			
P80-90	53 601	61 815	43 455
P90-100	849 787	1 102 549	550 882
P90-95	158 121	189 370	125 728
P95-99	604 009	749 958	436 201
P99-100	5 887 345	7 159 241	3 221 828

TABLE 7 – Distribution des transmissions patrimoniales (1998)

	<b>Ensemble</b>	<b>Hommes</b>	<b>Femmes</b>
Observations Moyenne (en Euros)	28 651	32 105	25 198
P80	8 765	11 820	5 414
P90	49 907	57 847	39 288
P95	96 594	102 811	89 472
P99	313 942	355 236	274 148
<i>Moyennes intra déciles :</i>			
P80-90	24 650	31 596	18 582
P90-100	259 669	286 604	232 369
P90-95	69 646	77 330	60 620
P95-99	158 586	177 627	139 682
P99-100	1 619 180	1 786 306	1 457 439

TABLE 8 – Distribution des transmissions patrimoniales (2004)

	<b>Ensemble</b>	<b>Hommes</b>	<b>Femmes</b>
Observations Moyenne (en Euros)	27 663	28 169	25 170
P80	12 383	14 878	7 755
P90	58 142	57 481	46 746
P95	112 610	111 792	94 711
P99	373 004	385 903	333 989
<i>Moyennes intra déciles :</i>			
P80-90	30 957	32 658	22 640
P90-100	241 129	242 900	226 611
P90-95	79 880	79 077	68 356
P95-99	203 860	205 483	169 498
P99-100	1 193 260	1 205 718	1 269 071

n'est pas trop grave ici en raison du sérieux du travail d'imputation et de la faible proportion de revenus ou patrimoines à imputer. Les patrimoines hérités sont probablement les plus touchés par ce problème mais l'indice de réactualisation doit être utilisé pour rendre donc de la réalité des montants transmis à des époques différentes.

Cette partie est en réalité informative car nous prenons conscience des difficultés liées au traitement des données relatives au patrimoine. Ce problème ne se limite pas à l'enquête *Patrimoine* de l'INSEE. C'est une question plus générale qui mérite une réflexion profonde. Il serait donc intéressant de reproduire l'analyse effectuée dans ce mémoire à partir d'autres bases de données comme l'enquête TRA-Patrimoine (INRA) ou la base de données construite par Piketty, Postel-Vinay et Rosenthal pour leurs publications de 2006 et 2010. L'idée serait de recouper de façon intelligente les informations provenant de ces différentes sources afin de traiter les questions patrimoniales le plus finement possible.

Cette partie sur les montants nous permet enfin d'effectuer un calcul important pour l'interprétation de nos résultats décrits dans la partie suivante<sup>11</sup>. Nous avons en effet avancé le fait qu'à position similaire dans leur distribution respective, l'apport financier d'un travailleur est supérieur à celui d'un héritier. Si l'on se concentre sur le dernier décile, sur l'ensemble de sa vie active (d'une durée

11. Les calculs suivants sont uniquement effectués sur l'enquête 2004 car elle seule indique les « vrais » revenus reçus par les individus.

de 40 ans), un travailleur du dernier décile aura un revenu total de 1 991 472 € ( $4148,9 \times 12 \times 40$ ). Un héritier du dernier décile s'il reçoit son héritage à l'âge moyen de l'échantillon avec un taux d'intérêt moyen de 3% aura en moyenne à l'âge de 60 ans un peu plus de 375 000 € soit plus de cinq fois moins que le travailleur. Le même calcul effectué seulement sur les hommes en couple nous donne un ratio de 7. Il faut aussi prendre en compte le fait que cette moyenne du dernier décile que nous avons utilisé est tirée vers le haut par les montants extrêmes générés par l'indice de réactualisation. Le calcul effectué à titre indicatif (qui mériterait largement plus que ce paragraphe et dont les hypothèses peuvent être discutées<sup>12</sup>.) nous permet d'évaluer le différentiel entre les deux types d'individus. Ceci est très important pour les tests que nous effectuerons à la fin du paragraphe 5.1.3. dans lesquels nous croisons les deux dimensions de notre analyse. Nous voyons ici qu'à positions égales dans leurs distributions respectives l'apport d'un héritier est sensiblement plus faible que celui d'un travailleur.

---

12. Les taux d'intérêts peuvent varier tout comme le revenu moyen. Nous devrions aussi complexifier le calcul du revenu sur la vie active en supposant qu'une partie du revenu perçu est investie et génère des intérêts.

## 5 Résultats

### 5.1 Comparaison des deux dimensions

Nous allons interpréter les résultats de notre travail empirique sous l'angle de la comparaison entre les deux dimensions étudiées. Pour ce faire, nous détaillerons indicateur par indicateur nos différentes conclusions.

#### 5.1.1 Coefficients de corrélation

Pour les deux dimensions de notre analyse, nous avons utilisé des coefficients de corrélations partielles. Ainsi, il est possible d'ajouter des variables de contrôle comme l'âge des conjoints. En effet, quelle que soit la dimension étudiée, l'âge des deux conjoints peut avoir un effet important. Par exemple, si l'on fait l'hypothèse que les jeunes se situent en bas de la distribution et que des personnes plus âgées se situent en haut alors on mesurera des appariements sélectifs fortement positifs pour le seul motif que les deux membres du couple sont généralement de la même classe d'âge. Ajouter cette variable de contrôle nous permet d'éviter ce type de biais.

De plus, afin de rendre les coefficients de la dimension patrimoniale interprétable, nous avons dû mettre en place deux options : instaurer des plafonds pour les montants ou utiliser le logarithme des montants. Cette dernière solution paraît plus satisfaisante car même avec des montants relativement faibles (1 ou 2,5 millions €), les coefficients demeurent sensibles à quelques observations extrêmes.

Une fois ces clarifications faites, nous pouvons comparer les deux dimensions. Nous remarquons que pour le revenu du travail comme pour le patrimoine hérité, les coefficients sont toujours positifs et significativement différents de 0. Plus important, les coefficients de corrélation sont toujours plus élevés pour la dimension patrimoniale même si nous pouvons remarquer que cette différence fluctue légèrement au cours des années.

La transformation de Fischer<sup>13</sup> nous permet de comparer la significativité de la différence. Ainsi, la différence entre les deux dimensions est toujours significative au seuil de 95% excepté pour 2004 où elle est seulement significative au seuil de 90%. Nous pouvons donc conclure qu'avec cet indicateur les appariements sélectifs sont plus forts pour la dimension patrimoniale.

---

13. Voir annexes pour plus de détails

TABLE 9 – Coefficients de corrélation

Coefficients de corrélations partielles	Transmissions patrimoniales	Revenus	Différence
	[1]	[2]	[1] - [2]
1992 (N=7050)	0,2105***	0,1514***	0,0591** (3,63) <sup>a</sup>
1998 (N=6711)	0,1932***	0,1633***	0,0299** (2,19)
2004 (N=5952)	0,2018***	0,1734***	0,0284* (1,85)
Contrôles pour âges	Oui	Oui	

a. Les valeurs entre parenthèses représentent le résultat de la transformation de Fischer et s'interprète exactement comme des t-stats.

### 5.1.2 Matrices

L'utilisation des matrices nous permet de voir plus en détail les différentes combinaisons entre les conjoints. En effet, les coefficients de corrélation fournissent une valeur synthétique de la similarité entre les patrimoines hérités ou les revenus du travail des conjoints. Les matrices offrent la possibilité de découper l'échantillon afin de détailler davantage les relations se cachant derrière cette observation moyenne.

Afin de pouvoir comparer les deux dimensions de notre analyse nous avons dû adapter la forme des matrices. Nous avons ainsi deux types de matrices avec à chaque fois d'un côté la distribution des hommes (verticalement) et de l'autre celles des femmes (horizontalement). Pour les premières, les matrices sont de la forme  $3 \times 3$  avec une première partie regroupant la population contenue dans les huit premiers déciles de la distribution, les deux autres contenant respectivement les individus du neuvième et dixième décile. Le second type de matrice est de la forme  $4 \times 4$ . Le seul changement intervient au niveau du dernier décile. Il est découpé en deux car on isole le dernier centile. Les matrices sont à lire en ligne. Nous observerons dans un premier temps les matrices  $3 \times 3$  puis les matrices  $4 \times 4$ <sup>14</sup>.

Afin de repérer la présence d'appariements sélectifs positifs et leur magnitude, il faut se concentrer sur les diagonales des matrices. Nous pouvons aussi

14. Des matrices plus détaillées pour les revenus sont disponibles en annexes.



TABLE 10 – Revenus (1992)

H/F	P0-80	P80-90	P90
<b>P0-80</b>	83,3%	10,0%	6,8%
<b>P80-90</b>	66,9%	11,8%	21,4%
<b>P90</b>	66,8%	8,6%	24,7%

TABLE 11 – Patrimoine (1992)

H/F	P0-80	P80-90	P90
<b>P0-80</b>	84,9%	8,1%	7,0%
<b>P80-90</b>	64,7%	18,8%	16,5%
<b>P90</b>	56,1%	16,0%	28,0%

TABLE 12 – Revenus (1998)

H/F	P0-80	P80-90	P90
<b>P0-80</b>	83,0%	10,0%	7,0%
<b>P80-90</b>	65,7%	14,6%	19,7%
<b>P90</b>	65,1%	10,9%	24,0%

TABLE 13 – Patrimoine (1998)

H/F	P0-80	P80-90	P90
<b>P0-80</b>	84,0%	8,4%	7,6%
<b>P80-90</b>	67,0%	18,4%	14,6%
<b>P90</b>	60,9%	14,5%	24,6%

TABLE 14 – Revenus (2004)

H/F	P0-80	P80-90	P90
<b>P0-80</b>	83,6%	9,4%	7,0%
<b>P80-90</b>	67,9%	12,5%	19,7%
<b>P90</b>	63,0%	12,3%	24,7%

TABLE 15 – Patrimoine (2004)

H/F	P0-80	P80-90	P90
<b>P0-80</b>	84,2%	8,6%	7,2%
<b>P80-90</b>	66,5%	18,2%	15,3%
<b>P90</b>	59,9%	12,7%	27,4%

porter notre attention sur les extrémités de ces matrices qui nous renseignent sur les situations extrêmes entre les conjoints et donc sur les couples très inégalitaires. Le premier type de matrice nous révèle des informations intéressantes. Tout d’abord, nous pouvons voir que les couples semblent plus égalitaires pour la dimension patrimoniale notamment pour le haut de la distribution. Mécaniquement pour cette dimension il y a moins de couples inégalitaires. Plus précisément, la proportion d’homme du dernier décile en couple avec une femme présente dans les huit premiers varie de 63% à 67% pour les revenus alors qu’elle se situe entre 56,5% et 61% pour le patrimoine.

Le second type de matrice confirme les observations évoquées ci-dessus. La domination de la dimension patrimoniale au niveau de l’égalité entre les conjoints est même plus forte. Les couples dont les deux conjoints sont dans le dernier centile sont beaucoup plus nombreux pour le patrimoine puisque les différences entre les proportions dans les deux dimensions sont de plus de cinq points pour chaque enquête. De plus, la combinaison « homme du dernier centile/femme des huit premiers décile » est inférieure de plus de vingt points pour le patrimoine. On peut y voir l’effet de la spécialisation à l’intérieur du couple.

Il n’est pas possible de distinguer une tendance historique nette. Pour les revenus comme pour les patrimoines, nous pouvons observer un pic égalitaire en 1998 mais globalement les niveaux de 1992 sont similaires à ceux de 2004. Il paraît important de noter que ces matrices sont construites sans l’ajout de variables de contrôles. Elles mesurent simplement les différentes combinaisons entre

TABLE 16 – Matrices revenus (1992)

<b>Hommes/Femmes</b>	<b>P0-80</b>	<b>P80-90</b>	<b>P90-99</b>	<b>P99-100</b>
<b>P0-80</b>	83,3%	10,0%	6,2%	0,5%
<b>P80-90</b>	66,9%	11,8%	19,8%	1,6%
<b>P90-99</b>	66,0%	9,3%	19,6%	5,0%
<b>P99-100</b>	73,6%	1,8%	21,3%	3,4%

TABLE 17 – Matrices patrimoine (1992)

<b>Hommes/Femmes</b>	<b>P0-80</b>	<b>P80-90</b>	<b>P90-99</b>	<b>P99-100</b>
<b>P0-80</b>	84,9%	8,1%	6,4%	0,6%
<b>P80-90</b>	64,7%	18,8%	15,3%	1,2%
<b>P90-99</b>	56,3%	16,5%	24,1%	3,1%
<b>P99-100</b>	54,2%	10,9%	25,9%	9,0%

TABLE 18 – Matrices revenus (1998)

<b>Hommes/Femmes</b>	<b>P0-80</b>	<b>P80-90</b>	<b>P90-99</b>	<b>P99-100</b>
<b>P0-80</b>	83,0%	10,0%	6,5%	0,6%
<b>P80-90</b>	65,7%	14,6%	18,5%	1,2%
<b>P90-99</b>	63,4%	11,7%	21,1%	3,9%
<b>P99-100</b>	80,5%	3,9%	3,4%	12,2%

TABLE 19 – Matrices patrimoine (1998)

<b>Hommes/Femmes</b>	<b>P0-80</b>	<b>P80-90</b>	<b>P90-99</b>	<b>P99-100</b>
<b>P0-80</b>	84,0%	8,4%	7,0%	0,6%
<b>P80-90</b>	67,0%	18,4%	14,0%	0,6%
<b>P90-99</b>	62,5%	15,1%	19,8%	2,7%
<b>P99-100</b>	46,3%	9,3%	25,5%	18,9%

les conjoints en fonction de leur position dans leurs distributions respectives. De plus, ce type d'observation ne permet pas de déceler la significativité statistique des différences que nous avons pu observer entre les deux dimensions. Afin de préciser notre analyse, il est donc nécessaire d'utiliser un autre outil de mesure tel que l'odds ratio.

TABLE 20 – Matrices revenus (2004)

Hommes/Femmes	P0-80	P80-90	P90-99	P99-100
P0-80	83,6%	9,4%	6,6%	0,4%
P80-90	67,9%	12,5%	18,3%	1,3%
P90-99	62,5%	12,4%	19,4%	5,6%
P99-100	67,5%	11,0%	15,8%	5,7%

TABLE 21 – Matrices patrimoine (2004)

Hommes/Femmes	P0-80	P80-90	P90-99	P99-100
P0-80	84,2%	8,6%	6,7%	0,5%
P80-90	66,5%	18,2%	14,0%	1,3%
P90-99	61,4%	12,7%	22,1%	3,8%
P99-100	46,9%	12,5%	27,1%	13,4%

### 5.1.3 Odds ratios

En utilisant les coefficients de corrélations nous faisons l'hypothèse d'une linéarité des effets. En se concentrant sur une partie de la distribution, comme nous pouvons le faire avec les odds ratios, nous pouvons nous libérer en partie de cette contrainte. Avec les odds ratios, nous découpons la population en deux parties de tailles inégales. Nous analyserons donc successivement le top 10, le top 5 et le top 1 pour chacune des deux dimensions.

Pour rappel, la définition mathématique de l'odds ratio est la suivante :

$$\frac{Prob(Y = 1 \cap X = 1)}{Prob(Y = 1 \cap X = 0)}$$

Avec  $Y = 1$  si la femme appartient au top  $X\%$  et  $X = 1$  si l'homme appartient au top  $X\%$ .

En moyenne, quelle que soit la dimension d'analyse, nous observons qu'un individu du dernier décile aurait une probabilité trois fois supérieure d'être en couple avec une femme du dernier décile qu'un homme en dehors de ce dernier décile. Lorsque l'on monte dans les distributions respectives, ces ratios augmentent pour atteindre des valeurs comprises entre 3,5 et 4,1 pour la dimension revenu et jusqu'à 5 pour la dimension patrimoniale. Sans aucune variable de contrôle, on remarque à la fois une supériorité de la dimension patrimoniale mais aussi une croissance très forte des ratios pour cette même dimension puisqu'à chaque fois pour le dernier centile les ratios sont supérieurs à 10 points.

La totalité des odds ratios est significativement différente de 0<sup>15</sup>. Cependant, les différences entre les dimensions ne sont pas significatives à l'exception du dernier centile en 1992. On y remarque en effet que la valeur pour la dimension patrimoniale est supérieure mais cette analyse se fonde sur peu d'observations. Pour les autres résultats, les intervalles de confiance se chevauchent.

TABLE 22 – Odds ratios sans contrôles

<b>Hommes/Femmes</b>	<b>Top 10</b>	<b>Top 5</b>	<b>Top 2,5</b>	<b>Top 1</b>
<b>1992 - Revenus</b>	2,94 <i>(0,31)<sup>a</sup></i>	4,06 <i>(0,49)</i>	4,43 <i>(0,71)</i>	3,2 <i>(0,82)</i>
<b>1992 - Transmissions patrimoniales</b>	3,48 <i>(0,35)</i>	4,99 <i>(0,60)</i>	4,16 <i>(0,67)</i>	10,13 <i>(2,03)</i>
<b>1998 - Revenus</b>	2,93 <i>(0,30)</i>	3,52 <i>(0,45)</i>	5,53 <i>(0,83)</i>	13,39 <i>(2,49)</i>
<b>1998 - Transmissions patrimoniales</b>	2,94 <i>(0,31)</i>	5,08 <i>(0,60)</i>	10,14 <i>(1,39)</i>	22,88 <i>(4,11)</i>
<b>2004 - Revenus</b>	2,96 <i>(0,32)</i>	4,1 <i>(0,53)</i>	5,84 <i>(0,91)</i>	5,87 <i>(1,35)</i>
<b>2004 - Transmissions patrimoniales</b>	3,39 <i>(0,36)</i>	5,01 <i>(0,62)</i>	6,82 <i>(1,03)</i>	15,68 <i>(3,04)</i>

*a.* Entre parenthèses figurent les erreurs-type. Nous pouvons donc directement calculer la significativité des coefficients en les divisant par les valeurs entre parenthèses. Cette remarque est valable pour tous les tableaux qui suivront.

L'ajout de variables de contrôle pour les âges des conjoints ne modifie pas les résultats pour les revenus du travail mais diminue la taille des ratios pour les héritages et donations. L'explication est probablement à chercher dans les effets d'âges plus forts pour la dimension patrimoniale. En effet, bien plus que pour les revenus, la distribution des patrimoines hérités correspond à la distribution par âge de la population. Les plus jeunes sont en bas de cette distribution car ils n'ont pas (encore) été les bénéficiaires de transmissions. La différence entre les deux dimensions de notre analyse est désormais moins nette avec l'ajout de ces contrôles. Les différences entre les ratios ne sont pas significatives.

15. Voir annexes pour plus de détails quant au calcul de la précision des odds ratios

TABLE 23 – Odds ratios avec contrôles pour l'âge

<b>Hommes/Femmes</b>	<b>Top 10</b>	<b>Top 5</b>	<b>Top 2,5</b>	<b>Top 1</b>
<b>1992 - Revenus</b>	2,99 <i>(0,32)</i>	4,12 <i>(0,51)</i>	4,57 <i>(0,73)</i>	3,24 <i>(0,81)</i>
<b>1992 - Transmissions patrimoniales</b>	2,49 <i>(0,30)</i>	3,31 <i>(0,70)</i>	1,89 <i>(0,49)</i>	5,43 <i>(1,95)</i>
<b>1998 - Revenus</b>	2,91 <i>(0,31)</i>	3,53 <i>(0,45)</i>	5,54 <i>(0,83)</i>	13,62 <i>(2,61)</i>
<b>1998 - Transmissions patrimoniales</b>	2,58 <i>(0,29)</i>	4,56 <i>(0,75)</i>	9,23 <i>(1,75)</i>	19,05 <i>(4,55)</i>
<b>2004 - Revenus</b>	2,98 <i>(0,32)</i>	4,15 <i>(0,53)</i>	5,99 <i>(0,93)</i>	5,94 <i>(1,37)</i>
<b>2004 - Transmissions patrimoniales</b>	2,99 <i>(0,34)</i>	4,35 <i>(0,72)</i>	5,68 <i>(1,05)</i>	10,92 <i>(2,61)</i>

Une autre façon d'observer ces ratios consiste à les décomposer et à se concentrer sur le gain de probabilité pour un homme à une position donnée. Nous avons donc calculé ces effets marginaux avec deux modes d'estimations : la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS) et le probit<sup>16</sup>. En théorie, ce dernier devrait être préféré car nous utilisons des variables binaires pour renseigner la position de l'individu dans la distribution. L'analyse porte sur les tops 10 et 5%. Les analyses pour le dernier centile portent sur des échantillons de petite taille. La précision des estimateurs en est logiquement affectée. Les tableaux 34 et 35 détaillant ces résultats apparaissent en annexes.

Le tableau 24 décrit les résultats pour le dernier décile<sup>17</sup>. Avec des variables de contrôle pour les âges des conjoints, cette probabilité marginale est plus faible pour l'aspect patrimonial mais dans le même temps elle connaît une tendance haussière pour cette même dimension (sur laquelle nous reviendrons). Plus précisément, le fait pour un homme d'être dans le dernier décile de la distribution des revenus du travail accroît sa probabilité d'être en couple avec une femme du dernier décile d'environ 16 points. Ces probabilités marginales varient de 10 à 17 points pour la dimension patrimoniale (de 10 à 15 pour l'estimation Probit, de 13 à 17 pour OLS). De plus, les constantes qui mesurent les probabilités pour les hommes extérieurs aux différentes parties des distributions sont plus faibles d'au moins un point pour l'aspect patrimonial. Cependant les différences ne sont pas

16. On peut noter une variation sensible des résultats entre les deux modes d'estimation pour la dimension patrimoniale. De plus, la méthode des moindres carrés engendre une précision moindre.

17. La régression que nous avons effectuée est la suivante : Femme-Top10 = Homme-Top10 + Age-femme + Age-homme avec Femme/Homme-Top10 des variables binaires égales à 1 si la femme ou l'homme est dans le top 10 de la dimension étudiée. Pour les colonnes (1) et (3) cette dimension est le patrimoine, pour les (2) et (4), le revenu.

significatives entre les probabilités marginales des deux dimensions de notre analyse car, comme pour les odds ratios, les intervalles de confiance se chevauchent.

TABLE 24 – Effet marginal top 10%

Variable dépendante : La femme du couple est dans le top 10%	Patrimoine	Revenus	Patrimoine	Revenus
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>1992 :</b>				
Effet marginal	0,101 <sup>a</sup> (0,019)	0,161 (0,021)	0,140 (0,024)	0,161 (0,021)
Constante	0,068 <sup>b</sup>	0,081	0,086	0,084
<b>1998 :</b>				
Effet marginal	0,121 (0,017)	0,159 (0,016)	0,138 (0,018)	0,157 (0,016)
Constante	0,075	0,083	0,086	0,084
<b>2004 :</b>				
Effet marginal	0,150 (0,017)	0,164 (0,017)	0,168 (0,019)	0,163 (0,016)
Constante	0,074	0,083	0,083	0,084
<b>Contrôles :</b>				
Âges	Oui	Oui	Oui	Oui
Estimateur	Probit	Probit	OLS	OLS

*a.* Ce coefficient s'interprète comme suit : Pour un homme, être dans le dernier décile de la distribution des patrimoines augmente la probabilité d'être en couple avec une femme du dernier décile de cette même dimension de 10,1%

*b.* La constante représente ici la probabilité d'être en couple avec une femme appartenant au top 10% de la distribution des patrimoines pour un homme hors du top 10%

La même analyse appliquée sur les individus du top 5% apporte des résultats similaires. L'effet marginal est plus faible pour la dimension patrimoniale en 1992 mais l'on remarque une tendance haussière et au final un dépassement de la dimension revenu selon la méthode d'estimation. Les coefficients varient de 6,2 à 15,8 points pour le patrimoine et sont plus stables pour les revenus où ils sont compris entre 11 et 14 points. Comme pour le dernier décile, ces coefficients sont significativement différents de 0. Cependant, que ce soit pour les tops 10 et 5%, les différences ne sont pas significatives entre les probabilités marginales des

deux dimensions de notre analyse.

TABLE 25 – Effet marginal top 5%

Variable dépendante : La femme du couple est dans le top 5%	Patrimoine	Revenus	Patrimoine	Revenus
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>1992 :</b>				
Effet marginal	0,062 <i>(0,019)</i>	0,136 <i>(0,026)</i>	0,121 <i>(0,031)</i>	0,137 <i>(0,026)</i>
Constante	0,027	0,044	0,044	0,045
<b>1998 :</b>				
Effet marginal	0,135 <i>(0,022)</i>	0,112 <i>(0,020)</i>	0,158 <i>(0,024)</i>	0,113 <i>(0,020)</i>
Constante	0,038	0,044	0,042	0,045
<b>2004 :</b>				
Effet marginal	0,121 <i>(0,021)</i>	0,134 <i>(0,020)</i>	0,149 <i>(0,023)</i>	0,134 <i>(0,020)</i>
Constante	0,036	0,043	0,042	0,043
<b>Contrôles :</b>				
Âges	Oui	Oui	Oui	Oui
Estimateur	Probit	Probit	OLS	OLS

Pour interpréter l'existence d'un cloisonnement, il faut revenir à notre modèle théorique. A position égale dans leurs distributions respectives, un travailleur apporte plus au ménage qu'un héritier. Ainsi, une femme dans le dernier décile de la distribution des revenus devrait logiquement être attirée par un travailleur à hauts revenus. Le fait que ce travailleur soit aussi un héritier n'apporterait qu'un effet très marginal. Nous constatons que c'est le cas ici puisque l'effet marginal du revenu est sensiblement plus fort que l'effet marginal de l'aspect patrimonial qui est soit faible soit non-significativement différent de 0. En effet, l'effet marginal pour un homme dans le dernier décile des revenus est d'environ 15 points alors que l'effet du patrimoine varie de 1,6 à 10 en étant toujours inférieur à l'effet revenu.

A l'inverse une héritière (telle que nous l'avons définie dans notre modèle), ou au moins une femme située dans le haut de la distribution des patrimoines,

devrait pour les mêmes raisons être davantage attirée par un travailleur à hauts revenus. Nous remarquons logiquement que le fait d'être dans le haut de la distribution des revenus accroît la probabilité d'être en couple avec une héritière. Cependant, à position égale dans la distribution des revenus, la position dans la distribution des patrimoines a un effet très fort malgré le fait que l'apport au ménage n'est pas déterminant. Ainsi, le gain de probabilité est toujours plus fort pour le patrimoine que pour le revenu même si l'écart est moindre. La même interprétation peut être faite pour l'analyse portant sur le top 5%.

Le fait que l'impact de l'autre dimension augmente au cours du temps pourrait être interprété comme une réduction du cloisonnement car une position élevée dans l'autre dimension tendrait à accroître de plus en plus la probabilité de mise en couple avec une personne de l'autre catégorie. Cependant, une période d'analyse plus longue serait nécessaire pour étudier cette évolution.

Des tests de robustesses ont été effectués (paragraphe 9.2.3). Au lieu de contrôler pour la position dans l'autre dimension, nous avons utilisé les montants. Ainsi pour la dimension « revenu », nous avons ajouté comme variable de contrôle le montant du patrimoine hérité. L'inverse a été réalisé pour la dimension patrimoniale. Cela ne change que très peu les résultats et les conclusions quant à l'existence d'un cloisonnement sont toujours valables.

Nous avons à nouveau effectué ces analyses pour le dernier centile de chaque distribution. Mais pour les raisons évoquées précédemment, nous avons jugé plus pertinent de placer ces résultats en annexes.

L'absence de différences significatives entre les deux dimensions ainsi que les tests effectués ci-dessus peuvent être considérés comme la preuve comme le modèle que nous avons proposé n'est pas vérifié empiriquement. La rationalité économique est donc mise en défaut par le fait que la somme des apports compte probablement moins que leur origine. D'autres facteurs entrent en ligne de compte dans le choix du conjoint. Le paramètre de goût que nous avons évoqué dans notre modèle est donc d'une importance cruciale puisque le fait d'être dans la même dimension semble signifier que les individus vont partager des traits communs les rapprochant. La fréquentation des mêmes lieux de socialisation ou encore des niveaux similaires de capital humain peuvent être des explications évidentes. Il semble cependant difficile de faire davantage qu'émettre ces hypothèses. Les enquêtes qualitatives telles qu'elles peuvent être pratiquées en sociologie semblent plus pertinentes pour étudier le cloisonnement repéré dans cette recherche.

L'existence de ce cloisonnement ne signifie pourtant pas que les apports de chacun des conjoints au ménage n'ont pas d'importance. Notre modèle est partiellement vérifié dans le sens où les appariements sélectifs sont positifs et forts. Que soit pour les revenus ou le patrimoine, l'ensemble des indicateurs que nous avons utilisé et plus particulièrement les odds ratios et leur décomposition nous ont montré qu'être situé en haut d'une distribution accroît considérablement les



TABLE 26 – Croisement dimensions top 10%

Variable dépendante : La femme du couple est dans le top 10%	Patrimoine	Revenus	Patrimoine	Revenus
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>1992 :</b>				
Effet marginal	0,098 <sup>a</sup> (0,019)	0,159 (0,021)	0,138 (0,024)	0,161 (0,021)
Effet marginal autre dimension	0,034 (0,013)	0,017 (0,017)	0,029 (0,016)	0,016 (0,017)
Constante	0,067	0,081	0,086	0,084
<b>1998 :</b>				
Effet marginal	0,102 (0,016)	0,152 (0,017)	0,124 (0,018)	0,153 (0,017)
Effet marginal autre dimension	0,098 (0,014)	0,037 (0,015)	0,108 (0,015)	0,037 (0,016)
Constante	0,075	0,082	0,088	0,085
<b>2004 :</b>				
Effet marginal	0,135 (0,017)	0,154 (0,017)	0,160 (0,019)	0,157 (0,017)
Effet marginal autre dimension	0,073 (0,013)	0,047 (0,014)	0,082 (0,015)	0,051 (0,017)
Constante	0,075	0,083	0,085	0,084
<b>Contrôles :</b>				
Âges	Oui	Oui	Oui	Oui
Estimateur	Probit	Probit	OLS	OLS

*a.* Pour les colonnes (1) et (3), l'« effet marginal » s'interprète comme dans les tableaux précédents (i.e. probabilité supplémentaire d'être dans le top 10% des patrimoines pour un homme) et l'« effet marginal autre dimension » est le même effet mais pour la dimension revenu. L'opération inverse est appliquée aux colonnes (2) et (4).

chances d'être en couple avec un individu situé dans cette même position avantageuse.

TABLE 27 – Croisement dimensions top 5%

Variable dépendante : La femme du couple est dans le top 5%	Patrimoine	Revenus	Patrimoine	Revenus
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>1992 :</b>				
Effet marginal	0,059 (0,019)	0,134 (0,025)	0,120 (0,031)	0,136 (0,026)
Effet marginal autre dimension	0,025 (0,012)	0,016 (0,016)	0,019 (0,015)	0,018 (0,016)
Constante	0,027	0,044	0,044	0,045
<b>1998 :</b>				
Effet marginal	0,111 (0,020)	0,104 (0,020)	0,143 (0,024)	0,108 (0,020)
Effet marginal autre dimension	0,079 (0,017)	0,029 (0,015)	0,099 (0,020)	0,032 (0,017)
Constante	0,037	0,044	0,043	0,045
<b>2004 :</b>				
Effet marginal	0,104 (0,019)	0,125 (0,020)	0,142 (0,023)	0,130 (0,020)
Effet marginal autre dimension	0,090 (0,019)	0,043 (0,015)	0,103 (0,021)	0,048 (0,016)
Constante	0,034	0,042	0,043	0,043
<b>Contrôles :</b>				
Âges	Oui	Oui	Oui	Oui
Estimateur	Probit	Probit	OLS	OLS

## 5.2 Evolution historique

Dans les résultats décrits plus haut, nous avons évoqué la présence d'une tendance historique haussière des odds ratios (et des probabilités qui le composent) pour l'aspect patrimonial de notre analyse.

Nous pouvons voir en effet que les odds ratios connaissent une augmentation pour le top 10 et le top 5. En effet, pour le dernier décile nous passons d'un ratio de 2,5 à 3 (soit une croissance de 20%). Pour le top 5, nous passons de 3,27 à 4,36 avec un pic à 4,56 en 1998 (soit une croissance de 40%). Cependant, nous

n'arrivons pas à trouver des différences significatives aux seuils conventionnels.

Si l'on se concentre sur les probabilités marginales le constat est le même puisque nous passons d'un coefficient de 0,101 en 1992 à 0,150 en 2004 pour le top 10. Cette évolution est plus forte pour le top 5 puisque la probabilité double entre 1992 et 2004 et atteint comme pour les ratios un pic en 1998. Les différences entre les enquêtes ne sont là aussi pas significatives aux seuils conventionnels. On peut toutefois noter que la différence entre 1992 et 1998 pour le top 5 est significative au seuil de 90%. La différence entre 1992 et 2004 pour le top 10 ne l'est qu'à 75%.<sup>18</sup>.

Nous pouvons interpréter cette tendance même si la significativité des résultats n'est pas démontrée. Le fait que ces ratios croissent pour la dimension patrimoniale et parviennent à rattraper les valeurs de la dimension revenu peut être une autre preuve partielle de la véracité de notre modèle. En effet, les travaux récents sur l'évolution des patrimoines démontrent leur croissance et le retour d'un ratio « flux donations et héritages/revenu national » à ses valeurs du XIX<sup>ème</sup> siècle. Il serait donc logique de penser dans une perspective de moyen terme que les héritiers pourraient rattraper les travailleurs en terme d'apport financier au ménage. La période d'analyse est ici trop courte pour que ce type de conclusion puisse être dégagé mais cette extension de notre modèle théorique pourrait constituer un piste de recherche intéressante.

Cette tendance historique n'est pas significative pour deux raisons principales. La première est que la période de temps de notre analyse est probablement trop courte. La solution serait donc de l'étendre en utilisant les enquêtes *Actifs Financiers* 1986 et *Patrimoine* 2010. Cela nous permettrait de doubler notre période d'étude. L'autre problème vient de la taille des échantillons. Afin d'accroître la précision de nos estimateurs il nous faudrait des échantillons plus importants. Il faudrait donc se concentrer sur d'autres enquêtes mêlant les deux dimensions que nous avons analysées dans ce mémoire.

---

18. Pour calculer l'intervalle de confiance à 75%, il faut ajouter et soustraire à l'estimateur  $1,15*\sigma$ .

## 6 Conclusion

### 6.1 Implications de nos recherches

Dans ce mémoire, notre objectif était de mener une analyse des appariements sélectifs en France sous deux dimensions différentes : les revenus du travail et les patrimoines hérités. L'aspect patrimonial n'avait jamais été abordé dans cette littérature. Le patrimoine est pourtant un élément déterminant pour cette thématique qui a trait à la famille et plus généralement à la persistance des inégalités. Les héritages et donations remplissent en effet toujours la fonction de dot. La décision de comparer ces deux dimensions a été motivée par le fait que le ratio « Flux héritages et donations/Revenu national » connaît une tendance haussière depuis le milieu du XXème siècle et a retrouvé aujourd'hui ses valeurs du XIXème siècle. Au-delà de l'intérêt d'une telle étude empirique, l'analyse des appariements sélectifs sous un angle bidimensionnel répond à un questionnement théorique.

Nous avons élaboré un modèle théorique dont les prédictions n'ont finalement pas été vérifiées dans les faits. Ce modèle mettait en avant un choix du conjoint guidé par l'objectif de maximisation des apports du conjoint au ménage. L'idée était que la provenance de cet apport financier n'avait pas d'importance et que seul le montant comptait. A moins de monter très haut dans la distribution des patrimoines, la somme des revenus du travail sur l'ensemble de la vie active est supérieure à la somme des héritages et donations perçus (réactualisée et capitalisée). Nous aurions donc dû observer des appariements sélectifs positifs et plus forts pour la dimension « revenus » que pour la dimension « patrimoine » pour l'unique raison que les travailleurs sont en moyenne plus « rentables » que les héritiers.

Les résultats empiriques sont tout autre. Nous avons testé nos prédictions avec les enquêtes *Actifs Financiers* 1992 et *Patrimoine* 1998 et 2004. Plusieurs outils de mesures ont été utilisés : coefficients de corrélations, matrices et odds ratios. Pour l'ensemble de ces indicateurs, nous observons une domination de la dimension patrimoniale qui n'est cependant pas toujours statistiquement significative. Afin de compléter ces premiers résultats, nous avons effectué des tests où nous croisons les deux dimensions de notre analyse. Nous y montrons qu'un cloisonnement existe car pour une héritière un héritier constitue un partenaire plus privilégié qu'un travailleur malgré le fait que son apport est beaucoup plus faible. A positions égales dans la distribution, un héritier (tel que nous l'avons défini) tendra à être davantage attiré par une héritière et un travailleur par une travailleuse. Le paramètre idiosyncratique de goût  $\delta$  de notre modèle théorique a donc une importance considérable. L'hypothèse de la distribution uniforme de ce paramètre dans la société et donc entre les deux types d'individus que nous avons défini est donc incorrecte. L'objectif de maximisation du patrimoine du couple n'est donc que partiellement suivi. Chacun des deux types d'individus

concentre des caractéristiques qui le font différer de l'autre et cela favorise la mise en couple entre individus de la même dimension. Il faudrait une analyse davantage sociologique pour analyser quels peuvent être ces traits.

Les lieux de socialisation dans lesquels se côtoient ces individus constituent probablement l'explication première. Si les travailleurs et les héritiers ne fréquentent pas les mêmes lieux de socialisation alors nécessairement la probabilité de fréquenter une personne appartenant à l'autre dimension s'en trouve réduite. De plus, au-delà de ces lieux, les valeurs que chacun des deux types d'individus possède peuvent être différentes.

L'implication politique de ces recherches découle de l'analyse des causes de ce cloisonnement. Il est donc difficile sans cette analyse d'être précis. Néanmoins, on pourrait penser que l'introduction d'une mixité sociale dans les lieux de socialisation comme l'école ou le travail en permettant, par exemple, à davantage de fils d'ouvriers de devenir cadres ne ferait pas automatiquement diminuer l'endogamie dans son ensemble. Ces mesures quelle que soit leur forme pourraient n'affecter qu'une seule des deux dimensions.

## 6.2 Limites de ce mémoire

Une des limites principales de ce mémoire est liée à la nature des données. En effet, nous comparons ici une variable endogène, les revenus du travail, avec une variable exogène, le patrimoine hérité. L'endogénéité des revenus est ici accentuée par l'influence du conjoint. Une difficulté propre à chaque variable peut compliquer l'étude que nous menons ici.

En ce qui concerne les revenus le problème est commun à la quasi totalité des travaux sur les appariements sélectifs. Comme nous l'avons déjà évoqué dans la revue de littérature empirique, un des problèmes provient de la période d'observation des couples. L'enquête *Patrimoine* ne nous permet pas de retrouver les deux membres du couple avant la formation du couple. Nous ne les observons qu'une fois les choix de spécialisations internes au ménage effectués. Or nous avons vu avec Nakosteen et al. (2004) que ce type d'observation avait tendance à créer une sous-estimation de l'ampleur de l'endogamie. Nous pouvons supposer que ces mêmes effets ont affecté ce mémoire. Cependant, aucune autre source de données regroupant les qualités de l'enquête *Patrimoine* n'était à notre disposition. L'aspect encourageant de cette critique vient du fait que certaines parties de notre analyses ne sont pas (ou peu) touchées par ce problème. Les odds ratios et leur décomposition étudient les appariements sélectifs « du point de vue » de l'homme. Or ceux-ci sont affectés moins spectaculairement que les femmes par la spécialisation interne au ménage. En effet, même si leur quantité de travail peut être modifiée, très peu d'entre eux vont devenir inactifs. Malgré tout, il est difficile de nier la possible existence d'un biais.

L'aspect patrimoine est touché par un problème d'un autre ordre. Comme nous l'avons vu, pour chaque enquête, moins de 30% de l'échantillon déclare avoir reçu au moins une donation ou un héritage. La difficulté ici provient du flou concernant les 70% restants. En leur attribuant un montant hérité nul nous mettons dans la même catégorie ceux qui n'ont rien reçu (et qui ne recevront rien) et ceux qui n'ont **encore** rien reçu. La seule solution pour sortir de cette situation serait d'avoir en notre possession une estimation (même grossière) de l'héritage qui sera perçu par un individu<sup>19</sup>. Sans ce type de variable, nous « perdons » une partie importante de l'information. Il est donc possible que nous ayons sous-estimé ou sur-estimé l'endogamie concernant le patrimoine. Si l'ensemble des individus promis à un héritage important sont en couple ensemble sans que cela ne puisse être perçu dans nos données alors nous sous-estimons nos effets. Si, en revanche, nous manquons une mixité dans les couples car des individus sans héritage ont pour conjoint des futurs héritiers alors nous faisons face à une sur-estimation. Mon avis personnel penche plutôt pour la première option même si ce n'est juste qu'une intuition qui ne peut pas être démontrée. Si cela est vérifié nous aurions donc une sous-estimation pour les deux dimensions et donc en quelque sorte une annulation des biais.

Ces deux difficultés liées à la nature des variables sont pour moi les plus importantes car elles peuvent entraîner un biais pour chacune des deux dimensions analysées. Une dernière limite concernant ce mémoire provient du calcul mesurant la différence des apports entre travailleurs et héritiers. Même si notre intuition est correcte (à savoir un travailleur du dernier décile cumule des revenus sur toute une vie plus importants qu'un patrimoine capitalisé d'un homme du dernier décile de la distribution des patrimoines), notre estimation manque de précision. Il serait nécessaire d'y travailler afin d'être plus précis dans le constat que nous établissons quant à l'existence d'un cloisonnement.

### 6.3 Pistes de recherches futures

Plusieurs pistes de recherches peuvent être explorées à la suite de ce mémoire. La première est d'étendre le spectre historique de notre analyse afin de prolonger notre étude bidimensionnelle dans une perspective de moyen/long terme. Il serait alors possible de lier le thème des appariements sélectifs au constat quant au retour à une société de rentiers.

En utilisant les enquêtes *Actifs Financiers* 1986 et *Patrimoine* 2010. Nous pourrions ainsi doubler notre période d'analyse. Nous pourrions aussi utiliser d'autres enquêtes comme l'enquête TRA-Patrimoine ou les données récoltées par Piketty, Postel-Vinay et Rosenthal sur la ville de Paris. Ces deux sources quoique différentes par leur construction ont le point commun d'offrir une perspective

---

19. Cette variable existe dans l'enquête PSID comme nous le verrons dans la paragraphe suivant

historique plus grande. L'enquête TRA-Patrimoine utilise des données produites par l'administration de l'Enregistrement et recense sur deux siècles (de 1800 à 1940) la richesse au décès des individus dont le patronyme commence par les lettres TRA. Sont aussi présentes des variables concernant le sexe, l'état marital, les résidences et dates de naissance, mariage et décès ; l'âge et la profession et pour un sous-échantillon, la composition de la fortune. Néanmoins, cette base comporte des défauts quant à la rareté des très hauts patrimoines mais aussi car on observe uniquement le patrimoine du décédant et non celui de son conjoint. Une de nos tâches serait de tenter d'imputer un patrimoine au conjoint manquant pour pallier ce manque.

La base de données construite par Piketty, Postel-Vinay et Rosenthal pour leurs publications de 2006 et 2010. Elle diffère de la base *TRA-Patrimoine* dans le sens où elle a pour principe de construction l'exhaustivité. En effet, elle recense, à intervalles réguliers, le patrimoine au décès de l'ensemble des individus décédés à Paris ainsi que d'autres informations quant au patrimoine du vivant de l'individu.

Un des prolongements classiques de ce type d'analyse serait de répliquer l'étude effectuée dans ce mémoire dans d'autres pays. On peut évidemment penser à la comparaison classique avec des pays anglo-saxons et nordiques mais étudier les pays d'Europe continentale comme l'Allemagne pourrait éclairer le débat sous un autre angle. Les Etats-Unis avec l'enquête PSID (notamment l'enquête quinquennale relative au patrimoine) serait idéale. La principale raison vient du fait que cette enquête résout un des problèmes évoqué ci-dessus. En effet, cette enquête recense non seulement le patrimoine hérité par chaque individu mais aussi une estimation (par l'individu enquêté) du patrimoine dont il héritera. Même si cette estimation peut être biaisée, elle reste intéressante et permet de sortir du flou constaté dans l'enquête *Patrimoine*. Toute source de données remplissant cette caractéristique est d'un grand intérêt pour l'étude des appariements sélectifs sous l'angle patrimonial.

Une dernière piste de recherche évidente concerne l'étude du cloisonnement des deux dimensions de notre analyse. Il faudrait davantage travailler sur la comparaison des apports des deux catégories d'individus afin de pouvoir interpréter plus finement les résultats. De plus, il serait essentiel d'utiliser les outils économiques à notre disposition pour étudier les causes du cloisonnement. Une idée serait par exemple d'étudier le système scolaire français sous l'angle de la ségrégation sociale au niveau individuel. L'école est un lieu de socialisation et donc de formation de couples. Etudier la mixité sociale des élèves en fonction des établissements et des cursus pourrait donc permettre d'envisager les possibilités s'offrant à chacun de par ses caractéristiques.

## 7 Données

Actifs financiers - 1992 - (1992) [fichier électronique], INSEE [producteur], Centre Maurice Halbwachs (CMH) [diffuseur].

Patrimoine - 1997-1998 - (1998) [fichier électronique], INSEE [producteur], Centre Maurice Halbwachs (CMH) [diffuseur].

Patrimoine - 2003-2004 (version production et recherche) - (2004) [fichier électronique], INSEE [producteur], Centre Maurice Halbwachs (CMH) [diffuseur].

Pour les revenus de l'EP 2004 : INSEE - Division « Revenus et Patrimoine des ménages »



## 8 Bibliographie

### Références

- [1] Atkinson, A., *The Economics of Inequality*, Oxford University Press, 1975.
- [2] Becker, G., “A theory of marriage I”, *Journal of Political Economy*, 1973, Vol 81, N°4.
- [3] Becker, G., “A theory of marriage II”, *Journal of Political Economy*, 1974, Vol 82, N°2.
- [4] Becker, G., *A treatise on the Family*, Cambridge, Mass., Harvard University Press. 1974, Vol 82, N°2.
- [5] Bourdieu, J., Postel-Vinay, G. et Suwa-Eisenmann, A., “Mobilité inter-générationnelle du patrimoine en France aux XIXème et XXème siècle”, *Economie et Statistique*, 2008, N°417-418.
- [6] Fernandez, R., Guner, N. et Knowles, J., “Love and money : A theoretical and empirical analysis of household sorting and inequality”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, Vol. 207 N°1.
- [7] Lam, D., “Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods : Theoretical Results and Empirical Implications”, *The Journal of Human Resources*, 1988, Vol 23, N°4.
- [8] Kremer, M., “How Much Does Sorting Increase Inequality?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, Vol 112, N°1.
- [9] Landais, C., “Top incomes in France : Booming Inequalities?”, *PSE*, Juin 2008
- [10] Nakosteen, R., Westerlund, O., et Zimmer, M., “Marital Matching and Earnings : Evidence from the Unmarried Population in Sweden”, *The Journal of Human Resources*, 2004, Vol 39, N°4.
- [11] Piketty, T., “Income Inequality in France, 1901-1998” *The Journal of Political Economy*, 2003, Vol 111, N°5.
- [12] Piketty, T., “On the Long-Run Evolution of Inheritance : France 1820-2050”, 2010, Working paper.

- [13] Piketty, T., Postel-Vinay, G., et Rosenthal, J-L., “Wealth concentration in a developing economy : Paris and France, 1807-1994” *American Economic Review*, 2006, Vol 96, N°1.
- [14] Piketty, T., Postel-Vinay, G., et Rosenthal, J-L., “Inherited vs Self-Made Wealth : Theory and Evidence from a Rentier Society”, 2010, Working paper.
- [15] Pinçon, M., et Pinçon-Charlot, M., *Dans les beaux quartiers*, PUF, 1989.
- [16] Pinçon, M., et Pinçon-Charlot, M., *Voyages en grande bourgeoisie*, PUF, 1997 réédité en 2002 et 2005.
- [17] Smith, J., “The Distribution of Family Earnings”, *Journal of Political Economy*, 1979, Vol 87 (October).
- [18] Zimmer, M., “Assortative Mating and Ethnicity in the Low Wage Population : An Examination of Spouses’ Earnings”, *Applied Economic Letters*, 1996, Vol 3 (May).

## 9 Annexes

### 9.1 Notes techniques

#### 9.1.1 Ecart-type odds ratios

L'écart-type d'un odds ratio ne peut pas se calculer automatiquement. En effet, nous sommes ici en présence d'un ratio de deux fonctions suivant une loi normale et l'écart-type de ce ratio n'est malheureusement pas le ratio des écarts-type. L'astuce ici consiste à passer par le logarithme du ratio afin d'obtenir un équivalent asymptotique. Les odds ratios sont obtenus à partir d'une matrice  $2 \times 2$ . Dans notre cas, nous avons :

Hommes/Femmes	Top X%=0	Top X%=1
Top X% = 0	$N_1$	$N_2$
Top X% = 1	$N_3$	$N_4$

Pour rappel, l'odds ratio est le rapport des probabilités de succès pour les deux groupes de comparaison. Ici, on définit le succès par le fait d'être avec une femme du top X% et on compare les probabilités entre les hommes à l'intérieur ou à l'extérieur de cette même partie de la distribution. La définition mathématique d'un odds ratio  $\theta$  est donc la suivante :

$$\frac{\frac{N_2}{(N_1 + N_2)}}{\frac{N_4}{(N_3 + N_4)}}$$

En passant par le logarithme du ratio, on obtient sa variance par approximation :

$$Var[\ln(\theta)] = \left( \frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2} + \frac{1}{N_3} + \frac{1}{N_4} \right) \quad (1)$$

Finalement, on obtient la variance du ratio en faisant :

$$Var(\theta) = \left[ \frac{\delta\theta}{\ln(\theta)} \right]^2 \times Var[\ln(\theta)] \quad (2)$$

Dans cette note est décrite une méthode relativement simple. D'autres variantes sont possibles. La littérature statistique médicale est assez riche sur le sujet. Deux publications m'ont aidée pour cette question :

## Références

- [1] Monahan, Patrick O., McHorney Colleen A., Stump Timothy E. et Perkins Anthony J., "Odds ratios, Delta, ETS Classification, and Standardization Measures of DIF Magnitude for Binary Logistic Regression" *Journal of*

*Educational and Behavioral Statistics*, 2007.

- [2] Silcocks Paul, “An easy approach to the Robins-Breslow-Greenland variance estimator” *Epidemiologic Perspectives and Innovations*, 2005.

### 9.1.2 Transformation de Fischer

Pour comparer deux coefficients ou plus précisément la significativité de leurs différences il faut appliquer la transformation de Fischer.

Il faut premièrement transformer le  $r$  (c'est-à-dire le  $\rho$  mesurant la corrélation) en  $z$  avec la formule suivante :

$$z = \frac{\ln[(1+r)/(1-r)]}{2} = 0,5 \times \ln(1+r) - 0,5 \times \ln(1-r) \quad (3)$$

Où  $\ln$  désigne le logarithme népérien. On applique la transformation aux deux coefficients :  $r_1$  et  $r_2$  deviennent  $z_1$  et  $z_2$ .

On calcule ensuite un coefficient fondé sur la différence de la façon suivante :

$$Z = \frac{(z_1 - z_2)}{\sqrt{1/(n_1 - 3) + 1/(n_2 - 3)}} \quad (4)$$

Où  $n_1$  désigne la taille de l'échantillon sur lequel a été calculé  $r_1$  le premier coefficient de corrélation et respectivement  $n_2$  pour  $r_2$ .

Pour savoir si la différence entre les deux coefficients de corrélation est significative on compare la valeur obtenue avec la valeur correspondant au niveau voulu dans une table de la loi normale. Pour un test au niveau 5% la valeur est connue et vaut 1.96.

Le document qui m'a grandement aidé pour cette partie est disponible en ligne. C'est un support de cours rédigé par Ricco Rakotomalala (Univ. Lyon 2) intitulé *Analyse de corrélation. Étude des dépendances - Variables quantitatives*.

## 9.2 Résultats annexes

### 9.2.1 Matrices détaillées

Cette partie en annexe regroupe les matrices qui concernent les appariements sélectifs pour les revenus du travail. Contrairement au patrimoine, peu d'individus déclarent n'avoir perçu aucun revenu. Seules les femmes inactives (en moyenne moins de 30% des femmes en couples) sont dans cette situation. Nous pouvons donc détailler davantage les matrices pour le bas de la distribution.

Il y a deux types de matrices. Les premières découpent l'échantillon en trois parties : pauvres (P0-50), classes moyennes (P50-90) et riches (P90-100). Les secondes reprennent les mêmes catégories en divisant le dernier décile en deux : P90-99 et P99-100.

L'observation des diagonales des matrices ne nous apporte pas beaucoup plus d'informations que pour les matrices de la partie 5.1.2 du mémoire. En l'absence de comparaison avec la partie patrimoine, nous pouvons uniquement commenter l'évolution des valeurs entre les enquêtes. On note ainsi une légère augmentation des valeurs entre 1992 et 2004 avec un pic en 1998 pour les deux types de matrices.

Les extrémités des matrices sont plus intéressantes à commenter car les informations fournies sont plus précises que pour la partie 5.1.2. Les hommes avec des revenus inférieurs à la médiane ont une probabilité très faible d'être avec des femmes du dernier décile et a fortiori du dernier centile. L'inverse est en revanche faux puisque les hommes du dernier décile sont en majorité avec des femmes dont le revenu est inférieur à la médiane. Cette proportion baisse entre 1992 et 2004 mais demeure élevée. Cette apparente spécialisation dans le couple se vérifie encore plus fortement pour les hommes du dernier centile puisque plus de la moitié d'entre eux sont avec des femmes du bas de la distribution.

TABLE 28 – Matrices revenus (1992)

<b>H/F</b>	<b>P0-50</b>	<b>P50-90</b>	<b>P90-100</b>
<b>P0-50</b>	55,7%	40,4%	3,9%
<b>P50-90</b>	41,3%	44,8%	14,0%
<b>P90-100</b>	48,1%	27,3%	24,7%

TABLE 29 – Matrices revenus (1998)

<b>H/F</b>	<b>P0-50</b>	<b>P50-90</b>	<b>P90-100</b>
<b>P0-50</b>	58,3%	37,1%	4,6%
<b>P50-90</b>	40,0%	46,9%	13,2%
<b>P90-100</b>	48,0%	28,0%	24,0%

TABLE 30 – Matrices revenus (2004)

<b>H/F</b>	<b>P0-50</b>	<b>P50-90</b>	<b>P90-100</b>
<b>P0-50</b>	57,5%	37,4%	5,1%
<b>P50-90</b>	42,1%	45,5%	12,4%
<b>P90-100</b>	44,0%	31,3%	24,7%

TABLE 31 – Matrices revenus (1992)

<b>Hommes/Femmes</b>	<b>P0-50</b>	<b>P50-90</b>	<b>P90-99</b>	<b>P99-100</b>
<b>P0-50</b>	55,7%	40,4%	3,4%	0,5%
<b>P50-90</b>	41,3%	44,8%	13,1%	0,8%
<b>P90-99</b>	47,2%	28,1%	19,6%	5,0%
<b>P99-100</b>	55,6%	19,8%	21,3%	3,4%

TABLE 32 – Matrices revenus (1998)

<b>Hommes/Femmes</b>	<b>P0-50</b>	<b>P50-90</b>	<b>P90-99</b>	<b>P99-100</b>
<b>P0-50</b>	58,3%	37,1%	4,2%	0,4%
<b>P50-90</b>	40,0%	46,9%	12,3%	0,8%
<b>P90-99</b>	45,1%	30,0%	21,1%	3,9%
<b>P99-100</b>	74,4%	10,0%	3,4%	12,2%

### 9.2.2 Résultats dernier centile

Les deux tableaux (34 et 35) qui suivent nous renseignent sur les analyses menées sur le dernier centile de la distribution. On y trouve les résultats de la décomposition de l'odds ratio ainsi que le croisement des dimensions.

Ils se lisent comme les tableaux présentés dans le corps du mémoire avec entre parenthèses l'erreur-type.

TABLE 33 – Matrices revenus (2004)

Hommes/Femmes	P0-50	P50-90	P90-99	P99-100
<b>P0-50</b>	57,5%	37,4%	4,7%	0,4%
<b>P50-90</b>	42,1%	45,5%	11,9%	0,5%
<b>P90-99</b>	43,1%	31,8%	19,4%	5,6%
<b>P99-100</b>	52,3%	26,2%	15,8%	5,7%

TABLE 34 – Effet marginal top 1%

Variable dépendante : La femme du couple est dans le top 1%	Patrimoine	Revenus	Patrimoine	Revenus
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>1992 :</b>				
Effet marginal	0,010 (0,009)	0,023 (0,014)	0,064 (0,040)	0,023 (0,014)
Constante	0,002	0,010	0,011	0,011
<b>1998 :</b>				
Effet marginal	0,107 (0,038)	0,110 (0,046)	0,173 (0,038)	0,113 (0,048)
Constante	0,006	0,009	0,008	0,009
<b>2004 :</b>				
Effet marginal	0,058 (0,023)	0,047 (0,023)	0,117 (0,040)	0,046 (0,023)
Constante	0,006	0,009	0,008	0,010
<b>Contrôles :</b>				
Âges	Oui	Oui	Oui	Oui
Estimateur	Probit	Probit	OLS	OLS

### 9.2.3 Tests de robustesse croisements dimensions

Dans cette partie nous détaillons les résultats des tests de robustesse portant sur le croisement des dimensions. Nous avons donc calculé les effets marginaux en fonction de la position des individus dans la distribution. Simplement, au lieu de placer comme variable de contrôle une variable binaire reflétant la position de l'individu dans l'autre dimension, nous avons ici contrôlé pour le montant perçu dans cette autre dimension. Ainsi, si nous étudions le patrimoine (colonne (1)

TABLE 35 – Croisement dimension top 1%

Variable dépendante : La femme du couple est dans le top 1%	Patrimoine	Revenus	Patrimoine	Revenus
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>1992 :</b>				
Effet marginal	0,010 <i>(0,009)</i>	0,023 <i>(0,014)</i>	0,064 <i>(0,040)</i>	0,024 <i>(0,014)</i>
Effet marginal autre dimension	0,00002 <i>(0,003)</i>	0,003 <i>(0,016)</i>	-0,004 <i>(0,005)</i>	0,003 <i>(0,014)</i>
Constante	0,002	0,010	0,009	0,011
<b>1998 :</b>				
Effet marginal	0,081 <i>(0,036)</i>	0,126 <i>(0,052)</i>	0,165 <i>(0,055)</i>	0,116 <i>(0,049)</i>
Effet marginal autre dimension	0,043 <i>(0,041)</i>		0,065 <i>(0,056)</i>	-0,023 <i>(0,009)</i>
Constante	0,006	0,009	0,008	0,009
<b>2004 :</b>				
Effet marginal	0,046 <i>(0,020)</i>	0,050 <i>(0,024)</i>	0,113 <i>(0,040)</i>	0,047 <i>(0,023)</i>
Effet marginal autre dimension	0,088 <i>(0,061)</i>		0,087 <i>(0,063)</i>	-0,012 <i>(0,003)</i>
Constante	0,005	0,010	0,009	0,010
<b>Contrôles :</b>				
Âges	Oui	Oui	Oui	Oui
Estimateur	Probit	Probit	OLS	OLS

et (3)), la variable de contrôle est le revenu. Si, au contraire, nous étudions le revenu (colonne (2) et (4)), la variable de contrôle est le montant des héritages et donations perçus.

Nous n'avons pas jugé utile d'insérer dans les tableaux suivants les coefficients liés à ces variables car, étant exprimées en Euros, le coefficient est assez peu indicatif de l'effet de la dimension opposée.



Les résultats ne sont que légèrement modifiés par rapport à l'analyse présente dans le corps du mémoire. Ceci nous permet donc de conforter nos premières conclusions.

TABLE 36 – Croisement dimension top 10% (montants)

Variable dépendante : La femme du couple est dans le top 10%	Patrimoine	Revenus	Patrimoine	Revenus
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>1992 :</b>				
Effet marginal	0,098 <i>(0,019)</i>	0,161 <i>(0,021)</i>	0,138 <i>(0,024)</i>	0,162 <i>(0,021)</i>
Constante	0,067	0,081	0,086	0,084
<b>1998 :</b>				
Effet marginal	0,101 <i>(0,016)</i>	0,158 <i>(0,016)</i>	0,123 <i>(0,018)</i>	0,157 <i>(0,016)</i>
Constante	0,075	0,083	0,088	0,084
<b>2004 :</b>				
Effet marginal	0,133 <i>(0,017)</i>	0,163 <i>(0,017)</i>	0,157 <i>(0,019)</i>	0,163 <i>(0,017)</i>
Constante	0,074	0,083	0,085	0,084
<b>Contrôles :</b>				
Âges	Oui	Oui	Oui	Oui
Montant autre dimension	Oui	Oui	Oui	Oui
Estimateur	Probit	Probit	OLS	OLS

TABLE 37 – Croisement dimension top 5% (montants)

Variable dépendante : La femme du couple est dans le top 5%	Patrimoine	Revenus	Patrimoine	Revenus
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>1992 :</b>				
Effet marginal	0,059 <i>(0,019)</i>	0,136 <i>(0,026)</i>	0,120 <i>(0,031)</i>	0,137 <i>(0,026)</i>
Constante	0,027	0,044	0,044	0,045
<b>1998 :</b>				
Effet marginal	0,108 <i>(0,020)</i>	0,113 <i>(0,020)</i>	0,142 <i>(0,024)</i>	0,113 <i>(0,020)</i>
Constante	0,038	0,044	0,043	0,045
<b>2004 :</b>				
Effet marginal	0,101 <i>(0,019)</i>	0,133 <i>(0,020)</i>	0,140 <i>(0,023)</i>	0,134 <i>(0,021)</i>
Constante	0,034	0,043	0,043	0,043
<b>Contrôles :</b>				
Âges	Oui	Oui	Oui	Oui
Montant autre dimension	Oui	Oui	Oui	Oui
Estimateur	Probit	Probit	OLS	OLS

TABLE 38 – Croisement dimension top 1% (montants)

Variable dépendante : La femme du couple est dans le top 1%	Patrimoine	Revenus	Patrimoine	Revenus
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>1992 :</b>				
Effet marginal	0,010 <i>(0,009)</i>	0,023 <i>(0,014)</i>	0,065 <i>(0,040)</i>	0,024 <i>(0,014)</i>
Constante	0,002	0,010	0,009	0,010
<b>1998 :</b>				
Effet marginal	0,074 <i>(0,031)</i>	0,114 <i>(0,047)</i>	0,166 <i>(0,044)</i>	0,113 <i>(0,048)</i>
Constante	0,006	0,008	0,009	0,008
<b>2004 :</b>				
Effet marginal	0,043 <i>(0,020)</i>	0,046 <i>(0,023)</i>	0,112 <i>(0,040)</i>	0,047 <i>(0,023)</i>
Constante	0,005	0,009	0,009	0,009
<b>Contrôles :</b>				
Âges	Oui	Oui	Oui	Oui
Montant autre dimension	Oui	Oui	Oui	Oui
Estimateur	Probit	Probit	OLS	OLS