

Quels facteurs pour expliquer
les écarts de patrimoine
entre hommes et femmes
en France ?

Carole Bonnet,
Alice Keogh et Benoît Rapoport

Quels facteurs pour expliquer les écarts de patrimoine entre hommes et femmes en France ?

Carole Bonnet (Ined, Drees)¹,
Alice Keogh (Université de Paris 1)
Benoît Rapoport (Université de Paris 1, Drees²)

Résumé

Il existe une importante littérature analysant les écarts de salaire ou de retraite entre sexes. En revanche, les inégalités de patrimoine restent un sujet relativement peu exploré, principalement en raison du manque de données adéquates. Or, la richesse est un indicateur important de bien-être économique, que l'on s'intéresse aux inégalités dans la population dans son ensemble, ou, plus spécifiquement, aux inégalités au sein du ménage. On utilise les données des enquêtes Patrimoine françaises de 2003-2004 et 2009-2010, qui permettent d'allouer la richesse à chaque membre du ménage, en particulier au sein des couples. On met ainsi en évidence un patrimoine brut moyen de l'ensemble des hommes supérieur d'environ 15 % à celui des femmes. Lorsqu'on désagrège le patrimoine en une composante mobilière et immobilière, cette dernière constituant la part la plus importante de la richesse des ménages, on constate que les écarts sont beaucoup plus forts pour les actifs financiers (environ 37 %) que pour le patrimoine immobilier (l'écart est de 4 % pour la résidence principale en 2009). Ceci s'explique par une détention de la résidence principale très souvent à part égale au sein des couples. Une régression par les moindres carrés ordinaires montre toutefois que, toutes choses égales par ailleurs, le patrimoine des femmes est plus important. Afin de mieux mettre en évidence les facteurs explicatifs de ces écarts de richesse, nous utilisons la méthode de décomposition semi-paramétrique de DiNardo, Fortin & Lemieux (1996), qui permet de décomposer les écarts non seulement à la moyenne (comme on pourrait le faire avec la méthode usuelle de Oaxaca et Blinder) mais aussi à d'autres endroits de la distribution de patrimoine (p10, p25, médiane, p75 et p90). Cette dernière est en effet fortement dissymétrique. On met en évidence que les écarts de richesse entre hommes et femmes sont essentiellement dus à des différences de distribution des caractéristiques individuelles, en particulier celles liées au marché du travail (revenu, situation et expérience), mais qu'ils sont réduits par une meilleure "rémunération" de ces caractéristiques pour les femmes (part qui demeure inexpliquée dans la décomposition). Dit autrement, les femmes retirent davantage de richesse de leurs caractéristiques que les hommes.

Keywords: patrimoine, inégalités entre hommes et femmes, richesse, décomposition semi-paramétrique

JEL Classification : D13, D31, I 31, J16

¹ Auteur correspondant : carole.bonnet@ined.fr
INED, 133 bd Davout, 75980 Paris cedex 20

² L'auteur appartenait à la Drees au moment de la réalisation de ce travail.

Introduction

Il existe une importante littérature analysant les écarts de salaire entre sexes (Kunze, 2008). Plus récemment, de nombreuses études ont aussi examiné les écarts de pension de retraite, révélant des liens entre ces écarts, les caractéristiques du marché du travail ainsi que le type de système de retraite (Jefferson, 2009). En revanche, les inégalités de patrimoine restent un sujet relativement peu exploré, en particulier en raison du manque de données adéquates (Deere and Doss, 2006). A la différence du revenu, le patrimoine est souvent décrit au niveau du ménage, ce qui conduit généralement à étudier la distribution entre ménages, plutôt que la distribution entre les membres du ménage. Or, l'intérêt pour les inégalités de patrimoine entre hommes et femmes en général, mais aussi, plus spécifiquement au sein du ménage, est justifié pour deux raisons. La première est la question du bien-être et des inégalités dans la population. Le patrimoine est en effet un indicateur de bien-être (Wolff, 1998). Il apporte généralement des revenus courants. Il permet de faire face à des chocs de revenu, qu'ils soient dus à des changements dans la structure familiale (divorce, veuvage) ou aux incertitudes sur le marché du travail. Lorsqu'il est sous forme d'immobilier, il fournit en outre généralement la possibilité de se loger, sans supporter la dépense d'un loyer. La deuxième raison a trait à la question des inégalités au sein des couples et leur influence sur le pouvoir de négociation de chacun des conjoints. L'allocation du patrimoine au sein du couple peut en effet influencer la distribution des pouvoirs au sein du ménage. Zagorsky (2003) souligne ainsi que l'épargne est citée comme étant l'une des principales sources de contentieux dans le couple, indiquant que les décisions financières sont débattues entre les membres du ménage. Mais, l'intérêt pour la détention différenciée de patrimoine entre hommes et femmes est aussi renforcé par l'usage différent que les individus peuvent en faire. On se situe ici dans la littérature sur les modèles de ménages collectifs (Chiappori, 1992)³.

Le manque de données a conduit, dans la littérature existante, à comparer la richesse des individus isolés (selon le sexe ou l'état matrimonial) aux couples. Seuls Sierminska et al. (2010), utilisant des données appropriées, ont analysé les disparités individuelles (y compris au sein des couples). Cet article s'inscrit dans la lignée de ce dernier travail. Jusqu'alors, il n'existait pas d'étude s'intéressant aux écarts de patrimoine entre sexes en France et à ses facteurs explicatifs potentiels.

L'objectif de cet article est double. Il s'agit tout d'abord de documenter les écarts de richesse entre hommes et femmes en France, en distinguant les différents types d'actifs. On met ainsi en évidence que le patrimoine brut de l'ensemble des hommes est de 15 % supérieur à celui des femmes en 2009. Lorsqu'on désagrège le patrimoine en une composante mobilière et immobilière, cette dernière constituant la part la plus importante de la richesse des ménages, on constate que les écarts sont beaucoup plus forts pour les actifs financiers (environ 37 %) que pour le patrimoine immobilier (l'écart est de 4 % pour la résidence principale). Ceci s'explique par une détention de la résidence principale très souvent à part égale au sein des couples.

³ Cette littérature a en particulier été motivée par le fait que les hommes et les femmes pouvaient utiliser différemment leur revenu et que cela pouvait avoir un impact sur la structure de consommation du ménage. Par exemple, Thomas (1990) trouve que le revenu non-salarial de la mère ('unearned income') a un impact plus important sur la santé des enfants que le revenu du père. Par conséquent, un partage plus égal du patrimoine peut être bénéfique en termes d'efficacité et pas seulement dans le seul but de promouvoir l'équité.

Le deuxième objectif de l'article consiste à identifier les facteurs explicatifs de ces écarts, à quantifier leur ampleur, ainsi que la part qui reste inexpliquée une fois les différences de caractéristiques entre les sexes prises en compte. En effet, si la détention de patrimoine est associée au bien-être, identifier les raisons pour lesquelles les femmes en détiennent moins en moyenne que les hommes est particulièrement important et s'inscrit dans les travaux sur les inégalités. L'identification des différents éléments jouant un rôle pourrait alors permettre de réduire ces inégalités. Pour mener à bien la décomposition des écarts, on utilise la méthode de décomposition semi-paramétrique de DiNardo, Fortin & Lemieux (1996). Cette dernière permet une décomposition non seulement à la moyenne (comme on pourrait le faire avec la méthode usuelle de Oaxaca (1973) et de Blinder (1973)) mais aussi à d'autres endroits de la distribution de patrimoine. Elle permet aussi de ne pas supposer une relation linéaire entre le patrimoine et les différentes variables explicatives.

L'article est organisé de la façon suivante : la première partie recense la littérature existante, en insistant sur les déterminants qui pourraient expliquer une accumulation de patrimoine différent entre sexes. La deuxième partie présente les données permettant de distinguer au sein du ménage les possesseurs de chacun des actifs. La troisième partie décrit la stratégie empirique, c'est-à-dire la méthode de décomposition semi-paramétrique de DiNardo, Fortin & Lemieux (1996). La quatrième partie est consacrée à la présentation des résultats, en particulier des facteurs expliquant l'écart de patrimoine entre hommes et femmes en France en 2003-2004 et en 2009-2010.

1. Background et revue de littérature

1.1. Quelles raisons à une accumulation différente de patrimoine entre les hommes et les femmes ?

L'accumulation d'un patrimoine résulte de plusieurs facteurs, que l'on peut faire apparaître schématiquement dans l'égalité simplifiée ci-dessous.

$$W_{t+1} = (1+r)(W_t + A_t + Y_t - C_t)$$

La richesse à l'instant $t+1$ (W_{t+1}) dépend de la richesse en t , du taux de rendement r , de l'épargne effectuée sur la période t ($Y_t - C_t$) et des transferts reçus sur la période (par exemple, héritages ou donations), notés A_t .

Cette équation simplifiée permet de mettre en évidence diverses raisons pour lesquelles l'accumulation de la richesse pourrait différer entre hommes et femmes.

- La première tient aux écarts de revenu entre sexe (Y_t) liés aux moins bonnes trajectoires professionnelles des femmes comparées à celles des hommes (davantage d'interruption, moindres rémunérations). Ces écarts conduisent naturellement à une plus grande capacité à épargner pour les hommes, à taux d'épargne identique.
- Une aversion pour le risque plus forte peut influencer sur l'allocation de portefeuille, en conduisant à un comportement d'investissement plus prudent, qui peut affecter négativement le rendement des actifs. La récente revue de littérature de Bertrand (2010) conclut à une aversion pour le risque

plus forte des femmes. Cette conclusion est aussi celle obtenue sur données françaises (Arrondel et al., 2005). L'impact de cette différence d'aversion pour le risque sur l'accumulation de richesse semble cependant limité. Ainsi, Neelakantan (2010) indique que les comportements d'investissement moins risqués des femmes expliqueraient au plus 10% des écarts de patrimoine.

- Les transferts reçus constituent une troisième raison de différences éventuelles dans le patrimoine accumulé. En effet, une part importante de la richesse des individus provient des héritages et donations reçus, des ascendants en particulier. Au premier abord, il n'y a pas de raison pour que ce type de flux diffère entre hommes et femmes. En revanche, d'autres transferts peuvent avoir lieu entre hommes et femmes, en particulier suite à des événements conjugaux, tels le mariage ou le divorce.

1.2. Littérature existante sur les écarts de richesse entre hommes et femmes

La plupart des articles étudie les inégalités de richesse entre les sexes en comparant les ménages isolés et les couples. Schmidt et Sevak (2006), sur données américaines (Panel Study of Income Dynamics, PSID), observent ainsi que la richesse nette⁴ moyenne des couples est plus de deux fois supérieure à celle des isolés, hommes ou femmes. Une partie de cet écart est expliqué par des différences de caractéristiques socio-économiques (revenus, âge, ...), mais il demeure, même en tenant compte de ces dernières⁵. Au sein des isolés, le patrimoine observé des hommes et des femmes est similaire, mais la prise en compte de certaines caractéristiques des individus conduit à une richesse des femmes nettement inférieure à celles des hommes. Ce résultat, obtenu sur l'ensemble de la population, ne tient plus quand on considère un échantillon constitué d'individus plus jeunes, les différences entre les sexes étant alors minimales. Les raisons avancées pour expliquer ce résultat sont soit un effet de génération, soit un effet de cycle de vie, les écarts se creusant entre hommes et femmes au fil des âges. Un résultat comparable, aussi sur données américaines (National Longitudinal Survey of Youth), est obtenu par Yamakoski et Keister (2006) sur les jeunes générations du Baby-Boom (âgées de 14 à 22 ans en 1979 et réinterrogées jusqu'en 2000). Ces auteurs mettent en évidence peu de différences entre hommes et femmes au sein des isolés en tenant compte d'un certain nombre de variables sociodémographiques. Les auteurs insistent davantage sur l'interaction entre isolés et présence d'enfants. Les plus pénalisées en termes de patrimoine sont les mères divorcées avec enfants. En revanche, comme dans les autres travaux, l'écart de patrimoine entre couples mariés et ménages isolés est très important.

Plus récemment, en utilisant des données allemandes permettant d'individualiser le patrimoine au sein des couples (German Socio-Economic Panel, 2002), Sierminska et al. (2010) mettent en évidence un écart de richesse nette entre hommes et femmes dans l'ensemble de la population de

⁴ La richesse nette est égale à l'ensemble des actifs (mobiliers et immobiliers) détenus par l'individu ou le ménage auquel on soustrait les dettes.

⁵ Une des explications avancées par les auteurs tient au fait que comparer des couples et des individus vivant seuls amène à comparer des ménages de taille différente. Ils utilisent alors une autre mesure du patrimoine, pour la comparaison des couples et des individus vivant seuls, le patrimoine par tête. Les résultats suivant l'état matrimonial sont alors très différents. En contrôlant des différences de caractéristique socio-économiques, le patrimoine (par tête) des hommes vivant seuls est plus élevé que celui des couples et celui des femmes vivant seules n'est pas significativement différent de celui des couples. Ce raisonnement basé sur une division du patrimoine du ménage par le nombre d'adultes du ménage est cependant discutable. On pourrait envisager d'utiliser une autre échelle d'équivalence.

30 000 euros en moyenne (près de 10 000 euros en médiane), cet écart étant encore plus important pour les individus mariés, de l'ordre de 50 000 euros. Les hommes mariés détiennent ainsi 56 % de richesse de plus que les femmes. L'utilisation de la méthode de décomposition semi-paramétrique de DiNardo, Fortin et Lemieux (1996) permet ensuite aux auteurs d'identifier les facteurs responsables de ces écarts, ainsi que la part de l'écart qui reste inexpliquée. La principale raison des écarts de patrimoine entre hommes et femmes vient de la différence dans le revenu et l'expérience sur le marché du travail. C'est vrai tout au long de la distribution de patrimoine mais en particulier à la médiane et dans le haut. Les autres facteurs introduits, tels les facteurs intergénérationnels (caractéristiques des parents, indicatrice d'héritage, ...) ou démographiques (nombre de mariages, présence d'enfants, ...) jouent très peu. Un point important de l'article est de mettre en évidence qu'une part importante de l'écart de patrimoine entre hommes et femmes reste inexpliquée. Les auteurs expliquent que les femmes retirent davantage de richesse de leurs caractéristiques. Dit autrement, les moins bonnes caractéristiques des femmes expliquent une part importante de l'écart de patrimoine mais cet écart est réduit par une meilleure « rémunération » de ces caractéristiques pour les femmes.

La littérature existante conclut ainsi à des écarts importants de richesse à l'avantage des hommes, alors même que les femmes vivant plus longtemps et épousant des maris plus âgés, devraient avoir davantage de patrimoine pour assurer leur consommation durant la période de retraite.

2. Données utilisées

On utilise l'enquête Patrimoine française, qui décrit très précisément chacun des actifs détenus par chaque individu au sein d'un échantillon représentatif de ménages. Cette enquête périodique a eu lieu pour la première fois en 1986. Les deux échantillons utilisés dans cet article ont été collectés fin 2003 et fin 2009⁶, et comprennent environ 22 000 et 25 000 individus respectivement. L'objectif de ces enquêtes est de servir de base à l'analyse des choix de portefeuilles, des inégalités de patrimoine (et de leurs évolutions à long terme), aussi bien qu'à l'étude des comportements d'accumulation.

Les individus fournissent une information détaillée sur chacun des actifs qu'ils détiennent, qu'ils soient financiers, immobiliers ou professionnels, ainsi que sur les héritages et donations reçus et effectués. Les enquêtes Patrimoine sont conçues afin de collecter au mieux les informations sur le patrimoine, une grandeur sur laquelle il est notoirement difficile de rassembler des données (Juster et Smith, 1997). Elles utilisent un processus en deux étapes, les personnes devant d'abord énumérer tous les actifs que le ménage détient, avant de déclarer leur valeur. Les données sont ensuite agrégées et comparées aux données macroéconomiques (Cordier et Girardot, 2007). Pour la plupart des composantes du patrimoine, les actifs sont plus ou moins bien reportés par le ménage. Ainsi, pour le patrimoine immobilier, les réponses des ménages correspondent assez bien aux agrégats macro. En revanche, les montants des actifs financiers sont nettement plus faibles que ceux mesurés par la Comptabilité Nationale. Ceci ne devrait cependant pas affecter la qualité des résultats puisqu'on s'intéresse à l'analyse des différences entre sexes, à partir du

⁶ Pour assurer la comparabilité des deux enquêtes, on exclut les Dom en 2009. Ils n'étaient pas enquêtés en 2003.

moment où les déclarations des montants de patrimoine ne dépendent pas du sexe du détenteur (une seule personne dans le ménage est en effet interrogée⁷).

Outre les informations liées aux actifs détenus pas le ménage, l'enquête fournit aussi un ensemble complet de variables pouvant expliquer le montant du patrimoine : carrière détaillée des individus, revenu⁸ et histoire familiale (y compris de l'information sur les enfants et sur la situation économique des parents). Un module a été introduit en 1998 et conservé par la suite : il permet d'apporter de l'information sur les paramètres de préférence, dont l'aversion au risque, dans le but de mesurer celle-ci de la façon la plus précise possible.

L'Enquête Patrimoine est l'une des seules bases de données permettant d'individualiser les actifs financiers. Elle offre la possibilité de distinguer qui possède quoi (et en quelle quantité) dans chaque ménage⁹. Pour le patrimoine immobilier, l'information est reportée au niveau du ménage. Il est cependant demandé aux individus la valeur estimée du bien, et en cas de vente, la part qui reviendrait à la personne de référence, au conjoint, à d'autres membres du ménage (et même à des membres hors ménage si le cas se présente). Deux définitions du patrimoine peuvent être utilisées : brut et net de l'endettement. Les deux incluent tous les actifs financiers, de même que l'immobilier, pour chaque individu. A ce stade, cependant, les résultats sur le patrimoine net seront présentés seulement pour 2009¹⁰.

Détenteur légal vs détenteur effectif des actifs au sein des couples

Les données permettent d'attribuer chaque euro de patrimoine à l'un ou l'autre des conjoints (et à chacun des autres membres du ménage, enfants, parents, amis..., le cas échéant). Il peut toutefois y avoir des différences entre le détenteur légal et le détenteur effectif. Par exemple, chaque membre du couple peut déposer de l'épargne sur un produit financier au nom seul de l'un d'entre eux. En cas de divorce, dans le cas le plus courant, le régime de la communauté réduite aux acquêts (plus de 80% des mariés en France le sont sous ce régime, cf. annexe 1), les actifs acquis durant la période de mariage seront divisés également entre les conjoints. Cette remarque n'enlève cependant rien à la pertinence d'étudier la distribution intra-couple du patrimoine. Tout d'abord, même dans le cas du régime de la communauté réduite aux acquêts, seule la partie du patrimoine acquise pendant le mariage est partageable, le reste restant la propriété de chacun, de même que les héritages reçus. L'enquête Patrimoine permet d'examiner plus spécifiquement de telles configurations, à travers une question qualitative portant sur le niveau relatif de patrimoine avant la mise en union et des informations détaillées sur les héritages et les donations. Par ailleurs, une fraction des couples mariés le sont sous d'autres régimes (séparation de biens ou communauté universelle). Il faut aussi noter qu'une part importante des couples ne sont pas mariés et en cas de séparation, ils n'auront donc pas d'obligation de partage. De même, même si

⁷ Il est demandé aux enquêteurs d'interroger la personne la plus au fait de la gestion du patrimoine du ménage. L'entretien peut avoir lieu en présence de plusieurs membres du ménage, mais la personne de référence ou son conjoint doivent au moins être présentes.

⁸ Depuis l'enquête de 2003, un appariement avec les données fiscales permet de reconstituer de manière plus fiable le revenu disponible des ménages, qui n'est plus demandé aux individus dans l'enquête de manière détaillée.

⁹ Certains produits sont déclarés être détenus conjointement, c'est-à-dire par la personne de référence et son (sa) conjoint(e). Pour ces derniers, on divise en deux le montant détenu pour l'allouer aux deux membres du couple. Il s'agit principalement de comptes chèques, et pour une part plus réduite d'assurance-vie.

¹⁰ Sur l'enquête 2003, le travail pour reconstituer le patrimoine net est en cours.

le couple est marié, le mariage a pu être précédé d'une période de cohabitation plus ou moins longue. Enfin, par analogie avec le revenu, avoir davantage de patrimoine en son nom peut influencer le pouvoir de négociation au sein du ménage.

A ce stade, seuls les biens détenus soit par la personne de référence du ménage, soit par son conjoint, sont étudiés, le patrimoine des autres membres n'étant utilisé que comme contrôle.

3. Méthodologie

3.1. La décomposition de DiNardo, Fortin et Lemieux (1996)

L'objectif de cet article est d'identifier les sources de l'écart de patrimoine entre hommes et femmes. En particulier, le but est d'isoler la partie inexpliquée de l'écart, de ce qui peut être expliqué au moyen des caractéristiques observées. Dans la plupart des cas, la méthode de décomposition retenue est celle d'Oaxaca-Blinder (OB dans la suite) (Oaxaca, 1973 ; Blinder, 1973)¹¹. Cette dernière est cependant inadéquate pour deux raisons :

- Elle fait l'hypothèse forte que la relation entre le patrimoine et les variables explicatives retenues, en particulier le revenu, est linéaire. Barsky et al (2002) insistent à l'inverse sur la forte non-linéarité de la fonction liant patrimoine et gains (aucune forme fonctionnelle n'est, cependant, spécifiée par la théorie).

- Elle implique une perte d'information en se restreignant à la moyenne de l'écart. C'est un point important, particulièrement dans le cas de la distribution du patrimoine, très fortement asymétrique.

On utilisera donc plutôt la méthode proposée par DiNardo, Fortin et Lemieux (1996) (DFL dans la suite), suivant ainsi Cobb-Clark et Hildebrand (2006) et Sierminska *et al.* (2010). Elle généralise la décomposition OB à des différences entre distributions. Le but est de construire des distributions contrefactuelles, qui répondent à la question suivante : "qu'aurait été la distribution de patrimoine des hommes s'ils avaient eu les mêmes caractéristiques que les femmes ?". L'idée de la décomposition de DFL est d'obtenir ces distributions contrefactuelles par une repondération des densités observées. Ainsi, la différence entre la distribution réelle observée et la distribution contrefactuelle de patrimoine permet d'identifier les contributions des facteurs considérés à l'ensemble de l'écart de patrimoine.

On note F une variable binaire qui prend la valeur 1 pour les hommes et 0 pour les femmes. w est le patrimoine, v est le vecteur des caractéristiques individuelles. On peut écrire g^M , la densité de la variable de patrimoine pour les hommes de la manière suivante:

$$g^M = \int \gamma^M(w, v | F = 0) dv = \int f^M(w | v, F = 0) h_v(v | F = 0) dv$$

De la même façon, la densité pour les femmes s'écrit :

$$g^F = \int \gamma^F(w, v | F = 1) dv = \int f^F(w | v, F = 1) h_v(v | F = 1) dv$$

¹¹ Pour comparaison cependant, on a fait figurer dans l'annexe 4 les résultats obtenus en utilisant la méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder.

Ces deux densités peuvent être estimées à l'aide d'une régression non-paramétrique (estimateur à noyau)¹².

Le contrefactuel (ici, la distribution de patrimoine des hommes s'ils avaient les caractéristiques des femmes) s'écrit quant à lui :

$$\begin{aligned} g_{CF}^1 &= \int f^M(w|v, F=0)h_v(v|F=1)dv \\ &= \int \gamma^M(w, v|F=0) \frac{h_v(v|F=1)}{h_v(v|F=0)} dv = \int \gamma^M(w, v|F=0) \psi_v dv \end{aligned}$$

Il peut être estimé par une régression non-paramétrique pondérée si on trouve un estimateur de ψ_v . Avec quelques manipulations et la loi de Bayes (Fortin, Lemieux, Firpo, 2010), on peut écrire :

$$\psi_v = \frac{h_v(v|F=1)}{h_v(v|F=0)} = \frac{P(F=1|v)}{P(F=1)} \frac{P(F=0)}{P(F=0|v)} = \frac{P(F=1|v)}{P(F=1)} \frac{(1-P(F=1))}{(1-P(F=1|v))}$$

La probabilité conditionnelle peut être estimée par un probit (ou un logit) sur l'indicatrice d'être une femme et la probabilité non conditionnelle par la proportion observée.

Ainsi, la décomposition de l'écart de patrimoine entre hommes et femmes s'écrit :

$$g^M - g^F = \underbrace{(g^M - g_{CF}^1)} + \underbrace{(g_{CF}^1 - g^F)}$$

La première composante représente l'écart lié aux différences de caractéristiques et la deuxième composante, la part inexpliquée de l'écart.

3.2. Application de la décomposition DFL pour l'étude des écarts de patrimoine

Dans la section 1.1., on a identifié plusieurs déterminants pouvant avoir une influence sur l'accumulation différenciée de patrimoine des hommes et des femmes. On cherche ainsi à quantifier la contribution à l'écart de patrimoine entre hommes et femmes de quatre grands groupes de variables : carrière et revenu ; éducation ; histoire familiale (héritages, ...) ; caractéristiques démographiques (âge, nombre d'enfants, nombre de frères et sœurs, état matrimonial ...). On applique alors la décomposition précédente des écarts de distribution de patrimoine entre hommes et femmes, en partitionnant le vecteur des caractéristiques v en 4 groupes de variables $v = \{v_1, v_2, v_3, v_4\}$:

$$g^M - g^F = \underbrace{(g^M - g_{CF}^1)}_{\text{Effet 1}} + \underbrace{(g_{CF}^1 - g_{CF}^{12})}_{\text{Effet 2}} + \underbrace{(g_{CF}^{12} - g_{CF}^{123})}_{\text{Effet 3}} + \underbrace{(g_{CF}^{123} - g_{CF}^{1234})}_{\text{Effet 4}} + \underbrace{(g_{CF}^{1234} - g^F)}_{\text{Effet résiduel}}$$

¹² On utilise la commande `kdensity` sous `stata`.

g^M est la densité de la variable de patrimoine pour les hommes ($F = 0$). Elle s'écrit :

$$g^M = \int \int \int \int \gamma^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4 | F = 0) dv_1 v_2 v_3 v_4$$

De la même façon, la densité pour les femmes s'écrit :

$$g^F = \int \int \int \int \gamma^F(w, v_1, v_2, v_3, v_4 | F = 1) dv_1 v_2 v_3 v_4$$

Chacun des contrefactuels s'écrit en attribuant aux hommes la distribution de l'un ou l'autre groupes de caractéristiques observables. Ainsi, on peut réécrire :

$$\begin{aligned} g^M &= \int \int \int \int \gamma^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4 | F = 0) dv_1 v_2 v_3 v_4 \\ &= \int \int \int \int f^M(w | v_1, v_2, v_3, v_4, F = 0) h_{v_1 | v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 0) \\ &\quad h_{v_2 | v_3, v_4}(v_2 | v_3, v_4, F = 0) h_{v_3 | v_4}(v_3 | v_4, F = 0) h_{v_4}(v_4 | F = 0) dv_1 v_2 v_3 v_4 \end{aligned}$$

Considérons maintenant le 1^{er} groupe de variables. Le contrefactuel pour le premier groupe de facteurs est la densité calculée en supposant que les hommes ont, pour ces facteurs, la distribution des femmes, le reste étant inchangé.

$$\begin{aligned} g_{CF}^1 &= \int \int \int \int f^M(w | v_1, v_2, v_3, v_4, F = 0) h_{v_1 | v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 1) \\ &\quad h_{v_2 | v_3, v_4}(v_2 | v_3, v_4, F = 0) h_{v_3 | v_4}(v_3 | v_4, F = 0) h_{v_4}(v_4 | F = 0) dv_1 v_2 v_3 v_4 \\ &= \int \int \int \int f^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4 | F = 0) \frac{h_{v_1 | v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 1)}{h_{v_1 | v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 0)} dv_1 v_2 v_3 v_4 \\ &= \int \int \int \int f^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4 | F = 0) \psi_{v_1 | v_2, v_3, v_4} dv_1 v_2 v_3 v_4 \end{aligned}$$

On peut donc estimer le contrefactuel à l'aide d'un estimateur à noyau en pondérant par le terme

$$\psi_{v_1 | v_2, v_3, v_4} = \frac{h_{v_1 | v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 1)}{h_{v_1 | v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 0)}. \text{ Ce terme peut être estimé à l'aide de deux probit (ou logit)}$$

portant sur la variable F .

En effet,

$$h(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = i) = \frac{h(v_1, v_2, v_3, v_4, F = i)}{h(v_2, v_3, v_4, F = i)} = \frac{P(F = i | v_1, v_2, v_3, v_4) h(v_1, v_2, v_3, v_4)}{P(F = i | v_2, v_3, v_4) h(v_2, v_3, v_4)}, i = 0, 1$$

$$\text{D'où : } \frac{h(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 1)}{h(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 0)} = \frac{P(F = 1 | v_1, v_2, v_3, v_4) P(F = 0 | v_2, v_3, v_4)}{P(F = 0 | v_1, v_2, v_3, v_4) P(F = 1 | v_2, v_3, v_4)}$$

On peut donc estimer la probabilité d'être une femme ($F = 1$) à l'aide d'un probit ou logit sur l'ensemble des facteurs 1, 2, 3 et 4 d'une part ; et sur les facteurs 2, 3, 4 d'autre part. Un estimateur de $\psi_{v_1 | v_2, v_3, v_4}$ est alors :

$$\hat{\psi}_{v_1|v_2, v_3, v_4} = \left(\frac{\hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}}{1 - \hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}} \right) \left(\frac{1 - \hat{\Lambda}_{v_2, v_3, v_4}}{\hat{\Lambda}_{v_2, v_3, v_4}} \right), \text{ où } \Lambda \text{ est la loi normal ou logistique selon que l'on utilise}$$

un probit ou un logit.

De la même façon, un second contrefactuel consiste à attribuer aux hommes la distribution des femmes pour les facteurs 1 et 2.

$$\begin{aligned} g_{CF}^{12} &= \iiint \int f^M(w|v_1, v_2, v_3, v_4, F=0) h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1|v_2, v_3, v_4, F=1) \\ &\quad h_{v_2|v_3, v_4}(v_2|v_3, v_4, F=1) h_{v_3|v_4}(v_3|v_4, F=0) h_{v_4}(v_4|F=0) dv_1 v_2 v_3 v_4 \\ &= \iiint \int f^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4|F=0) \frac{h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1|v_2, v_3, v_4, F=1) h_{v_2|v_3, v_4}(v_2|v_3, v_4, F=1)}{h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1|v_2, v_3, v_4, F=0) h_{v_2|v_3, v_4}(v_2|v_3, v_4, F=0)} dv_1 v_2 v_3 v_4 \\ &= \iiint \int f^M(w, v_1, v_2, v_3, v_4|F=0) \psi_{v_1|v_2, v_3, v_4} \psi_{v_2|v_3, v_4} dv_1 v_2 v_3 v_4 \end{aligned}$$

Comme précédemment, on estime $\psi_{v_2|v_3, v_4}$ de la façon suivante :

$$\hat{\psi}_{v_2|v_3, v_4} = \left(\frac{\hat{\Lambda}_{v_2, v_3, v_4}}{1 - \hat{\Lambda}_{v_2, v_3, v_4}} \right) \left(\frac{1 - \hat{\Lambda}_{v_3, v_4}}{\hat{\Lambda}_{v_3, v_4}} \right)$$

si bien que le poids pour ce contrefactuel est

$$\hat{\psi}_{v_1|v_2, v_3, v_4} \hat{\psi}_{v_2|v_3, v_4} = \left(\frac{\hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}}{1 - \hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}} \right) \left(\frac{1 - \hat{\Lambda}_{v_3, v_4}}{\hat{\Lambda}_{v_3, v_4}} \right)$$

Les deux autres contrefactuels sont déterminés de la même façon en pondérant respectivement par les poids :

$$\hat{\psi}_{v_1|v_2, v_3, v_4} \hat{\psi}_{v_2|v_3, v_4} \hat{\psi}_{v_3|v_4} = \left(\frac{\hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}}{1 - \hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}} \right) \left(\frac{1 - \hat{\Lambda}_{v_4}}{\hat{\Lambda}_{v_4}} \right)$$

$$\text{et } \hat{\psi}_{v_1|v_2, v_3, v_4} \hat{\psi}_{v_2|v_3, v_4} \hat{\psi}_{v_3|v_4} \hat{\psi}_{v_4} = \left(\frac{\hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}}{1 - \hat{\Lambda}_{v_1, v_2, v_3, v_4}} \right) \left(\frac{\hat{P}(F=0)}{\hat{P}(F=1)} \right)$$

$\hat{P}(F=0)$ et $\hat{P}(F=1)$ sont estimés par les proportions d'hommes et de femmes respectivement.

Ainsi les écarts entre hommes et femmes pour les différents éléments de la distribution (par exemple la médiane) sont déterminés comme la somme des écarts de l'élément considéré entre les différents contrefactuels.

Il existe en réalité 24 (4!) possibilités de décomposition : ici on a commencé par les facteurs 1, puis 2, puis 3, puis 4, mais on peut très bien commencer par 2, puis 1, puis 3 puis 4. Or le résultat peut dépendre de l'ordre retenu. On fait donc les calculs pour les 24 possibilités et les effets sont calculés comme la moyenne des 24 effets possibles.

Les écarts-types sont calculés par bootstrap sur l'ensemble de la procédure.

Dans la mesure où le support de la variable dont on estime la densité (le patrimoine) est assez large, même lorsque l'on écarte le dernier centile, et que la concentration dans le bas de la distribution est relativement importante, on transforme la variable de patrimoine à l'aide d'une transformation de Möbius (Clements et al., 2003) : $z = (x^\alpha - R^\alpha) / (x^\alpha + R^\alpha)$. R est choisi comme étant la médiane de la distribution du patrimoine et α est déterminé par optimisation. On retrouve la densité de la variable non-transformée en multipliant la densité estimée par le gradient de la transformation. Cette transformation a pour effet de réduire la dissymétrie (« skewness ») de la distribution à estimer. Cette méthode impose toutefois de travailler sur une variable positive, si bien qu'on ne peut pas l'appliquer au patrimoine net.

4. En moyenne, les écarts de patrimoine entre hommes et femmes ne s'expliquent pas seulement par des caractéristiques observées différentes

4.1. Des écarts importants entre hommes et femmes pour le patrimoine financier et plus faibles pour le patrimoine immobilier

Au total, le patrimoine financier détenu par les hommes excède celui détenu par les femmes de 38 % en 2003 et de 37 % en 2009 (Tableau 1). Cet écart est particulièrement important pour les valeurs mobilières (actions et obligations), les hommes en détenant deux fois plus (Tableaux A2., annexe 2¹³). En tenant compte des biens mobiliers et immobiliers, le patrimoine des hommes est de 12 % à 16 % plus élevé que celui des femmes.

Tableau 1 – Écarts relatifs de patrimoine entre les hommes et les femmes (hommes par rapport aux femmes) calculés sur les patrimoines moyens

2003/2004	Ensemble	Mariés	Cohabitants	Divorcés vivant seuls	Veufs vivant seuls	Célibataires vivant seuls
Actifs financiers	1,38***	1,53***	1,32**	1,22	1,65***	1,32
Résidence principale	1,08***	1,07***	1,31***	1,12	1,42***	0,87
Immobilier autre	1,14**	1,06	1,40	1,18	1,88*	1,39
Total	1,16***	1,15***	1,32***	1,16	1,55***	1,12
Nb observations	15345	9694	1920	988	1173	1570

Source : Enquête patrimoine 2004. Ensemble des individus, à l'exception du dernier centile.

* Significatif au seuil de 10%, ** au seuil de 5%, *** au seuil de 1% - Test d'égalité du ratio à 1.

¹³ On agrège les différents produits financiers en 6 grandes catégories (Comptes et livrets ; Epargne Logement ; Plan d'épargne salariale ; Epargne Retraite, Autre épargne retraite ; Assurance-vie ; Valeurs mobilières et Autres produits financiers).

2009/2010	Ensemble	Mariés	Cohabitants	Divorcés vivant seuls	Veufs vivant seuls	Célibataires vivant seuls
Actifs financiers	1,37***	1,52***	1,31**	1,63***	2,09***	1,17
Résidence principale	1,04*	1,02	1,07	1,17*	1,41***	1,01
Immobilier autre	1,12***	1,06	1,14	2,28***	1,37	0,70
Total	1,12***	1,11***	1,12*	1,41***	1,57***	0,99
Nb observations	19414	12300	2684	1279	1517	1634

Source : Enquête patrimoine 2009. Ensemble des individus, à l'exception du dernier centile.

* Significatif au seuil de 10%, ** au seuil de 5%, *** au seuil de 1% - Test d'égalité du ratio à 1.

Le patrimoine immobilier est en effet réparti de façon plus égale entre sexe pour les personnes mariées, qui représentent une part importante de la population. Ainsi 84% des conjoints qui possèdent leur logement le détiennent à part égale (tableau 2).

Tableau 2 – Part du logement possédée par chacun des membres du couple

Part	Hommes en couple	Femmes en couple
0 %	3,9	8,6
25 %	1,5	1,8
50 %	84,2	84,2
75 %	1,8	1,5
100 %	8,6	3,9

Source : Enquête patrimoine 2004. Couples propriétaires de leur logement.

Note: Cette répartition est calculée en utilisant la réponse aux questions suivantes : "Aujourd'hui, à combien estimez-vous le prix de revente de ce logement ?" et "Quelle est en % la part revenant à la personne de référence ?" "...au conjoint de la personne de référence ?", "... aux autres personnes du ménage ?", "... aux personnes hors ménage ?".

Lorsque l'on différencie selon le statut marital (tableau 1), on observe que ce sont les veufs et les veuves pour lesquels les différences sont les plus marquées, de même que pour les couples, tant mariés que cohabitants, mais dans une moindre mesure. Ce résultat semble aller à l'encontre de ce qu'on pourrait attendre, étant donnée la littérature documentant le fait que les couples tendent à se former suivant un processus d'appariement sélectif (endogamie), ce qui devrait réduire l'écart de patrimoine au sein des couples. Pour les veufs, on constate en particulier de larges différences sur le montant du patrimoine immobilier : non seulement les veufs détiennent plus souvent leur logement que les veuves, mais le montant moyen des actifs immobiliers qu'ils possèdent est plus important. Il sera toutefois nécessaire d'approfondir cette analyse afin de déterminer si cet effet peut être lié à l'âge, aux caractéristiques différentes de cette catégorie par sexe (le veuvage ne touche pas des femmes et des hommes aux caractéristiques identiques) ou bien aux legs faits aux enfants.

On ne constate pas de différence entre hommes et femmes pour les célibataires vivant seuls. Cela recouvre certainement ici, mais cela reste à démontrer, une population d'individus plus jeunes, donc au début de leur phase d'accumulation patrimoniale. Enfin, les résultats sur les divorcés diffèrent entre 2003 et 2009. En 2003, l'écart de patrimoine n'est pas significatif entre hommes et femmes pour cette catégorie (et les écarts sont limités). En 2009, le résultat est différent, l'écart apparaissant comme très significatif et beaucoup plus marqué, se rapprochant de celui entre veufs et veuves. Cependant, il est important de noter qu'ici, sont seulement considérés les personnes

divorcées vivant seules, ce qui pourrait biaiser le résultat (les divorcés vivant dans une nouvelle union sont considérés comme cohabitants).

Ces écarts de patrimoine total se retrouvent tout au long de la distribution de patrimoine, mais dans des proportions différentes. Ainsi, l'écart est beaucoup plus important dans le bas de la distribution qu'à la médiane (mais les montants sont très faibles). Les écarts sont aussi un peu plus élevés dans le haut de la distribution (tableau 3).

Tableau 3 - Distribution du patrimoine selon le sexe en 2003 et en 2009 (en euros 2003)

	2003/2004				2009/2010			
	Hommes	Femmes	Ecart	Ratio	Hommes	Femmes	Ecart	Ratio
p10	548	357	191	1,54	498	377	121	1,32
p25	6 177	3 332	2 845	1,85	5 524	4 089	1 435	1,35
p50	61 984	52 913	9 071	1,17	86 617	80 375	6 242	1,08
p75	118 041	107 607	10 434	1,10	163 854	151 996	11 859	1,08
p90	211 231	187 129	24 102	1,13	283 841	255 378	28 463	1,11
p95	304 347	256 192	48 155	1,19	404 606	352 090	52 516	1,15
Moy.	89 284	77 130	12 154	1,16	120 141	107 595	12 546	1,12

Source : Enquête patrimoine 2004 et 2009. Ensemble des individus, à l'exception du dernier centile.

4.2. Les écarts de patrimoine entre sexes ne s'expliquent pas uniquement par des différences de caractéristiques observées

Dans une première étape, on utilise les résultats d'une régression linéaire de la valeur brute des actifs immobiliers et financiers (mais en excluant le patrimoine professionnel qu'il n'est pas possible d'attribuer systématiquement) pour sélectionner les groupes de variables explicatives, que l'on utilisera par la suite dans la décomposition. On distingue ainsi quatre grands groupes de variables explicatives :

- Variables décrivant la carrière (statut sur le marché du travail, durée travaillée, durée passée au chômage, CS). Elles reflètent la capacité d'épargne et donc de constitution du patrimoine des personnes.
- Variables d'éducation : elles reflètent aussi la capacité d'épargne mais elles peuvent aussi marquer des préférences et/ou un niveau d'aversion au risque différents, ce qui peut jouer sur les arbitrages entre consommation et épargne.
- Variables décrivant l'histoire familiale. On tient compte des héritages reçus et des donations reçues ou versées, l'accumulation du patrimoine étant pour une part importante liée aux transferts que l'on a pu recevoir de sa famille, mais aussi des caractéristiques des parents qui sont susceptibles de déterminer à la fois les préférences et d'éventuelles aides à la constitution de patrimoine, qui ne seraient pas mesurées par les héritages (occupation et activité du père et de la mère, informations sur les grands-parents).

- Variables de caractéristiques démographiques : elles reflètent à la fois la position dans le cycle de vie (âge), certains aspects de la proximité au marché du travail et de la capacité d'épargne (nombre et âge des enfants), les possibilités d'anticiper sa part d'héritage futur (nombre de frères et sœurs bénéficiaires), mais aussi des possibles stratégies différentes d'accumulation (statut marital).

A ce stade, nous n'avons pas introduit dans la régression de variables reflétant l'aversion pour le risque. Nous le ferons dans une étape ultérieure.

Avant d'entrer plus en détail dans l'interprétation des effets des différentes variables utilisées dans la régression, on constate que la variable de sexe a un impact significatif et positif sur le montant de patrimoine possédé, toutes choses égales par ailleurs (cf. tableau 4). Ce résultat signifie que les écarts observés en moyenne sont dus à la fois à des différences de caractéristiques entre hommes et femmes mais aussi à un effet inexplicé. Ce dernier, de signe positif, résulte dans un patrimoine des femmes plus important que celui des hommes, après avoir contrôlé de nombreuses variables (revenu, durée de travail, diplôme, ...). La décomposition figurant dans la suite permet d'identifier les facteurs qui jouent principalement, ainsi que l'ampleur de la part inexplicée dans l'écart de patrimoine entre hommes et femmes.

Les travaux sur les déterminants du niveau du patrimoine mettent en évidence plusieurs variables dont l'effet sur le montant de patrimoine possédé est important et significatif. Ainsi, Lollivier et Verger (1996) indiquent que « le revenu, présent mais aussi passé, est le facteur le plus discriminant puis, au travers de la profession, l'opposition entre indépendants et salariés. L'âge n'explique environ que 10 % des inégalités. La présence de descendants à qui léguer est aussi un puissant facteur d'accumulation patrimoniale ». On trouve des résultats semblables dans Cordier et al. (2006) : « Le revenu, la catégorie sociale, la localisation géographique, l'âge ainsi que les héritages ou donations reçus sont des facteurs discriminants dans la constitution des patrimoines bruts des ménages ».

• *Avoir un revenu élevé, être diplômé, indépendant et peu éloigné du marché du travail sont synonymes de patrimoine plus élevé*

De manière attendue (Lollivier et Verger, 1996), patrimoine et revenu sont liés positivement. Être diplômé a aussi un effet positif et important sur le montant de patrimoine détenu, effet d'autant plus grand que le diplôme est élevé. La durée d'activité, qui reflète la présence sur le marché du travail (à âge donné) et donc le bénéfice d'un revenu, joue positivement sur le montant de patrimoine, mais dans une moindre mesure. Inversement, la durée passée au chômage influe négativement sur le montant de patrimoine, de même que le fait d'avoir connu une période d'inactivité pour maladie. Conformément aux résultats établis dans les travaux cités précédemment, on retrouve le rôle important du statut d'occupation et de la catégorie sociale, et en particulier l'opposition salariés / indépendants. Ces derniers ont, toutes choses égales par ailleurs, un montant de patrimoine plus élevé que les salariés. On notera qu'on ne prend en compte ici que le patrimoine privé, et que l'on exclut le patrimoine professionnel, plus important chez les indépendants. Ceci est vrai qu'ils soient en emploi ou à la retraite, même si les indépendants à la retraite ont un niveau de patrimoine plus faible qu'en activité par rapport aux

salariés. On peut mettre ce résultat en parallèle avec le fait que la désaccumulation de leur patrimoine permet aux indépendants de compenser un niveau de retraite plus faible que celui des salariés.

- *Le patrimoine est plus élevé au fil de l'âge et pour les individus mariés,*

Dans le groupe des variables sociodémographiques, l'âge joue un rôle important et positif sur le montant de patrimoine possédé, en ligne avec la théorie du cycle de vie. Avoir des frères et sœurs (en particulier s'ils sont nombreux) diminue le montant de son patrimoine, que l'on soit l'aîné ou le cadet (effet héritage partagé en plusieurs ou moins de possibilités pour les parents d'accumuler). Avoir des enfants vivant hors du ménage joue négativement, reflétant peut-être que l'aide qu'on leur apporte diminue le montant du patrimoine détenu. L'état matrimonial et le type de contrat de mariage sont aussi très corrélés au montant de patrimoine. Ainsi, être marié joue positivement sur le patrimoine par rapport aux célibataires vivant seuls et cet effet va en 2003 au-delà du fait de vivre en couple, les individus cohabitants n'ayant pas un montant de patrimoine significativement différent des individus célibataires isolés. En revanche, l'effet de la vie en couple est significatif en 2009, même si le coefficient est moins élevé que celui des individus mariés sous le régime de la communauté. Ce résultat peut être lié à la diffusion de la cohabitation parmi les couples, les cohabitants ressemblant au fil du temps de plus en plus aux couples mariés. Parmi les individus mariés, avoir signé un contrat autre que la communauté universelle ou réduite aux acquêts¹⁴ est synonyme d'un montant de patrimoine plus élevé, en particulier pour les contrats de séparation des biens qui affichent les niveaux de richesse les plus élevés. A ce stade, on peut néanmoins supposer que le choix d'un régime de séparation est endogène : les conjoints ont choisi ce type de contrat de mariage parce que leur patrimoine, ou du moins celui de l'un d'eux, était important (on peut se reporter à Barthez et Laferrère, 1996, pour une analyse des différents contrats de mariage).

- *L'environnement familial, en particulier pendant la jeunesse joue peu. En revanche, avoir bénéficié d'un héritage ou d'une donation accroît de manière importante le patrimoine détenu.*

Enfin, on introduit un dernier groupe de variables dans la régression reflétant l'environnement familial dans lequel évoluent ou ont évolué les individus. Ainsi, des variables retraçant la survenue de difficultés dans la jeunesse sont introduites (problèmes d'argent, décès d'un parent, divorce ou séparation des parents, ...) mais elles n'ont pas d'impact significatif.

Par ailleurs, une partie importante du montant de patrimoine possédé par les individus provient des donations et héritages. On introduit des variables permettant de retracer les legs reçus. Comme attendu, avoir reçu un héritage ou une donation accroît de manière importante le montant de patrimoine possédé. De même, avoir toujours ses grands-parents en vie (c'est-à-dire ne pas avoir encore hérité) influe négativement sur le patrimoine détenu. Enfin, même quand ils sont toujours en vie, que ses parents soient (ou aient été) propriétaires, en particulier d'autres biens immobiliers que la résidence principale, ou bien qu'ils détiennent ou aient détenu des valeurs mobilières ou de l'assurance-vie est synonyme de patrimoine plus élevé. Plusieurs

¹⁴ On n'a pas pu distinguer dans l'enquête de 2009 le régime de communauté universelle (voir annexe 1). On a donc agrégé dans les deux enquêtes communauté universelle et communauté réduite aux acquêts.

interprétations sont possibles. La détention de valeurs mobilières est par exemple lié au niveau de revenu (Arrondel, 1996), reflétant ainsi un certain niveau social des parents.

Tableau 4 – Facteurs explicatifs du niveau de patrimoine financier et immobilier des ménages français en 2003 et 2009

	2003/2004	2009/2010
Sexe		
Homme	Réf.	Réf.
Femme	9,852.33*** (1,875.399)	13,816.93*** (2,380.72)
Variables décrivant la carrière		
Revenu fiscal (revenu annuel en dizaine de milliers d'€)	16,368.51*** (1,271.734)	18,609.07*** (1,874.27)
Durée totale d'activité (en années)	618.85*** (90.968)	689.91*** (115.75)
Durée au chômage	-1,065.43** (434.232)	-1,633.47*** (281.02)
Présence d'inactivité pour maladie (réf. : non)	-12,170.80*** (4,094.120)	-13,040.98*** (4,427.83)
Situation vis-à-vis du marché du travail		
En emploi Agriculteur	25,857.62*** (6,681.384)	63,439.70*** (9,479.377)
En emploi Artisan	38,053.37*** (6,931.369)	49,594.95*** (7,486.681)
En emploi Commerçant	26,426.84*** (8,825.976)	44,689.82*** (11,961.823)
En emploi Chef d'entreprise	56,529.47*** (20,284.671)	103,613.12*** (34,746.805)
En emploi Cadre	13,605.18*** (4,334.557)	20,702.66*** (5,771.704)
En emploi Profession libérale	38,214.18*** (13,959.503)	47,329.40*** (13,450.303)
En emploi Profession intermédiaire	7,006.81*** (2,528.458)	7,572.99** (3,491.350)
En emploi Employé	Réf	Réf
En emploi Ouvrier	1,903.18 (2,230.814)	892.68 (2,994.148)
Retraité ancien agriculteur	213.11 (6,955.964)	-8,046.82 (10,054.179)
Retraité ancien autre indépendant	56,379.79*** (9,104.796)	66,796.68*** (8,348.535)
Retraité ancien cadre ou profession intermédiaire	19,789.79*** (4,530.722)	35,644.07*** (5,038.786)
Retraité ancien employé ou ouvrier	-8,179.77** (3,394.917)	-5,306.20 (4,279.197)
Chômeur ancien indépendant	-6,182.02 (7,879.160)	5,453.53 (18,175.877)
Chômeur ancien cadre	21,489.71* (12,511.363)	26,883.85* (14,080.080)

Chômeur ancien profession intermédiaire	6,992.06 (7,530.044)	16,788.85 (11,032.296)
Chômeur ancien employé	17,614.57*** (4,370.229)	1,514.62 (4,927.234)
Chômeur ancien ouvrier	6,329.23* (3,612.853)	585.10 (4,678.771)
Autres inactifs	25,214.95*** (3,231.228)	16,240.08*** (3,820.069)
Variables d'éducation		
Diplôme		
3 ^{ème} cycle universitaire	45,664.52*** (6,238.896)	64,741.56*** (7,100.64)
Grandes écoles ou écoles d'ingénieurs	67,120.81*** (8,894.142)	90,901.56*** (10,809.73)
2 ^{ème} cycle universitaire	30,693.34*** (4,866.911)	46,590.53*** (5,806.13)
1 ^{er} cycle universitaire, DUT, BTS	28,604.12*** (3,442.048)	45,050.86*** (4,718.61)
Bac technique	26,233.72*** (3,803.004)	35,686.76*** (4,426.48)
Bac général	26,653.05*** (3,675.394)	44,667.05*** (5,298.38)
Bac technique + brevet enseignement agricole	48,966.31** (21,185.681)	47,105.52*** (9,305.10)
BEPC	16,122.60*** (2,320.223)	27,272.01*** (2,929.18)
CAP, BEP	17,224.13*** (3,290.953)	27,304.98*** (4,353.71)
CEP, DFEO	-2,831.04 (2,563.605)	935.46 (3,739.15)
Sans diplôme	Réf	Réf.
Variables de caractéristiques sociodémographiques		
Âge^(a)		
	992.71*** (121.200)	1,605.47*** (158.06)
Etat matrimonial et contrat de mariage		
Marié sous le régime de la séparation de biens	34,605.36*** (5,122.612)	66,589.09*** (6,412.95)
Marié sous le régime de la communauté ^(b)	16,590.11*** (2,987.125)	22,761.87*** (3,985.81)
Marié sous un autre régime	30,925.39*** (10,469.831)	22,306.21*** (7,340.40)
Cohabitant	4,170.39 (3,055.861)	14,790.15*** (3,896.39)
Veuf (vivant seul)	10,191.35* (5,301.025)	14,558.42** (6,727.93)
Divorcé (vivant seul)	3,679.90 (4,513.617)	9,950.28* (5,372.37)
Célibataire (vivant seul)	Réf	Réf
Taille de la fratrie et rang		

Aîné de 2	-16,483.99*** (3,861.705)	-11,312.79** (4,730.59)
Aîné de 3	-22,226.10*** (3,957.607)	-12,298.12** (4,868.85)
Aîné de 4	-21,924.83*** (4,693.782)	-16,245.50*** (6,054.14)
Aîné de 5 et plus	-22,190.94*** (4,889.750)	-22,939.42*** (5,675.02)
Cadet de 2	-18,847.00*** (3,928.298)	-6,609.99 (4,598.84)
Cadet de 3	-15,086.03*** (3,853.200)	-14,599.45*** (4,398.44)
Cadet de 4	-20,853.31*** (3,984.044)	-16,301.24*** (4,657.64)
Cadet de 5 et plus	-26,786.98*** (3,515.703)	-18,076.99*** (4,254.06)
Enfant unique	Réf	Réf
<i>Zone géographique</i>		
Île de France	Réf.	Réf.
Bassin parisien	-16,186.20*** (2,702.523)	-23,305.06*** (3,447.27)
Nord	-18,448.96*** (3,000.472)	-16,501.94*** (3,940.22)
Est	-11,341.30*** (3,216.272)	-18,329.47*** (4,118.28)
Ouest	-6,470.06** (2,880.536)	-14,775.15*** (3,709.93)
Sud-Ouest	-13,533.66*** (3,082.243)	-19,583.36*** (4,073.44)
Centre-est	-4,967.45 (3,169.379)	-6,661.38 (4,090.38)
Méditerranée	883.87 (3,191.918)	4,735.26 (4,786.86)
<i>Nombre d'enfants</i>		
De 0 à 4 ans	-307.80 (1,419.889)	67.99 (1,842.92)
De 5 à 11 ans	-1,226.49 (1,132.545)	4,868.55*** (1,528.77)
Hors ménage	-1,593.85** (660.856)	-1,552.42 (1,121.89)
<i>Né en France</i>		
Variables d'histoire familiale		
<i>Activité de la mère (dans la jeunesse de l'individu)</i>		
Peu active	-1,267.98 (2,488.103)	-5,422.25* (2,860.14)
Aide familiale	1,616.22 (3,464.216)	-1,785.16 (4,157.67)
Indépendante	8,326.50* (4,878.214)	-2,905.94 (6,054.11)

Membre d'une profession libérale	-15,565.44 (11,158.299)	-24,866.12 (15,938.16)
Cadre	-11,387.67** (5,424.710)	-19,869.90** (8,628.80)
Profession intermédiaire, employée, ouvrière	-5,039.22*** (1,931.356)	-2,990.16 (2,530.08)
Inactive / Autre	Réf.	Réf.
Activité du père (dans la jeunesse de l'individu)		
Indépendant	11,083.73*** (3,838.526)	11,611.68** (4,602.77)
Membre d'une profession libérale	12,638.71 (8,945.885)	22,967.68** (10,928.23)
Cadre	7,459.33* (4,036.125)	14,619.39*** (5,310.19)
Profession intermédiaire, employé, ouvrier	5,357.25* (2,775.693)	4,265.14 (3,637.30)
Inactif / Autre	Réf.	Réf.
Existence de gros problèmes d'argent dans la jeunesse		
Oui, souvent	-507.08 (7,965.258)	5,179.20 (6,402.67)
Oui, à certaines périodes	-611.16 (8,147.002)	10,915.55* (6,579.22)
Non, mais famille pas très riche	-266.82 (7,947.016)	8,966.18 (6,221.90)
Non, jamais ou presque	4,420.03 (7,989.652)	14,093.52** (6,389.96)
NSP / Non répondu	Réf.	Réf.
Événements familiaux graves dans la jeunesse		
A connu le décès d'un ascendant (père, mère) (réf. = non)	-3,238.83 (2,385.206)	-890.92 (2,931.68)
A connu maladie, handicap, accident grave du père ou de la mère (réf. = non)	-1,654.83 (2,527.303)	-2,748.57 (3,051.94)
A connu séparation ou divorce des parents (réf. = non)	-3,986.02* (2,381.194)	-6,000.52** (3,058.01)
A connu le décès prématuré d'un frère ou d'une sœur (réf. = non)	-2,277.51 (3,238.418)	-4,070.97 (3,904.28)
Grands-parents maternels en vie (réf. = non)		
	-14,998.18*** (1,975.527)	-12,762.20*** (2,744.83)
Grands-parents paternels en vie (réf. = non)		
	-11,726.32*** (2,111.566)	-9,409.24*** (2,860.25)
Mère en vie (réf. = non)		
	4,405.28* (2,323.742)	5,567.32** (2,801.86)
Père en vie (réf. = non)		
	-1,873.15 (1,992.889)	-5,036.24** (2,555.45)
Parents proprio RP (réf. = non)		
	5,783.74*** (1,613.635)	8,240.86*** (2,193.53)
Parents proprio d'autres biens immobiliers (réf. = non)		
	19,048.09***	23,863.75***

<i>Parents proprio de terres ou terrains (réf. = non)</i>	(3,140.504) 1,265.24 (2,373.618)	(3,453.87) -385.55 (2,823.10)
<i>Parents proprio de valeurs mobilières, assurance-vie (réf. = non)</i>	12,082.27*** (2,474.443)	14,566.79*** (3,028.24)
<i>Parents proprio outil de travail ou exploitation agricole (réf. = non)</i>	-219.32 (3,139.509)	2,728.48 (3,662.46)
<i>Reçu donation ou héritage (réf. = non)</i>	37,637.89*** (2,070.267)	41,401.73*** (2,562.24)
Constante	-48,874.40*** (10,184.411)	-92,866.12*** (10,676.982)
Observations	15345	19414
R-squared	0.309	0.319

NB : Ecart-types robustes entre parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Sources : enquêtes Patrimoine 2003-2004 et 2009-2010.

(a) Âge : il s'agit de l'âge exact au jour de l'enquête.

(b) On a agrégé dans la variable « Marié sous le régime de la communauté » les individus mariés sous le régime légal (communauté réduite aux acquêts) et sous le régime de la communauté universelle (voir annexe 1).

Il est intéressant de noter que le signe des effets des différentes variables, et leur niveau de significativité, est dans presque tous les cas le même en 2003 et en 2009. Le niveau des coefficients de nombreuses variables est cependant plus élevé en 2009 qu'en 2003, traduisant la forte progression du patrimoine moyen sur la période (on a raisonné en € 2003 dans les deux cas). Cette forte hausse n'est pas homogène suivant les catégories de population.

La variance expliquée reste relativement faible, même si on atteint 31%, ce résultat étant conforme à celui des autres travaux (Lollivier et Verger, 1996 ; Cordier et al. 2006).

4.3. Résultats de la décomposition de l'écart de patrimoine entre sexe

Comme expliqué dans la section 3.2., on décompose les écarts de distribution de patrimoine entre hommes et femmes de la manière suivante :

$$g^M - g^F = \underbrace{(g^M - g_{CF}^1)}_{\text{Effet "Marché du travail et revenu"}} + \underbrace{(g_{CF}^1 - g_{CF}^{12})}_{\text{Effet "Education"}} + \underbrace{(g_{CF}^{12} - g_{CF}^{123})}_{\text{Effet "Histoire Familiale"}} + \underbrace{(g_{CF}^{123} - g_{CF}^{1234})}_{\text{Effet "Caractéristiques démographiques"}} + \underbrace{(g_{CF}^{1234} - g^F)}_{\text{Effet inexpliqué}}$$

On peut alors déterminer les écarts entre hommes et femmes pour différents éléments de la distribution (par exemple la médiane) comme la somme des écarts de l'élément considéré entre les différents contrefactuels. Les tableaux 5a et 5b présentent les résultats de cette décomposition à différents points de la distribution.

On note ainsi le fort effet des variables caractérisant la situation sur le marché du travail et le revenu courant¹⁵ de la personne. A tous les points de la distribution que l'on examine (p10, p25,

¹⁵ Alternativement, il aurait été intéressant de prendre en compte, non le revenu courant, mais le revenu permanent du ménage. L'absence de données de panel ne le permet pas. On notera toutefois, qu'en période de crise, comme

médiane, p75 et p90), l'écart entre le patrimoine des hommes avec leur caractéristiques propres et des hommes avec les distributions de revenu et de situation actuelle et passée sur le marché du travail des femmes est plus important que l'écart entre hommes et femmes (par exemple, en 2009, 24 728€ contre 4 911€ à la médiane). Cela signifie que si l'on donnait aux hommes le revenu et la situation sur le marché du travail des femmes, leur patrimoine serait plus faible que celui des femmes, ce qui suggère que les femmes retirent davantage que les hommes de leurs caractéristiques. Pour les autres caractéristiques, les effets jouent plutôt en sens inverse, bien que pour le diplôme, l'effet ne soit généralement pas différent statistiquement de l'effet brut (par exemple à la médiane : 2 728 avec un écart type de 2 965 comparé à l'écart initiale de 4 911 avec un écart type de 2 295).

L'effet inexplicé (col. 7, tableaux 5a et 5b) qui mesure l'écart entre le patrimoine des hommes à qui on a attribué l'ensemble des caractéristiques observées des femmes et le patrimoine des femmes peut être interprété comme l'effet du rendement des caractéristiques. Le fait qu'il soit négatif à tous les points de la distribution suggère que les femmes retirent davantage de patrimoine de leurs caractéristiques que les hommes.

Bien que présent à tous les points de la distribution, cet effet est relativement plus marqué dans le bas de la distribution que dans le haut, en particulier parce que les hommes du dernier décile ou du dernier quartile semblent plus bénéficier que les femmes de leurs caractéristiques démographiques. Ceci peut être en particulier dû au fait que les divorcés vivants seuls et les veufs ont un patrimoine nettement plus élevé que les divorcées et les veuves (Tableau 1).

Tableau 5a - Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes (2004) selon la méthode DFL

	Ecart de patrimoine	Revenu et situation sur le marché du travail	Diplôme	Facteurs intergénérationnel et héritage	Caractéristiques démographiques	Effet inexplicé
p10	234	507	39	-20	-59	-234
<i>Ecart-type</i>	<i>81</i>	<i>64</i>	<i>24</i>	<i>20</i>	<i>32</i>	<i>79</i>
p25	4 095	8 064	556	-341	-1 024	-3 159
<i>Ecart-type</i>	<i>1 036</i>	<i>1 044</i>	<i>190</i>	<i>224</i>	<i>451</i>	<i>515</i>
P50	7 138	28 054	2 682	907	-1 219	-23 285
<i>Ecart-type</i>	<i>1 767</i>	<i>3 575</i>	<i>976</i>	<i>895</i>	<i>1 728</i>	<i>5 688</i>
P75	10 648	25 752	2 428	361	-6 309	-11 584
<i>Ecart-type</i>	<i>2 454</i>	<i>3 125</i>	<i>1 204</i>	<i>963</i>	<i>2 275</i>	<i>4 226</i>
P90	23 519	38 399	7 859	839	-13 632	-9 946
<i>Ecart-type</i>	<i>5 438</i>	<i>8 552</i>	<i>4 086</i>	<i>2 489</i>	<i>6 545</i>	<i>11 565</i>

Sources : enquête Patrimoine 2003-2004. Ensemble des individus, à l'exception du dernier centile.

Écarts-types déterminés par bootstrap

c'est le cas pour l'enquête 2009/2010, le revenu transitoire peut, lui-aussi avoir un rôle à jouer, en particulier, dès lors qu'on s'intéresse au patrimoine financier.

Tableau 5b - Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes (2009) selon la méthode DFL

	Ecart de patrimoine	Revenu et de situation sur le marché du travail	Diplôme	Facteurs intergénérationnel et héritage	Caractéristiques démographiques	Effet inexplicé
p10	149	496	50	25	25	-446
<i>Ecart-type</i>	<i>109</i>	<i>84</i>	<i>40</i>	<i>24</i>	<i>44</i>	<i>105</i>
p25	4 167	11 248	1 327	-806	-1 352	-6 250
<i>Ecart-type</i>	<i>2 356</i>	<i>2 061</i>	<i>846</i>	<i>396</i>	<i>809</i>	<i>1 262</i>
P50	4 911	24 728	2 728	-74	-1 786	-20 685
<i>Ecart-type</i>	<i>2 295</i>	<i>6 269</i>	<i>2 965</i>	<i>681</i>	<i>1 291</i>	<i>3 973</i>
P75	11 310	25 856	4 874	-260	-7 403	-11 756
<i>Ecart-type</i>	<i>3 355</i>	<i>8 137</i>	<i>2 782</i>	<i>1 127</i>	<i>1 732</i>	<i>6 541</i>
P90	29 614	56 152	1 091	124	-14 658	-13 096
<i>Ecart-type</i>	<i>6 275</i>	<i>7 988</i>	<i>3 115</i>	<i>2 482</i>	<i>4 366</i>	<i>9 181</i>

Sources : enquête Patrimoine 2009-2010. Ensemble des individus, à l'exception du dernier centile.

Écarts-types déterminés par bootstrap

L'ensemble de ces résultats confirme les estimations paramétriques du tableau 4 : les écarts observés entre hommes et femmes résultent essentiellement des différences de distribution des caractéristiques individuelles et ils sont en fait réduits par une meilleure "rémunération" de ces caractéristiques pour les femmes. Les raisons de ces différences sont encore à investiguer, mais la littérature suggère au moins deux pistes. D'une part, les femmes avec des caractéristiques associées à une moindre richesse peuvent bénéficier des meilleures caractéristiques de leur conjoint, au travers d'une mutualisation de la richesse. Ainsi, une femme peu qualifiée ou inactive, ou avec des revenus propres faibles, pourrait avoir un patrimoine plus élevé qu'un homme dans la même situation car mariée à un homme mieux placé dans la distribution de patrimoine. D'autre part, si les femmes sont plus averses au risque que les hommes, leurs caractéristiques pourraient être mieux rémunérées en période de crise (comme en 2009/2010) par des choix de portefeuille plus prudents.

L'enquête de 2009/2010 permet de calculer le patrimoine net des individus en retranchant du patrimoine brut le capital restant dû des emprunts immobiliers et des autres emprunts personnels, en particulier les emprunts à la consommation. Ces emprunts étant renseignés au niveau du ménage, on les attribue à chacun des membres en ventilant les emprunts immobiliers au prorata du patrimoine immobilier (en distinguant les emprunts ayant servi à l'achat de la résidence principale de ceux ayant servi à l'achat des autres biens immobiliers) et les prêts à la consommation en affectant la moitié du capital restant dû à la personne de référence et à son conjoint. On peut alors décomposer ce patrimoine net de la même façon que le patrimoine brut (Tableau 6).

Tableau 6 - Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes (2009) selon la méthode DFL – Patrimoine net

	Ecart de patrimoine	Revenu et situation sur le marché du travail	Diplôme	Facteurs intergénérationnel et héritage	Caractéristiques démographiques	Effet inexplicé
p10	164	780	14	41	-14	-657
<i>Ecart-type</i>	207	161	96	43	78	238
p25	1643	4476	479	14	-534	-2792
<i>Ecart-type</i>	609	689	326	159	242	472
P50	6734	29853	4531	534	-1410	-26773
<i>Ecart-type</i>	2280	6137	2611	1133	1319	5661
P75	11662	27567	4736	-27	-6488	-14126
<i>Ecart-type</i>	3385	9394	3876	1235	1714	7632
P90	23488	50891	958	602	-15987	-12976
<i>Ecart-type</i>	6215	6556	2483	2002	4582	9528

Sources : enquête Patrimoine 2009-2010. Ensemble des individus, à l'exception du dernier centile.

Écarts-types déterminés par bootstrap

La comparaison¹⁶ avec la décomposition du patrimoine net montre que les résultats sont tout à fait proches avec un fort effet du revenu et de la situation sur le marché du travail. Les conclusions sur la meilleure rémunération des caractéristiques des femmes sont donc les mêmes que l'on s'intéresse patrimoine net ou au patrimoine brut.

Conclusion

Les enquêtes Patrimoine de l'Insee de 2003/2004 et 2009/2010 mettent en évidence d'importantes différences de patrimoine détenu entre hommes et femmes. Ainsi, en moyenne, les hommes possèdent environ 15% de patrimoine de plus que les femmes. Les différences sont en large partie dues aux actifs financiers – y compris pour les personnes mariées et vivants en couple. Des estimations par les moindres carrés ordinaires montrent toutefois que toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire dès lors que l'on a contrôlé par le revenu, la situation et l'expérience professionnelle, le diplôme et la composition du ménage, les femmes détiennent plus de patrimoine que les hommes. Une décomposition semi-paramétrique des écarts, du type de celle développée par DiNardo, Fortin et Lemieux (1996), permet de montrer que les écarts, à tous les points de la distribution (p10, p25, médiane, p75 et p90) sont principalement dus à des effets de composition selon les caractéristiques observables, en particulier le revenu, la situation et l'expérience sur le marché du travail. En effet, si l'on attribuait aux hommes la même distribution de ces caractéristiques que les femmes, les écarts seraient en fait plus importants. C'est l'inverse pour les autres caractéristiques (diplôme, variables intergénérationnelles et variables démographiques), même si les effets sont plus modestes. Ces résultats et les écarts résiduels

¹⁶ On ne peut pas comparer totalement les résultats ; en effet, le patrimoine net prenant des valeurs négatives, il n'est pas possible d'utiliser en amont de la décomposition la transformation de Möbius. Toutefois, la comparaison pour le patrimoine brut montre que les résultats avec ou sans transformation de Möbius préalable sont assez proches – la transformation permettant d'obtenir de meilleurs résultats sur le bas de la distribution.

estimés suggèrent que les femmes retirent davantage de patrimoine de leurs caractéristiques que les hommes tandis que ceux-ci en obtiennent plus en moyenne (ou à un autre point de la distribution) parce qu'ils ont en moyenne des "meilleures" caractéristiques que les femmes. Il reste à comprendre pourquoi les femmes retirent plus de patrimoine de leurs caractéristiques. Deux pistes de recherche sont à poursuivre. La première consiste à tenir compte des mesures de l'aversion au risque, disponibles dans l'enquête Patrimoine. On pourra ainsi introduire une dimension explicative supplémentaire dans la décomposition des écarts entre hommes et femmes. Cela permettra aussi d'étudier de manière plus détaillée les choix de portefeuille afin de savoir si c'est le mode d'épargne des femmes en lui-même qui pourrait être plus efficace. La deuxième poursuite de ce travail consistera à examiner plus précisément le rôle du statut marital. Un patrimoine plus important à caractéristiques données pour les femmes résulte-t-il d'une mise en couple avec des hommes ayant de "meilleures" caractéristiques et donc un patrimoine plus élevé ? Cela nous amènera à étudier les comportements d'accumulation au sein des couples, en distinguant les mariés des cohabitants.

Références

- Arrondel L., 1996, « Patrimoine des ménages : toujours le logement, mais aussi les actifs de précaution », *Economie et statistique*, n° 296 -297, 1996.
- Arrondel L., Masson A., Verger D., 2005, « Mesurer les préférences individuelles à l'égard du risque », *Economie et Statistiques*, n° 374-375.
- Barsky R., Bound J., Charles K., Lupton J., 2002, "Accounting for the Black-White Wealth Gap: A Nonparametric Approach", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 97, No. 459, pp. 663-673
- Barthez A., Laferrère A., 1996, « Contrats de mariage et régimes matrimoniaux », *Economie et Statistique*, n° 296-297.
- Bertrand M., 2010, "New Perspectives on Gender", *Handbook of Labor Economics*, Volume 4b, p. 1545-1591.
- Blinder A., 1973, « Wage discrimination: reduced forms and structural estimates », *Journal of Human Resources*, Volume 8, n° 4, pp. 436-455.
- Chiappori, P.-A., 1992, "Collective Labor Supply and Welfare." *Journal of Political Economy*, 100, p. 437-467.
- Clements A.E., Hurn, A.S. et Lindsay K.A., 2003, "Improving the reliability of nonparametric regression estimates with mapping schemes.", mimeo.
- Cobb-Clark D., Hildebrand V., 2006, "The wealth of Mexican Americans", *Journal of Human Resources* Vol. 41.
- Cordier M., Houdré C., Rougerie C., 2006, « Les inégalités de patrimoine des ménages entre 1992 et 2004 », *Les revenus et le patrimoine des ménages*, Insee.
- Cordier M., Girardot P., 2007, « Comparaison et recalage des montants de l'enquête Patrimoine sur la comptabilité nationale », *Document de travail DSDS, INSEE n° F0702*.
- Deere C., Doss C., 2006, "The gender asset gap: What do we know and why does it matter?", *Feminist Economics* No.1-2, Vol. 12.

- DiNardo J., Fortin N., Lemieux T., 1996, "Labour market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semi-parametric approach", *Econometrica* Vol. 64.
- Fortin N., Lemieux T., Firpo S., 2010, "Decomposition methods in economics", NBER Working Papers, n° 16045.
- Jefferson T., 2009, "Women and Retirement Pensions: A Research Review", *Feminist Economics*, 15: 4, pp. 115-145
- Juster T., Smith, J., 2007, "Improving the quality of economic data: lessons from the HRS and AHEAD," *Journal of American Statistical Association* No.440, Vol. 92
- Kunze A., 2008, "Gender wage gap studies: Consistency and decomposition" in: *Empirical Economics*, 35 (1), 63-76
- Lollivier S., Verger D., 1996, « Patrimoine des ménages : déterminants et disparités », *Économie et Statistique*, n° 296-297.
- Meurs D., Ponthieux S., 2006, « L'écart des salaires entre les hommes et les femmes peut-il encore baisser ? », *Economie et Statistique*, n°398-399, pp. 99-129.
- Neelakantan U., 2010, "Estimation and impact of gender differences in risk tolerance", *Economic Inquiry* No.1, Vol. 48.
- Oaxaca R., 1973, "Male-female wage differentials in urban labour markets", *International Economic Review*, n° 14, 693-709
- Sierminska E., Frick J., Grabka M., 2010, "Examining the gender wage gap", *Oxford Economic Papers* No.62.
- Schmidt L., Sevak P., 2006, "Gender, marriage, and asset accumulation in the United States", *Feminist Economics* No.1-2, Vol. 12.
- Thomas Duncan, 1990, "Intra-Household Resource Allocation: An Inferential Approach", *Journal of Human Resources* No.4, Vol. 25.
- Wolff E., 1998, "Recent Trends in the Size Distribution of Household Wealth." *Journal of Economic Perspectives* 12(3): 131-50.
- Yamakoski A., Keister L., 2006, "The Wealth of Single Females: Marital Status and Parenthood in the Asset Accumulation of Young Baby Boomers in the United States", *Feminist Economics* No.1-2, Vol. 12.
- Zagorsky J., 2003, "Husbands' and Wives' View of the Family Finance", *The Journal of Socio-Economics* 32 (2).

Annexe 1 - Quel type de contrat de mariage ?

Dans l'enquête de 2003, on interroge les couples mariés sur un éventuel contrat souscrit au moment du mariage. Si la réponse est positive, on leur demande le type de contrat souscrit. Un des items possibles correspond au régime légal par défaut (communauté réduite aux acquêts), ce qui peut paraître surprenant. En fait, Barthez et Laferrère (1996) indiquent que si des erreurs de déclaration ne sont pas à exclure, il peut aussi s'agir de régimes proches du régime par défaut mais comportant une clause particulière. Dans l'enquête de 2009, la question posée aux individus est différente. En effet, la question n'est pas posée en deux temps (type de contrat + régime souscrit) mais les individus sont directement interrogés sur le type de régime souscrit lors du mariage (et du Pacs).

Les résultats obtenus sur l'enquête de 1991 ou de 2003 sont comparables. La grande majorité des couples mariés le sont sous le régime de communauté légale (resp. 88,5 et 85,5 %), celui qui s'impose à tous les époux qui n'ont pas fait explicitement de contrat de mariage et ils sont les plus nombreux (resp. 84 % et 83,5 %). « Chacun des conjoints conserve en bien propre le patrimoine acquis avant le mariage ou dont il héritera pendant l'union. Toutes les autres acquisitions de l'un et de l'autre des époux font partie des biens communs du couple, chacun étant réputé en détenir la moitié à certains moments cruciaux comme le divorce et la transmission aux enfants » (Barthez et Laferrère, 1996, p. 134).

Tableau A1.1. - Type de régime matrimonial, enquête 2003-2004

Type de régime	Au moment du mariage	Au moment de l'enquête
Parmi ceux qui font un contrat au moment du mariage (16,5%)		
Ensemble	100,0	100,0
Régime légal	32,8	29,6
Séparation de biens	52,4	51,4
Communauté universelle	11,2	13,8
Autre régime	3,6	5,3
Parmi ceux qui ne font pas de contrat au moment du mariage (83,5%)		
Ensemble	100,0	100,0
Régime légal	100,0	96,5
Séparation de biens	0,0	0,6
Communauté universelle	0,0	2,2
Autre régime	0,0	0,6

Source : enquête Patrimoine 2003-2004

Champ : couples mariés à la date de l'enquête

La part des couples mariés sous le régime légal a un peu diminué par rapport à l'enquête de 1991-1992 au profit du régime de la séparation des biens. Ainsi, au début des années 90, 6,4 % ont opté pour la séparation des biens, 3,4 % pour la communauté universelle et 1,8 % pour un autre régime.

L'enquête de 2009 présente des différences importantes. La part de couples mariés sous le régime légal est plus faible (72 %) et le régime de la communauté universelle plus fréquent (table A1.2).

A ce stade, aucune explication satisfaisante n'a été trouvée, mais il est probable qu'il s'agit d'un défaut de déclaration dû à une mauvaise compréhension de la différence entre les deux régimes de communauté (universelle et réduite aux acquêts). En effet, si on se cantonne dans l'enquête de 2009 aux personnes ayant contracté leur union avant 2004, on observe que la distribution des régimes matrimoniaux se distingue peu de celle observée sur l'ensemble des ménages, mais diffère nettement de celle mesurée en 2003/2004, ce qui ne devrait pas être le cas, à moins de supposer que les décès entre les deux enquêtes suffisent à déformer fortement la distribution. Pour cette raison, nous avons choisi de considérer ensemble les deux régimes de communauté.

Tableau A1.2 - Type de régime matrimonial, enquête 2009-2010

Type de régime souscrit au moment du mariage	Au moment du mariage	Au moment de l'enquête
Ensemble	100,0	100,0
Régime légal	72,0	70,4
Séparation de biens	9,7	10,0
Communauté universelle	16,7	17,8
Autre régime	1,6	1,7

Source : enquête Patrimoine 2009-2010

Champ : couples mariés à la date de l'enquête

Annexe 2 – Décomposition de la richesse des hommes et des femmes en 2003 et 2009

Table A2.1 – Décomposition de la richesse des hommes (2003/2004) (en euros courants)

	Mariés	Cohabitants	Divorcés*	Veufs*	Célibataires	Total
Comptes et livrets	4 908	3 453	5 665	13 562	4 835	4 971
Épargne Logement	3 233	2 670	2 477	2 819	3 393	3 113
Épargne salariale	1 369	725	1 356	1 454	726	1 204
Valeurs mobilières	4 210	1 413	3 941	6 750	5 357	3 974
Assurance-vie	5 587	2 524	3 278	9 404	3 017	4 831
Épargne retraite	901	288	603 7	539	1 033	797
Autres produits	547	179	205	733	990	527
Richesse financière totale	20 754	11 251	17 526	35 262	19 352	19 417
Richesse immobilier RP	60 735	33 318	50 601	74 149	26 854	52 758
Autre richesse immobilière	15 111	9 615	14 220	22 489	11 027	14 004
Richesse totale	99 849	55 751	84 467	137 961	61 306	89 284
Observations	4 847	960	358	195	716	7076

Source : Enquête patrimoine 2003/2004. Personnes de référence et conjoints. Ensemble des ménages à l'exclusion du dernier centile de patrimoine.

* vivant sans conjoint

Table A2.2 – Décomposition de la richesse des femmes (2003/2004) (en euros courants)

	Mariés	Cohabitanes	Divorcées*	Veuves*	Célibataires	Total
Comptes et livrets	4 362	3 002	4 166	7 117	4 230	4 507
Épargne Logement	2 488	2 218	2 676	2 321	3 082	2 503
Épargne salariale	527	381	635	30	443	445
Valeurs mobilières	1 975	1 270	1 794	4 160	2 837	2 231
Assurance-vie	3 396	1 224	3 680	6 262	3 501	3 509
Épargne retraite	633	299	739	1 330	339	658
Autres produits	206	117	680	137	242	225
Richesse financière totale	13 588	8 510	14 370	21 357	14 675	14 078
Richesse immobilier RP	56 878	25 365	45 172	52 266	30 960	48 790
Autre richesse immobilière	14 292	6 873	12 046	11 965	7 916	12 243
Richesse totale	86 893	42 392	72 537	88 871	54 586	77 130
Observations	4847	960	630	978	854	8269

Source : voir tableau A2.1

Table A2.3 – Décomposition de la richesse des hommes (2009/2010) (en euros courants)

	Mariés	Cohabitants	Divorcés*	Veufs*	Célibataires	Total
Comptes et livrets	7491	4506	8128	18789	7853	7393
Épargne Logement	2826	2189	2461	3860	2687	2694
Valeurs mobilières	6863	3341	6621	14124	4284	6066
Assurance-vie	9914	3500	9320	28313	10312	9311
Épargne retraite	1128	575	531	1165	864	944
Autres produits	1702	933	2734	3240	488	1513
Richesse financière totale	29923	15044	29791	69491	26488	27921
Richesse totale	149 397	92 149	154 831	214 346	84 924	132199
Observations	6150	1342	493	288	816	9089

Source : Enquête patrimoine 2009/2010. Personnes de référence et conjoints. Ensemble des ménages à l'exclusion du dernier centile de patrimoine.

* vivant sans conjoint

Table A2.4 – Décomposition de la richesse des femmes (2009/2010) (en euros courants)

	Mariés	Cohabitanes	Divorcées*	Veuves*	Célibataires	Total
Comptes et livrets	6591	4398	6651	11477	7591	6997
Epargne Logement	2282	2100	1981	2109	3349	2319
Valeurs mobilières	3081	1811	2754	4329	3292	3027
Assurance-vie	6379	2596	5806	13847	7203	6785
Epargne retraite	824	412	615	852	414	691
Autres produits	567	171	420	612	748	512
Richesse financière totale	19 724	11 488	18 226	33 226	22 596	20 331
Richesse totale	135 156	82 439	110 046	136 483	85 515	118 394
Observations	6150	1342	786	1229	818	10325

Source : voir tableau A2.3

Annexe 3

Tableau A3.1 – Facteurs explicatifs du niveau de patrimoine financier et immobilier des ménages français en 2003 – estimations séparées pour les hommes et les femmes

	Hommes	Femmes
Variables décrivant la carrière		
Revenu fiscal	17,160.03*** (1,647.764)	17,894.08*** (1,882.367)
Durée totale d'activité (en années)	1,845.02*** (219.408)	492.21*** (110.424)
Durée au chômage	-868.03 (600.079)	-746.76 (598.159)
Présence d'inactivité pour maladie (réf. : non)	-9,583.74 (7,105.979)	-7,098.76 (5,243.298)
Situation vis-à-vis du marché du travail		
En emploi Agriculteur	41,299.53*** (9,187.913)	1,789.87 (8,796.880)
En emploi Artisan	37,976.55*** (8,402.291)	49,191.78*** (13,240.731)
En emploi Commerçant	28,688.27** (14,576.201)	25,472.20*** (9,123.823)
En emploi Chef d'entreprise	56,591.24** (23,406.385)	32,587.55 (31,362.898)
En emploi Cadre	7,428.67 (5,652.969)	22,337.38*** (7,121.172)
En emploi Profession libérale	25,835.48 (17,286.462)	57,480.39** (22,929.725)
En emploi Profession intermédiaire	9,170.58** (4,011.338)	5,102.85 (3,468.781)
En emploi Employé	Réf	Réf
En emploi Ouvrier	2,214.01 (3,347.548)	658.00 (3,460.044)
Retraité ancien agriculteur	37,362.88*** (11,755.105)	-23,514.76*** (7,676.714)
Retraité ancien autre indépendant	65,683.28*** (11,484.881)	58,956.03*** (15,231.957)
Retraité ancien cadre et prof. intermédiaire	29,796.70*** (6,614.669)	18,799.69*** (6,952.365)
Retraité ancien employé et ouvrier	-1,016.16 (5,948.458)	-6,804.70 (4,246.710)
Chômeur ancien indépendant	-470.74 (9,804.585)	-5,673.30 (12,314.914)
Chômeur ancien cadre	26,481.81* (15,645.793)	17,589.38 (21,227.422)
Chômeur ancien profession intermédiaire	21,076.01* (12,728.928)	-2,235.60 (8,264.321)
Chômeur ancien employé	10,792.46 (9,312.377)	19,743.70*** (5,021.478)
Chômeur ancien ouvrier	4,329.53 (4,677.779)	12,563.89* (6,604.213)
Autres inactifs	14,536.84** (7,076.294)	25,444.79*** (3,875.400)

Variables d'éducation		
Diplôme		
3 ^{ème} cycle universitaire	56,012.47*** (9,287.161)	41,432.42*** (8,544.194)
Grandes écoles ou écoles d'ingénieurs	74,758.88*** (11,040.820)	65,087.01*** (14,406.884)
2 ^{ème} cycle universitaire	41,904.13*** (9,101.683)	29,559.16*** (5,685.633)
1 ^{er} cycle universitaire, DUT, BTS	33,249.64*** (5,360.980)	29,248.88*** (4,479.289)
Bac technique	25,117.07*** (5,921.058)	28,986.74*** (4,761.467)
Bac général	27,013.20*** (5,687.615)	29,100.44*** (4,965.039)
Bac technique + brevet enseignement agricole	48,860.22 (31,021.854)	45,561.96* (24,433.673)
BEPC	11,730.21*** (3,200.671)	20,187.70*** (3,327.416)
CAP, BEP	14,397.37*** (5,345.833)	19,222.79*** (4,204.115)
CEP, DFEO	-4,381.16 (4,016.634)	-2,057.48 (3,267.903)
Sans diplôme	Réf.	Réf.
Variables de caractéristiques sociodémographiques		
Âge^(a)	10.42 (245.348)	1,110.79*** (149.322)
Etat matrimonial et contrat de mariage		
Marié sous le régime de la séparation de biens	16,739.35** (8,095.391)	48,065.56*** (6,452.777)
Marié sous le régime de la communauté ^(b)	-436.03 (4,657.633)	30,321.34*** (3,816.286)
Marié sous un autre régime	16,979.01 (17,206.516)	40,805.89*** (12,077.100)
Cohabitant	-831.69 (4,570.566)	7,936.44** (3,992.837)
Veuf	28,816.34** (12,010.784)	12,029.61* (6,226.154)
Divorcé	1,295.64 (7,169.532)	6,766.75 (5,720.231)
Célibataire	Réf	Réf
Taille de la fratrie et rang		
Aîné de 2	-18,424.59*** (5,617.630)	-14,288.49*** (5,289.626)
Aîné de 3	-20,822.51*** (5,940.187)	-24,005.20*** (5,170.971)
Aîné de 4	-21,032.72*** (6,974.163)	-24,430.99*** (6,256.034)
Aîné de 5 et plus	-25,654.45*** (7,407.252)	-20,754.99*** (6,371.629)
Cadet de 2	-19,594.23*** (5,881.487)	-18,756.21*** (5,201.445)
Cadet de 3	-11,768.72** (5,846.318)	-18,572.99*** (5,017.115)

Cadet de 4	-17,568.87*** (5,784.279)	-23,176.84*** (5,440.977)
Cadet de 5 et plus	-27,163.25*** (5,216.469)	-25,766.45*** (4,710.832)
Enfant unique	Réf.	Réf.
Zone géographique		
Île de France	Réf.	Réf.
Bassin parisien	-16,573.98*** (4,082.399)	-15,461.49*** (3,561.789)
Nord	-16,911.38*** (4,618.524)	-18,486.37*** (3,858.857)
Est	-12,710.28*** (4,821.839)	-9,758.41** (4,282.097)
Ouest	-4,620.93 (4,296.050)	-7,248.83* (3,806.000)
Sud-Ouest	-5,404.16 (4,666.204)	-19,861.84*** (4,039.349)
Centre-est	-4,276.96 (4,832.769)	-4,482.07 (4,126.785)
Méditerranée	2,695.09 (4,969.125)	-110.50 (4,080.930)
Nombre d'enfants		
De 0 à 4 ans	4,007.42* (2,304.829)	-1,960.23 (1,702.761)
De 5 à 11 ans	-1,500.00 (1,767.090)	-82.72 (1,455.223)
Hors ménage	-2,633.96** (1,107.289)	-1,152.78 (789.559)
Né en France	3,917.14 (3,934.308)	8,047.18*** (3,059.785)
Variables d'histoire familiale		
Activité de la mère (dans la jeunesse de l'individu)		
Peu active	690.54 (4,045.965)	-3,979.71 (2,968.882)
Aide familiale	-4,515.69 (5,372.193)	5,951.49 (4,290.623)
Indépendante	2,647.29 (6,927.101)	14,321.83** (6,619.546)
Membre d'une profession libérale	14,901.81 (22,135.367)	-29,401.72** (11,962.293)
Cadre	-7,557.83 (9,109.915)	-14,899.51** (6,263.849)
Profession intermédiaire, employée, ouvrière	-5,035.12* (2,830.955)	-4,303.97 (2,645.750)
Inactive / Autre	Réf.	Réf.
Activité du père (dans la jeunesse de l'individu)		
Indépendant	14,357.06** (5,843.351)	5,681.64 (5,086.411)
Membre d'une profession libérale	-5,697.15 (16,185.740)	23,304.90** (10,641.414)
Cadre	4,202.67 (6,162.157)	9,206.89* (5,349.145)
Profession intermédiaire, employé, ouvrier	6,842.48 (4,396.887)	2,324.85 (3,679.390)

Inactif / Autre	Réf.	Réf.
Existence de gros problèmes d'argent dans la jeunesse		
Oui, souvent	-16,566.01 (11,678.693)	2,832.53 (9,372.016)
Oui, à certaines périodes	-16,984.17 (11,993.492)	2,320.11 (9,699.632)
Non, mais famille pas très riche	-18,285.52 (11,686.935)	5,117.96 (9,329.079)
Non, jamais ou presque	-14,118.45 (11,806.212)	9,688.22 (9,324.245)
NSP / Non répondu	Réf.	Réf.
Événements familiaux graves dans la jeunesse		
A connu le décès d'un ascendant (père, mère) (réf. = non)	-2,880.27 (3,309.947)	-2,182.79 (3,396.305)
A connu maladie, handicap, accident grave du père ou de la mère (réf. = non)	-1,570.92 (3,698.934)	176.11 (3,420.800)
A connu séparation ou divorce des parents (réf. = non)	-4,009.37 (3,774.554)	-3,930.57 (2,960.559)
A connu le décès prématuré d'un frère ou d'une sœur (réf. = non)	1,988.16 (5,134.547)	-4,355.92 (4,039.360)
Grands-parents maternels en vie (réf. = non)	-13,833.78*** (3,049.028)	-14,142.35*** (2,544.049)
Grands-parents paternels en vie (réf. = non)	-7,592.14** (3,573.347)	-13,497.77*** (2,475.037)
Mère en vie (réf. = non)	5,342.17 (3,293.904)	3,724.78 (3,299.246)
Père en vie (réf. = non)	-1,027.44 (2,947.735)	-648.38 (2,687.949)
Parents proprio RP (réf. = non)	5,777.72** (2,454.507)	5,936.78*** (2,118.042)
Parents proprio d'autres biens immobiliers (réf. = non)	24,282.43*** (4,636.870)	14,601.28*** (4,194.443)
Parents proprio de terres ou terrains (réf. = non)	2,065.67 (3,524.865)	-17.42 (3,113.193)
Parents proprio de valeurs mobilières, assurance-vie (réf. = non)	13,329.43*** (3,726.498)	11,667.49*** (3,253.188)
Parents proprio outil de travail ou exploitation agricole (réf. = non)	3,146.94 (4,547.910)	-2,452.25 (4,198.701)
Reçu donation ou héritage (réf. = non)	35,232.65*** (3,181.259)	38,863.32*** (2,669.296)
Constante	-11,042.82 (15,513.946)	-56,584.82*** (12,719.635)
Observations	7,076	8,269
R-squared	0.350	0.284

NB : Ecart-types robustes entre parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : enquête Patrimoine 2003-2004.

(a) Âge : il s'agit de l'âge exact au jour de l'enquête.

(b) On a agrégé dans la variable « Marié sous le régime de la communauté » les individus mariés sous le régime légal (communauté réduite aux acquêts) et sous le régime de la communauté universelle.

Tableau A3.2 – Facteurs explicatifs du niveau de patrimoine financier et immobilier des ménages français en 2009 – estimations séparées pour les hommes et les femmes

	Hommes	Femmes
Variables décrivant la carrière		
Revenu fiscal	19,219.01*** (2,387.62)	19,221.81*** (2,859.92)
Durée totale d'activité (en années)	1,507.97*** (229.42)	511.94*** (135.72)
Durée au chômage	-2,171.98*** (600.80)	-1,224.00*** (268.46)
Présence d'inactivité pour maladie (réf. : non)	-1,271.96 (7,229.85)	-17,251.34*** (5,972.14)
Situation vis-à-vis du marché du travail		
En emploi Agriculteur	72,485.59*** (12,991.300)	45,462.05*** (12,522.622)
En emploi Artisan	61,180.74*** (9,066.506)	33,662.47*** (12,832.041)
En emploi Commerçant	64,204.03*** (16,104.211)	23,400.47 (14,990.439)
En emploi Chef d'entreprise	105,123.47** (44,755.225)	115,752.43*** (42,249.056)
En emploi Cadre	24,393.46*** (8,068.992)	25,065.69*** (8,198.367)
En emploi Profession libérale	69,374.72*** (19,142.822)	30,632.66* (17,116.314)
En emploi Profession intermédiaire	23,618.25*** (5,482.492)	-4,279.71 (4,636.140)
En emploi Employé	Réf.	Réf.
En emploi Ouvrier	8,167.48* (4,562.726)	-2,181.90 (4,463.847)
Retraité ancien agriculteur	14,039.06 (18,109.334)	-23,062.34** (9,406.925)
Retraité ancien autre indépendant	71,686.38*** (12,448.902)	64,889.03*** (11,462.724)
Retraité ancien cadre et prof. intermédiaire	35,621.34*** (7,141.499)	43,141.72*** (7,484.519)
Retraité ancien employé et ouvrier	-11,473.92 (7,377.660)	2,519.11 (5,222.391)
Chômeur ancien indépendant	17,178.81 (22,907.676)	-29,648.93* (17,082.748)
Chômeur ancien cadre	49,089.42** (20,348.552)	9,721.77 (18,938.419)
Chômeur ancien profession intermédiaire	19,490.11 (20,183.652)	14,908.31 (11,818.088)
Chômeur ancien employé	-11,761.23 (11,287.990)	1,451.03 (5,452.238)
Chômeur ancien ouvrier	9,472.67 (6,748.303)	-2,202.12 (6,783.543)
Autres inactifs	15,184.30** (7,273.261)	14,641.75*** (4,612.508)
Variables d'éducation		
Diplôme		
3 ^{ème} cycle universitaire	62,985.79***	68,469.01***

Grandes écoles ou écoles d'ingénieurs	(10,158.58) 97,632.97***	(9,862.09) 71,501.62***
2 ^{ème} cycle universitaire	(13,983.29) 33,223.41***	(14,922.21) 57,841.90***
1 ^{er} cycle universitaire, DUT, BTS	(8,515.52) 33,613.65***	(7,997.61) 55,947.20***
Bac technique	(7,444.88) 28,602.62***	(6,124.42) 41,157.84***
Bac général	(6,622.63) 48,934.59***	(5,769.05) 44,966.75***
Bac technique + brevet enseignement agricole	(9,755.52) 50,639.56***	(6,167.67) 36,818.27**
BEPC	(12,011.81) 21,311.72***	(14,788.81) 29,654.65***
CAP, BEP	(4,390.08) 18,708.04***	(3,858.07) 31,986.30***
CEP, DFEO	(7,116.45) -7,177.86	(5,485.33) 4,623.71
Sans diplôme	(6,551.85) Réf.	(4,456.23) Réf.
Variables de caractéristiques sociodémographiques		
Âge^(a)	1,350.23*** (287.59)	1,547.93*** (189.02)
Etat matrimonial et contrat de mariage		
Marié sous le régime de la séparation de biens	44,523.12*** (9,729.25)	82,671.24*** (8,475.31)
Marié sous le régime de la communauté ^(b)	2,434.48 (6,565.81)	38,813.16*** (4,591.49)
Marié sous un autre régime	4,101.76 (10,479.78)	34,646.41*** (10,325.86)
Cohabitant	6,467.69 (5,826.52)	20,885.73*** (4,996.14)
Veuf	38,867.40*** (14,190.90)	13,038.38* (7,510.41)
Divorcé	19,704.40** (9,294.95)	5,208.65 (6,048.04)
Célibataire	Réf	Réf
Taille de la fratrie et rang		
Aîné de 2	-11,513.41 (7,764.40)	-12,233.43** (5,537.32)
Aîné de 3	-18,095.17** (7,610.48)	-9,858.71 (6,283.79)
Aîné de 4	-25,536.04** (10,022.24)	-10,025.24 (7,251.30)
Aîné de 5 et plus	-29,602.05*** (8,738.78)	-17,766.73** (7,223.60)
Cadet de 2	-10,684.94 (7,483.75)	-4,297.64 (5,581.10)
Cadet de 3	-14,649.41** (7,216.35)	-15,548.88*** (5,257.71)
Cadet de 4	-18,860.13** (7,674.69)	-16,166.36*** (5,420.03)
Cadet de 5 et plus	-24,751.15*** (6,831.13)	-13,703.33*** (5,261.32)

Enfant unique	Réf.	Réf.
Zone géographique		
Île de France	Réf.	Réf.
Bassin parisien	-24,815.02*** (5,378.46)	-21,047.94*** (4,397.28)
Nord	-17,931.15*** (6,245.35)	-14,752.57*** (4,954.30)
Est	-24,350.85*** (6,200.71)	-13,215.02** (5,393.70)
Ouest	-14,612.67** (5,700.75)	-13,844.84*** (4,808.30)
Sud-Ouest	-18,450.75*** (6,185.26)	-20,813.35*** (5,160.35)
Centre-est	-9,175.09 (6,320.17)	-4,846.29 (5,228.94)
Méditerranée	7,884.26 (7,966.28)	3,360.71 (5,612.15)
Nombre d'enfants		
De 0 à 4 ans	2,420.04 (2,952.68)	-1,163.37 (2,288.94)
De 5 à 11 ans	6,194.46*** (2,379.94)	4,370.74** (1,925.16)
Hors ménage	-2,107.90 (1,962.22)	-1,865.16 (1,204.87)
Né en France	7,803.83 (5,666.68)	-703.11 (4,411.03)
Variables d'histoire familiale		
Activité de la mère (dans la jeunesse de l'individu)		
Peu active	-13,462.99*** (4,213.55)	1,549.85 (3,827.94)
Aide familiale	-1,007.62 (6,546.54)	-1,693.08 (5,161.62)
Indépendante	-874.55 (9,278.21)	-4,328.41 (7,709.30)
Membre d'une profession libérale	-21,162.13 (24,628.45)	-27,739.36 (19,090.71)
Cadre	-19,070.77 (14,904.75)	-18,724.62** (9,360.87)
Profession intermédiaire, employée, ouvrière	-5,079.27 (3,944.88)	-571.08 (3,183.89)
Inactive / Autre	Réf.	Réf.
Activité du père (dans la jeunesse de l'individu)		
Indépendant	8,788.53 (7,260.21)	12,182.95** (5,851.97)
Membre d'une profession libérale	1,890.70 (16,910.10)	40,371.41*** (14,225.17)
Cadre	9,483.65 (7,881.68)	17,301.16** (7,129.06)
Profession intermédiaire, employé, ouvrier	924.02 (5,822.05)	5,647.69 (4,568.97)
Inactif / Autre	Réf.	Réf.
Existence de gros problèmes d'argent dans la jeunesse		
Oui, souvent	5,026.26 (9,876.01)	1,489.63 (8,149.83)

Oui, à certaines périodes	10,745.72 (10,073.76)	5,146.02 (8,504.73)
Non, mais famille pas très riche	8,932.85 (9,615.11)	3,120.87 (7,944.90)
Non, jamais ou presque	13,248.53 (9,934.91)	9,062.59 (8,157.96)
NSP / Non répondu	Réf.	Réf.
Événements familiaux graves dans la jeunesse		
A connu le décès d'un ascendant (père, mère) (réf. = non)	1,840.85 (4,536.87)	-3,623.84 (3,751.15)
A connu maladie, handicap, accident grave du père ou de la mère (réf. = non)	3,316.18 (4,817.40)	-6,139.62 (3,741.89)
A connu séparation ou divorce des parents (réf. = non)	-7,998.25* (4,829.79)	-3,381.54 (3,813.79)
A connu le décès prématuré d'un frère ou d'une sœur (réf. = non)	-2,850.86 (5,836.33)	-5,215.23 (5,249.32)
Grands-parents maternels en vie (réf. = non)	-9,174.35** (4,186.47)	-13,951.78*** (3,495.93)
Grands-parents paternels en vie (réf. = non)	-8,299.60** (4,209.34)	-8,102.74** (3,792.63)
Mère en vie (réf. = non)	11,553.22*** (4,311.03)	-691.81 (3,555.56)
Père en vie (réf. = non)	-7,495.21* (3,865.65)	-2,685.99 (3,339.81)
Parents proprio RP (réf. = non)	10,484.55*** (3,483.57)	6,949.49** (2,761.95)
Parents proprio d'autres biens immobiliers (réf. = non)	25,238.24*** (5,179.56)	21,921.67*** (4,467.72)
Parents proprio de terres ou terrains (réf. = non)	3,335.82 (4,196.43)	-4,620.83 (3,674.86)
Parents proprio de valeurs mobilières, assurance-vie (réf. = non)	14,672.05*** (4,428.45)	15,135.85*** (4,026.97)
Parents proprio outil de travail ou exploitation agricole (réf. = non)	-386.97 (5,636.35)	6,104.84 (4,736.34)
Reçu donation ou héritage (réf. = non)	40,553.33*** (3,877.52)	40,742.16*** (3,340.46)
Constante	-91,663.31*** (16,941.526)	-76,562.28*** (13,518.047)
Observations	9089	10325
R-squared	0.359	0.296

NB : Ecarts-types robustes entre parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : enquête Patrimoine 2009-2010.

(a) Âge : il s'agit de l'âge exact au jour de l'enquête.

(b) On a agrégé dans la variable « Marié sous le régime de la communauté » les individus mariés sous le régime légal (communauté réduite aux acquêts) et sous le régime de la communauté universelle.

**Annexe 4 - Décomposition de l'écart de patrimoine entre hommes et femmes
Utilisation de la méthode d'Oaxaca-Blinder**

La méthode d'Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973 ; Blinder, 1973) est utilisée de manière courante dans la décomposition des écarts d'une variable entre deux sous-populations. On renvoie le lecteur à Meurs et Ponthieux (2006) pour une explication détaillée de la méthode. L'objectif de la décomposition est de mettre en évidence quelle part de l'écart relève des différences dans les caractéristiques observées (part « expliquée » ou part « structurelle ») et quelle part demeure inexpliquée par les caractéristiques observables.

En suivant cette méthodologie, on décompose l'écart de patrimoine moyen selon l'équation [A4.1] ci-dessous. On note β , le vecteur des coefficients estimés, \bar{W} le patrimoine moyen, \bar{X} le vecteur des moyennes des caractéristiques observées, M et F renvoie respectivement aux hommes et aux femmes.

$$\underbrace{\bar{W}_M - \bar{W}_F}_{(1)} = \underbrace{(\bar{X}_M - \bar{X}_F)\beta_M}_{(2)} + \underbrace{\bar{X}_F(\beta_M - \beta_F)}_{(3)} \quad \text{[A4.1]}$$

- (1) Ecart de patrimoine moyen observé entre hommes et femmes
- (2) Part de l'écart attribuable aux différences de caractéristiques observées : part « expliquée »
- (3) Part de l'écart attribuable aux différences de rendement observées : part « inexpliquée »

Dans la décomposition [A4.1], on prend les hommes comme groupe de référence. Les résultats sont comparables si on prend une autre norme de référence, par exemple les femmes.

Tableau A4.1 - Décomposition de l'écart de patrimoine moyen

Patrimoine moyen	Enquête 2003-2004	Enquête 2009-2010
	Coefficients	Coefficients
Hommes	89 284	120 141 ⁽¹⁾
Femmes	77 130	107 595
Ecart total	12 154	12 545
Ecart des caractéristiques (part expliquée)	31 213*** (2 717)	31 598*** (2 826)
Ecart des rendements (part inexpliquée)	-19 060*** (2 839)	-19 053*** (3 237)
Composantes de		
...la part expliquée		
Carrière	30 920*** (2 310)	32 860*** (2 166)
Diplôme	1 413** (566)	2 073*** (632)
Intergénérationnel	1 526*** (510)	1 953*** (636)
Démographique	-2 645** (1 135)	-5 287*** (1 362)
...la part inexpliquée		

Carrière	37 921*** (7 532)	22 771*** (7 667)
Diplôme	-1 183 (3 349)	-8 896* (4 887)
Intergénérationnel	-15 274 (14 833)	501 (14 375)
Démographique	-75 158*** (15 306)	-18 871 (17 265)
Constante	34 634* (20 771)	-14 558 (21 857)
Nombre d'observations	15 345	19 414

Source : enquêtes Patrimoine 2003-2004 et 2009-2010

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

NB : écart-type entre parenthèses

(1) : Pour faciliter la comparaison, l'écart de patrimoine moyen en 2009-2010 est exprimé en euros 2003.

Le résultat est similaire à celui obtenu à partir de la décomposition DiNardo, Fortin et Lemieux (1996). La part expliquée de l'écart est plus importante que l'écart total. Cela signifie que l'accroissement moyen du patrimoine des femmes si elles avaient les caractéristiques des hommes serait supérieur à l'écart observé. L'écart est en fait moindre car la part inexpliquée est négative. Si on appliquait aux caractéristiques des femmes la rémunération des caractéristiques des hommes, l'accroissement de leur richesse serait négatif. Dit autrement, les femmes ont une meilleure rémunération de leurs caractéristiques en termes de patrimoine, mais de moins « bonnes » caractéristiques observées.

On reporte dans le tableau A4.2 les différentes contributions des variables explicatives à la part expliquée de l'écart, ainsi que la moyenne des variables dans les sous-populations des hommes et des femmes. Les différences de ces moyennes combinées avec les coefficients des régressions séparées pour les hommes et les femmes (Annexe 3) sont les éléments utilisés dans l'équation [A4.1] ci-dessus pour calculer les contributions de chaque composante.

Tableau A4. 2 – Composantes de la part expliquée de l'écart de patrimoine moyen

Variables	Coefficients		Moyenne des variables			
	2003/2004	2009/2010	2003/2004		2009/2010	
			H	F	H	F
Durée totale d'activité (en années)	13 192*** (1 637)	8 882*** (1 417)	27,166	20,016	26,940	21,051
Durée au chômage	76,01 (58,64)	356,8** (170,9)	0,372	0,459	0,870	1,031
Présence d'inactivité pour maladie	30,94 (38,46)	1,334 (9,014)	0,032	0,035	0,036	0,037
Revenu fiscal	14 775*** (1 476)	15 142*** (1 951)	2,011	1,150	2,137	1,349
En emploi Agriculteur	233,2** (104,1)	727,9*** (212,2)	0,016	0,008	0,020	0,008
En emploi Artisan	553,9** (254,3)	1 234*** (310,8)	0,031	0,007	0,035	0,008
En emploi Commerçant	74,81 (88,78)	482,6** (217,1)	0,019	0,013	0,024	0,014

En emploi Chef d'entreprise	227,0 (139,5)	279,8* (168,3)	0,007	0,001	0,004	0,001
En emploi Cadre	-385,3 (447,9)	403,1 (467,1)	0,102	0,047	0,098	0,054
En emploi Profession libérale	70,91 (117,5)	180,4* (108,3)	0,011	0,005	0,011	0,008
En emploi Profession intermédiaire	-123,6 (173,2)	149,2 (151,1)	0,138	0,115	0,146	0,128
En emploi Employé	2 451** (1 197)	2 276** (1 095)	0,073	0,241	0,068	0,217
En emploi Ouvrier	-2 172* (1 208)	-1 018 (1 002)	0,222	0,046	0,193	0,048
Retraité ancien agriculteur	25,48 (66,76)	-1,366 (21,80)	0,027	0,026	0,020	0,019
Retraité ancien autre indépendant	684,4*** (222,7)	423,3** (175,0)	0,033	0,020	0,029	0,022
Retraité ancien cadre et prof. interm	795,5* (455,0)	872,9** (391,8)	0,102	0,049	0,117	0,074
Retraité ancien employé et ouvrier	515,5* (278,4)	1 803*** (595,3)	0,129	0,162	0,138	0,206
Chômeur ancien indépendant	-39,80 (33,80)	5,478 (63,92)	0,004	0,002	0,003	0,001
Chômeur ancien cadre	48,06 (68,02)	62,86 (57,15)	0,007	0,003	0,006	0,004
Chômeur ancien profession interm	-7,356 (19,85)	-1,403 (10,43)	0,010	0,011	0,008	0,009
Chômeur ancien employé	101,7 (292,9)	725,1** (324,3)	0,008	0,035	0,005	0,032
Chômeur ancien ouvrier	-207,2 (147,4)	-126,4 (175,1)	0,032	0,012	0,034	0,012
3 ^{ème} cycle universitaire	143,0 (158,2)	379,3 (243,1)	0,034	0,031	0,049	0,043
Grandes écoles ou écoles d'ingénieurs	2 516*** (423,7)	1 889*** (350,5)	0,047	0,013	0,030	0,011
2 ^{ème} cycle universitaire	-856,2*** (229,9)	-849,8*** (264,6)	0,031	0,051	0,048	0,073
1 ^{er} cycle universitaire, DUT, BTS	-839,5*** (206,2)	-383,0* (223,5)	0,079	0,104	0,098	0,109
Bac technique	179,5* (105,6)	385,6** (175,3)	0,048	0,041	0,073	0,059
Bac général	-660,7*** (191,8)	-1 546*** (398,2)	0,069	0,094	0,055	0,087
Bac technique + brevet enseignement agricole	88,47 (70,47)	349,6*** (119,6)	0,004	0,002	0,014	0,007
BEPC	1 161*** (330,0)	1 852*** (419,1)	0,299	0,200	0,301	0,214
CAP, BEP	-449,0** (177,6)	-266,8** (136,0)	0,046	0,077	0,058	0,073
CEP, DFEO	131,4 (124,1)	262,9 (243,4)	0,147	0,176	0,102	0,139
Aîné de 2	58,50 (109,1)	-146,0 (126,4)	0,120	0,124	0,140	0,127
Aîné de 3	7,631 (100,9)	-108,9 (104,3)	0,078	0,078	0,082	0,076

Aîné de 4	-72,26 (75,97)	17,05 (90,15)	0,039	0,035	0,039	0,039
Aîné de 5 et plus	72,33 (100,7)	2,968 (116,3)	0,043	0,046	0,042	0,042
Cadet de 2	78,59 (114,4)	-17,93 (66,92)	0,115	0,119	0,121	0,120
Cadet de 3	-31,32 (76,96)	-197,3 (140,9)	0,150	0,148	0,159	0,145
Cadet de 4	-60,88 (100,1)	75,77 (113,6)	0,105	0,101	0,104	0,108
Cadet de 5 et plus	-163,1 (220,4)	571,0** (250,9)	0,255	0,249	0,225	0,248
Mère Peu active	5,093 (30,08)	52,03 (94,93)	0,107	0,100	0,158	0,162
Mère Aide familiale	-14,23 (32,77)	-13,56 (88,29)	0,146	0,143	0,139	0,126
Mère Indépendante	-24,68 (65,25)	1,525 (16,56)	0,037	0,047	0,043	0,045
Mère Membre d'une profession libérale	-40,05 (61,85)	-38,56 (55,68)	0,004	0,006	0,007	0,005
Mère Cadre	2,354 (19,41)	21,19 (64,03)	0,021	0,021	0,023	0,025
Mère Profession intermédiaire, employée, ouvrière	23,36 (43,54)	-10,78 (46,66)	0,276	0,280	0,304	0,302
Père Indépendant	299,9* (167,6)	102,8 (111,5)	0,282	0,261	0,273	0,261
Père Membre d'une profession libérale	21,06 (60,88)	3,591 (32,48)	0,013	0,017	0,018	0,016
Père Cadre	15,61 (30,96)	14,74 (58,42)	0,096	0,092	0,103	0,101
Père Profession intermédiaire, employé, ouvrier	-86,99 (82,87)	-10,21 (64,89)	0,561	0,574	0,565	0,576
Existence de gros problèmes d'argent dans la jeunesse						
Oui, souvent	-18,03 (121,2)	-114,0 (226,7)	0,194	0,192	0,163	0,185
Oui, à certaines périodes	85,98 (118,1)	-36,88 (77,18)	0,116	0,121	0,126	0,130
Non, mais famille pas très riche	-159,0 (183,0)	6,952 (78,51)	0,305	0,297	0,326	0,325
Non, jamais ou presque	152,5 (177,4)	336,1 (280,5)	0,371	0,382	0,372	0,347
Événements familiaux graves dans la jeunesse						
A connu le décès d'un ascendant (père, mère)	-5,135 (18,61)	0,135 (11,04)	0,133	0,131	0,122	0,122
A connu maladie, handicap, accident grave du père ou de la mère	4,705 (13,97)	-24,55 (40,57)	0,094	0,097	0,098	0,105
A connu séparation ou divorce des parents	-36,56 (40,70)	25,81 (53,51)	0,094	0,085	0,105	0,109
A connu le décès prématuré d'un frère	-9,434	19,11	0,057	0,061	0,058	0,065

ou d'une sœur	(25,81)	(41,26)				
Grands-parents maternels en vie	73,76 (92,07)	-37,53 (78,53)	0,142	0,147	0,175	0,171
Grands-parents paternels en vie	73,63 (56,43)	-21,22 (64,33)	0,106	0,116	0,134	0,131
Mère en vie	27,45 (50,76)	372,6** (173,9)	0,568	0,563	0,611	0,579
Père en vie	-8,448 (25,92)	-170,2 (113,6)	0,403	0,395	0,454	0,431
Parents proprio RP	144,6* (80,62)	392,3** (162,7)	0,567	0,542	0,610	0,572
Parents proprio d'autres biens immobiliers	264,2* (152,4)	360,2* (191,0)	0,137	0,126	0,155	0,141
Parents proprio de terres ou terrains	52,40 (90,58)	73,17 (95,52)	0,197	0,172	0,209	0,187
Parents proprio de valeurs mobilières, assurance-vie	118,2 (93,01)	260,5* (136,1)	0,166	0,158	0,182	0,165
Parents proprio outil de travail ou exploitation agricole	65,53 (97,44)	-5,495 (80,09)	0,222	0,201	0,218	0,204
Reçu donation ou héritage (réf. = non)	608,5** (284,1)	196,2 (339,7)	0,287	0,270	0,291	0,286
Âge	-8,917 (209,9)	-1 592*** (575,5)	49,822	50,677	49,912	51,092
Marié séparation de biens	126,9 (87,47)	346,2* (181,1)	0,057	0,049	0,057	0,049
Marié communauté ^(b)	-34,53 (368,8)	167,0 (451,1)	0,593	0,513	0,499	0,430
Marié sous un autre régime	19,74 (32,67)	5,829 (16,37)	0,009	0,008	0,010	0,009
Cohabitant	-16,68 (91,85)	176,6 (167,5)	0,150	0,130	0,199	0,171
Veuf	-2 829** (1 187)	-3 885*** (1 431)	0,029	0,127	0,036	0,136
Divorcé	-28,47 (157,7)	-486,5* (251,8)	0,054	0,076	0,068	0,092
Bassin parisien	-60,59 (114,5)	203,4 (182,4)	0,174	0,171	0,171	0,179
Nord	-0,825 (76,50)	-37,95 (78,62)	0,067	0,067	0,064	0,062
Est	-12,02 (64,25)	-39,09 (122,2)	0,088	0,087	0,085	0,083
Ouest	-3,955 (28,70)	-97,78 (102,6)	0,138	0,137	0,145	0,138
Sud-Ouest	-10,04 (33,36)	-87,15 (117,1)	0,121	0,119	0,118	0,113
Centre-est	13,86 (28,84)	-63,64 (71,70)	0,105	0,108	0,125	0,118
Méditerranée	0,575 (16,50)	-87,86 (102,8)	0,127	0,126	0,120	0,131
Nombre d'enfants de 0 à 4 ans	42,43 (41,54)	21,65 (34,72)	0,174	0,164	0,183	0,174

Nombre d'enfants de 5 à 11 ans	0,455 (14,63)	-2,610 (66,07)	0,224	0,224	0,235	0,236
Nombre d'enfants hors ménage	217,5* (114,2)	227,7 (218,3)	1,009	1,092	0,949	1,057
Né en France	-62,28 (67,29)	-55,99 (65,77)	0,860	0,876	0,862	0,869

Source : enquêtes Patrimoine 2003-2004 et 2009-2010

NB : écart-type entre parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

PUBLICATIONS

- N° 192. – Carole BONNET, Alice KEOGH, Benoît RAPOPORT, *Quels facteurs pour expliquer les écarts de patrimoine entre hommes et femmes en France ?*, mars 2013, 44 p.
- N° 191. – Carole BONNET, Alice KEOGH, Benoît RAPOPORT, *How can we explain the gender wealth gap in France?*, mars 2013, 46 p.
- N° 190. – Christelle HAMEL et Muriel MOISY, *Immigrés et descendants d'immigrés face à la santé*, Série Trajectoires et Origines (TeO) : enquête sur la diversité des populations en France, janvier 2013, 50 p.
- N° 189. – Christelle HAMEL, Bertrand LHOMMEAU, Ariane PAILHÉ, Emmanuelle SANTELLI, *Rencontrer son conjoint dans un espace multiculturel et international*, Série Trajectoires et Origines (TeO) : enquête sur la diversité des populations en France, janvier 2013, 32 p.
- N° 188. – Cora Leonie MEZGER KVEDER, *Temporary Migration: A Review of the literature*, janvier 2013, 44 p.
- N° 187. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER, Présentation, questionnaire et documentation de la troisième vague de l'*Étude des relations familiales et intergénérationnelles* (Erfi-GGS 2011), décembre 2012, 328 p.
- N° 186. – Zahia OUADAH-BEDIDI et Jacques VALLIN, Fécondité et politique de limitation des naissances en Algérie : une histoire paradoxale, octobre 2012, 20 p.
- N° 185. – Zahia OUADAH-BEDIDI, Fécondité et nuptialité différentielles en Algérie : l'apport du recensement de 1998, octobre 2012, 42 p.
- N° 184. – Maud LESNÉ et Patrick SIMON, *La mesure des discriminations dans l'enquête « Trajectoires et Origines »*, septembre 2012, 32 p.
- N° 183. – Yael BRINBAUM, Mirna SAFI, Patrick SIMON, *Les discriminations en France: entre perception et expérience*, septembre 2012, 34 p.
- N° 182. – Dominique MEURS, Bertrand LHOMMEAU et Mahrez OKBA, *Emplois, salaires et mobilité intergénérationnelle*, 2012, 48 p.
- N° 181. – Christelle Hamel et Ariane PAILHÉ, *Former une famille en contexte migratoire*, septembre 2012, 35 p.
- N° 180. – Marie-Thérèse LETABLIER et Anne SALLES, *Labour market uncertainties for the young workforce in France and Germany: implications for family formation and fertility*, juillet 2012, 79 p.
- N° 179. – Aline F. DÉSESQUELLES, *Self-Rated Health of French Prison Inmates: Does Time Spent Behind Bars Matter?*, mai 2012, 14 p.
- N° 178. – Aline F. DÉSESQUELLES, *Self-Rated Health of French Prison Inmates: Measurement and Comparison with Other Health Indicators*, mai 2012, 20 p.
- N° 177. – Béatrice VALDES, Khalid ELJIM, Christophe BERGOUIGNAN, Patrick FESTY, Jean-Paul SARDON (coord.), *Évaluer et valoriser la base européenne de micro-données de recensement. Les résultats du projet ANR CENSUS*, janvier 2012, 355 p.
- N° 176. – Patrick SIMON et Vincent TIBERJ, *Les registres de l'identité. Les immigrés et leurs descendants face à l'identité nationale*, janvier 2012, 30 p.
- N° 175. – Vincent TIBERJ et Patrick SIMON, *La fabrique du citoyen: origines et rapport au politique en France*, janvier 2012, 32 p.
- N° 174. – Angela LUCI et Olivier THÉVENON, *The impact of family policy packages on fertility trends in developed countries*, janvier 2012, 40 p.
- N° 173. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER, Leila SABONI, Béatrice VALDES, *Presentation and Modifications to the Generations and Gender Survey Questionnaire in France (Wave 2). L'Étude des relations familiales et intergénérationnelles (Erfi.)*, novembre 2011, 146 p.
- N° 172. – Cris BEAUCHEMIN, Hugues LAGRANGE, Mirna SAFI, *Transnationalism and immigrant assimilation in France: between here and there?*, Imiscoe Annual Conference, Workshop 6: Integration and transnationalism: how are the two connected? Warsaw, Poland – 7-9 September 2011, 2011, 26 p.
- N° 171. – Jean-Louis PAN KÉ SHON, Claire SCODELLARO, *Discrimination au logement et ségrégation ethno-raciale en France*, 2011, 30 p.
- N° 170. – Audrey SIEURIN, Emmanuelle Cambois, Jean-Marie Robine, *Les espérances de vie sans incapacité en France: Une tendance récente moins favorable que dans le passé*, 2011, 30 p.
- N° 169. – Ariane PAILHÉ et Anne SOLAZ, *Does job insecurity cause missing births in a high fertility European country. Evidence for France*, 2011, 32 p.
- N° 168. – Équipe TeO, coordonné par Patrick SIMON, Cris BEAUCHEMIN et Christelle HAMEL, *Trajectoire et Origines. Enquête sur la diversité des populations en France. Premiers résultats*, 2010, 152 p.
- N° 167. – Angela LUCI, Olivier THEVENON, *Does economic development drive the fertility rebound in OECD countries?*, 2010, 45 p.

- N° 166. – Cris BEAUCHEMIN, Lama KABBANJI, Bruno SCHOUAKER, *Sept communications présentées lors de la table ronde sur les migrations entre l'Afrique et l'Europe*, Dakar, Sénégal, 21 novembre 2009, 244 p.
- N° 165. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER, Présentation, questionnaire et documentation de la seconde vague de l'étude des relations familiales et intergénérationnelles (Erfi-GGS2), 211 p.
- N° 164. – Carole BONNET, Anne SOLAZ, Elisabeth ALGAVA, *La séparation conjugale affecte-t-elle l'activité professionnelle ? Une estimation basée sur les méthodes d'appariement*, 2009, 36 p.
- N° 163. – Olivia EKERT-JAFFÉ, *Le coût du temps consacré aux enfants : contraintes de temps et activité féminine / The Real Time Cost of Children in France is Equally Shared by Mothers and Fathers*, 2009, 48 p.
- N° 162. – Laurent GOBILLON et François-Charles WOLFF, *Housing and location choices of retiring households: Evidence from France*, 2009, 28 p.
- N° 161. – Matthieu SOLIGNAC, *Les politiques de conciliation vie professionnelle/vie familiale menées par les employeurs : élaboration d'une typologie des établissements de l'Enquête Familles-Employeurs*, 2009, 143 p.
- N° 160. – Géraldine DUTHÉ, Raphaël LAURENT, Gilles PISON, *Vivre et mourir après 60 ans en milieu rural africain. Isolement, recours aux soins et mortalité des personnes âgées à Mlomp*, 2009, 26 p.
- N° 159. – Nathalie DONZEAU et Jean-Louis PAN KÉ SON, *La mobilité résidentielle depuis la fin des Trente Glorieuses*, 2009, 34 p.
- N° 158. – Olivier THÉVENON, *The costs of raising children and the effectiveness of policies to support parenthood in European countries: a Literature Review* 2009, 612 p.
- N° 157. – Jean-Louis PAN KÉ SON, *L'émergence du sentiment d'insécurité en quartiers défavorisés. Dépassement du seuil de tolérance... aux étrangers ou à la misère ?* 2009, 20 p.
- N° 156. – Maryse Marpsat, *The Ined Research on Homelessness, 1993-2008*, 2008, 218 p.
- N° 155. – Éva BEAUJOUAN, Anne SOLAZ, *Childbearing after separation: Do second unions make up for earlier missing births? Evidence from France*, 2008, 24 p.
- N° 154. – Carole BONNET, Laurent GOBILLON, Anne LAFERRÈRE, *The effect of widowhood on housing and location choices*, 2008, 40 p.
- N° 153. – Louise MARIE DIOP-MAES, *La population ancienne de l'Afrique subsaharienne. Les éléments d'évaluation*, 2008, 20 p.
- N° 152. – Traduction en Russe du N° 121.
- N° 151. – P. FESTY, J. ACCARDO, D. DEMAILLY, L. PROKOFIEVA, I. KORTCHAGINA, A. SZUKIELOJC-BIENKUNSKA, L. NIVOROZHKINA, L. OVTCHAROVA, M. SEBTI, A. PATERNO, S. STROZZA, I. ELISEEVA, A. SHEVYAKOV, *Mesures, formes et facteurs de la pauvreté. Approches comparative*, 2008, 196 p.
- N° 150. – Géraldine DUTHÉ, Serge H. D. FAYE, Emmanuelle GUYAVARCH, Pascal ARDUIN, Malick A. KANTE, Aldiouma DIALLO, Raphaël LAURENT, Adama MARRA, Gilles PISON, *La détermination des causes de décès par autopsie verbale : étude de la mortalité palustre en zone rurale sénégalaise*, 2008, 42 p.
- N° 149. – Maryse MARPSAT, *Services for the Homeless in France. Description, official statistics, client recording of information. A report for the European Commission*, 2007, 84 p.
- N° 148. – Olivier THÉVENON, *L'activité féminine après l'arrivée d'enfants : disparités et évolutions en Europe à partir des enquêtes sur les Forces de travail, 1992-2005*, 2007, 56 p.
- N° 147. – Magali BARBIERI, *Population en transition. Dix communications présentées au XXV^e Congrès général de la population, Tours, France, 18-23 juillet 2005*, 2007, 201 p.
- N° 146. – François CHAPIREAU, *La mortalité des malades mentaux hospitalisés en France pendant la deuxième guerre mondiale*, 2007, 36 p.
- N° 145. – Maryse MARPSAT, *Explorer les frontières. Recherches sur des catégories « en marge »*, Mémoire présenté en vue de l'habilitation à diriger des recherches en sociologie, 2007, 274 p.
- N° 144. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER et Pascal SEBILLE, *Modifications to the Generations and Gender Surveys questionnaire in France (wave 1)*, 192 p.
- N° 143. – Ariane PAILHÉ et Anne SOLAZ, *L'enquête Familles et employeurs. Protocole d'une double enquête et bilan de collecte*, 180 p.
- N° 142. – Annie BACHELOT et Jacques de MOUZON, *Données de l'enquête « Caractéristiques des couples demandant une fécondation in vitro en France »*, 2007, 44 p.
- N° 141. – Olivia EKERT-JAFFÉ, Shoshana GROSSBARD et Rémi MOUGIN, *Economic Analysis of the Childbearing Decision*, 2007, 108 p.
- N° 140. – Véronique HERTRICH and Marie LESCLINGAND, *Transition to adulthood and gender: changes in rural Mali*
- N° 139. – Patrick SIMON et Martin CLÉMENT, *Rapport de l'enquête « Mesure de la diversité ». Une enquête expérimentale pour caractériser l'origine*, 2006, 86 p.
- N° 138. – Magali BARBIERI, Alfred NIZARD et Laurent TOULEMON, *Écart de température et mortalité en France*, 2006, 80 p.

- N° 137. – Jean-Louis PAN KÉ SHON, *Mobilités internes différentielles en quartiers sensibles et ségrégation*, 2006, 42 p.
- N° 136. – Francisco MUNOZ-PÉREZ, Sophie PENNEC, avec la collaboration de Geneviève Houriet Segard, *Évolution future de la population des magistrats et perspectives de carrière, 2001-2040*, 2006, XXX + 114 p.
- N° 135. – Alexandre DJIRIKIAN et Valérie LAFLAMME, sous la direction de Maryse MARPSAT, *Les formes marginales de logement. Étude bibliographique et méthodologique de la prise en compte du logement non ordinaire*, 2006, 240 p.
- N° 134. – Catherine BONVALET et Éva LELIÈVRE, *Publications choisies autour de l'enquête « Biographies et entourage »*, 2006, 134 p.
- N° 133. – Arnaud RÉGNIER-LOILIER, *Présentation, questionnaire et documentation de l'« Étude des relations familiales et intergénérationnelles » (Erfi). Version française de l'enquête « Generations and Gender Survey » (GGS)*, 2006, 238 p.
- N° 132. – Lucie BONNET et Louis BERTRAND (sous la direction de), *Mobilités, habitat et identités*, Actes de la journée d'étude « Jeunes chercheurs ». Le logement et l'habitat comme objet de recherche. Atelier 3, 2005, 92 p.
- N° 131. – Isabelle FRECHON et Catherine Villeneuve-Gokalp, *Étude sur l'adoption*, 2005, 64 p.
- N° 130. – Dominique MEURS, Ariane PAIHLÉ et Patrick SIMON, *Mobilité intergénérationnelle et persistance des inégalités. L'accès à l'emploi des immigrés et de leurs descendants en France*, 2005, 36 p.
- N° 129. – Magali MAZUY, Nicolas RAZAFINDRATSIMA, Élise de LA ROCHEBROCHARD, *Déperdition dans l'enquête « Intentions de fécondité »*, 2005, 36 p.
- N° 128. – Laure MOGUEROU et Magali BARBIERI, *Population et pauvreté en Afrique. Neuf communications présentées à la IV^e Conférence africaine sur la population*, Tunis, Tunisie, 8-12 décembre 2003, 2005, 184 p.
- N° 127. – Jean-Louis PAN KÉ SHON, *Les sources de la mobilité résidentielle. Modifications intervenues sur les grandes sources de données dans l'étude des migrations*, 2005, 30 p.
- N° 126. – Thierry DEBRAND et Anne-Gisèle PRIVAT, *L'impact des réformes de 1993 et de 2003 sur les retraites. Une analyse à l'aide du modèle de microsimulation Artémis*, 2005, 28 p.
- N° 125. – Kees WAALDIJK (ed), *More or less together: levels of legal consequences of marriage, cohabitation and registered partnership for different-sex and same-sex partners: a comparative study of nine European countries*, 2005, 192 p. (s'adresser à Marie DIGOIX)
- N° 124. – Marie DIGOIX et Patrick FESTY (eds), *Same-sex couples, same-sex partnerships, and homosexual marriages: A Focus on cross-national differentials*, 2004, 304 p.
- N° 123. – Marie DIGOIX et Patrick FESTY (sous la dir.), *Séminaire « Comparaisons européennes », années 2001-2002*, 2004, 220 p.
- N° 122. – Emmanuelle GUYAVARCH et Gilles PISON, *Les balbutiements de la contraception en Afrique au Sud du Sahara*, septembre 2004, 48 p.
- N° 121. – Maryse JASPARD et Stéphanie CONDON, *Genre, violences sexuelles et justice*. Actes de la journée-séminaire du 20 juin 2003, 2004, 135p.
- N° 120. – Laurent TOULEMON et Magali MAZUY, *Comment prendre en compte l'âge à l'arrivée et la durée de séjour en France dans la mesure de la fécondité des immigrants ?* 2004, 34 p.
- N° 119. – Céline CLÉMENT et Bénédicte GASTINEAU (coord.), *Démographie et sociétés*. Colloque international « Jeunes Chercheurs », Cerpos-Université Paris X-Nanterre, 1^{er} et 2 octobre 2002, 2003, 350 p.
- N° 118. – Monique BERTRAND, Véronique DUPONT et France GUÉRIN-PACE (sous la dir.), *Espaces de vie. Une revue des concepts et des applications*, 2003, 188 p.
- N° 117. – Stéphanie CONDON et Armelle ANDRO, *Questions de genre en démographie. Actes de la journée du 22 juin 2001*, 2003, 128 p.
- N° 116. – Maryse JASPARD et l'équipe Enveff, *Le questionnaire de l'enquête Enveff. Enquête nationale sur les violences envers les femmes en France*, 2003, 10 + 88 p.
- N° 115. – Zahia OUADAH-BEDIDI et Jacques VALLIN, *Disparités régionales de l'écart d'âge entre conjoints en Algérie. Évolution depuis 1966*, 2003, 32 p.
- N° 114. – Magali MAZUY, *Situations familiales et fécondité selon le milieu social. Résultats à partir de l'enquête EHF de 1999*, 2002, 60 p.
- N° 113. – Jean-Paul SARDON, *Fécondité et transition en Europe centrale et orientale*, 2002, 38 p.
- N° 112. – Thérèse LOCOH, *Deux études sur la fécondité en Afrique: 1) Structures familiales et évolutions de la fécondité dans les pays à fécondité intermédiaire d'Afrique de l'Ouest; 2) Baisse de la fécondité et mutations familiales en Afrique sub-saharienne*, 2002, 24 p. et 30 p.
- N° 111. – Thierry DEBRAND et Anne-Gisèle PRIVAT, *Individual real wages over business cycle: The impact of macroeconomic variations on individual careers and implications concerning retirement pensions*, 2002, 38 p.
- N° 110. – Recueil préparé par Amandine LEBUGLE et Jacques VALLIN, *Sur le chemin de la transition*. Onze communications présentées au XXIV^e Congrès général de la population à Salvador de Bahia, Brésil, août 2001, 2002, 234 p.
- N° 109. – Éric BRIAN, Jean-Marc ROHRBASSER, Christine THÉRÉ, Jacques VÉRON (intervenants et organisateurs), *La durée de vie: histoire et calcul*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 7 février 2000, 2002, 70 p.

- N° 108. – France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Montée de l'espérance de vie et concentration des âges au décès*, 2002, 20 p.
- N° 107. – Alexandre AVDEEV, *La mortalité infantile en Russie et en URSS: éléments pour un état des recherches*, 2002, 48 p.
- N° 106. – Isabelle ATTANÉ (organisatrice), *La Chine en transition: questions de population, questions de société*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 31 janvier et 1^{er} février 2001 (s'adresser à Céline PERREL), 2002, 46 p.
- N° 105. – A. AVDEEV, J. BELLENGER, A. BLUM, P. FESTY, A. PAILHÉ, C. GOUSSEFF, C. LEFÈVRE, A. MONNIER, J.-C. SEBAG, J. VALLIN (intervenants et organisateurs), *La société russe depuis la perestroïka: rupture, crise ou continuité?* Séminaire de la valorisation de la recherche, 1^{er} mars 2001 (s'adresser à Céline PERREL), 2001, 124 p.
- N° 104. – Jacques VÉRON, Sophie PENNEC, Jacques LÉGARÉ, Marie DIGOIX (éds), *Le contrat social à l'épreuve des changements démographiques ~ The Social Contract in the Face of Demographic Change*, Actes des 2^e Rencontres Sauvy, 2001, 386 p.
- N° 103. – Gilles PISON, Alexis GABADINHO, Catherine ENEL, *Mlomp (Sénégal). Niveaux et tendances démographiques; 1985-2000*, 2001, 182 p.
- N° 102. – *La famille en AOF et la condition de la femme*. Rapport présenté au Gouverneur général de l'AOF. par Denise SAVINEAU (1938). Introduction de Pascale Barthélémy, 2001, XXII-222 p.
- N° 101. – Jean-Paul SARDON, *La fécondité dans les Balkans*, 2001, 88 p.
- N° 100. – Jean-Paul SARDON, *L'évolution récente de la fécondité en Europe du Sud*, 26 p.
- N° 99. – S. JUSTEAU, J.H. KALTENBACH, D. LAPEYRONNIE, S. ROCHÉ, J.-C. SEBAG, X. THIERRY et M. TRIBALAT (intervenants et organisateurs), *L'immigration et ses amalgames*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 24 mai 2000, 2001, 94 p.
- N° 98. – Juliette HALIFAX, *L'insertion sociale des enfants adoptés. Résultats de l'enquête « Adoption internationale et insertion sociale », 2000 (Ined – Les Amis des enfants du monde)*, 2001, 58 p.
- N° 97. – Michèle TRIBALAT, *Modéliser, pour quoi faire?* 2001, 10 p.
- N° 96. – O. EKERT-JAFFÉ, H. LERIDON, S. PENNEC, I. THÉRY, L. TOULEMON et J.-C. SEBAG (intervenants et organisateurs), *Évolution de la structure familiale*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 28 juin 2000, 2001, 110 p.
- N° 95. – A. ANDRO, A. LEBUGLE, M. LESCLINGAND, T. LOCOH, M. MOUVAGHA-SOW, Z. OUADAH-BEDIDI, J. VALLIN, C. VANDERMEERSCH, J. VÉRON, *Genre et développement. Huit communications présentées à la Chaire Quetelet 2000*, 2001, 158 p.
- N° 94. – C. BONVALET, C. CLÉMENT, D. MAISON, L. ORTALDA et T. VICHNEVSKAIA, *Réseaux de sociabilité et d'entraide au sein de la parenté: Six contributions*, 2001, 110 p.
- N° 93. – Magali MAZUY et Laurent TOULEMON, *Étude de l'histoire familiale. Premiers résultats de l'enquête en ménages*, 2001, 100 p.
- N° 92. – *Politiques sociales en France et en Russie*, INED/IPSEP, 2001, 246 p.
- N° 91. – Françoise MOREAU, *Commerce des données sur la population et libertés individuelles*, 2001, 20 p. + Annexes.
- N° 90. – Youssef COURBAGE, Sérgio DELLAPERGOLA, Alain DIECKHOFF, Philippe FARGUES, Emile MALET, Elias SANBAR et Jean-Claude SEBAG (intervenants et organisateurs), *L'arrière-plan démographique de l'explosion de violence en Israël-Palestine*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 30 novembre 2000, 2000, 106 p.
- N° 89. – Bénédicte GASTINEAU et Elisabete de CARVALHO (coordonné par), *Démographie: nouveaux champs, nouvelles recherches*, 2000, 380 p.
- N° 88. – Gil BELLIS, Jean-Noël BIRABEN, Marie-Hélène CAZES et Marc de BRAEKELEER (modérateur et intervenants), *Généétique et populations*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 26 janvier 2000, 2000, 96 p.
- N° 87. – Jean-Marie FIRDION, Maryse MARPSAT et Gérard MAUGER (intervenants), *Étude des sans-domicile: le cas de Paris et de l'Île-de-France*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 19 avril 2000, 2000, 90 p.
- N° 86. – François HÉRAN et Jean-Claude SEBAG (responsables modérateurs), *L'utilisation des sources administratives en démographie, sociologie et statistique sociale*. Séminaire de la valorisation de la recherche, 20 septembre 2000, 2000, 170 p.
- N° 85. – Michel BOZON et Thérèse LOCOH (sous la dir.), *Rapports de genre et questions de population. II. Genre, population et développement*, 2000, 200 p.
- N° 84. – Michel BOZON et Thérèse LOCOH (sous la dir.), *Rapports de genre et questions de population. I. Genre et population, France 2000*, 2000, 260 p.
- N° 83. – Stéphanie CONDON, Michel BOZON et Thérèse LOCOH, *Démographie, sexe et genre: bilan et perspectives*, 2000, 100 p.
- N° 82. – Olivia EKERT-JAFFE et Anne SOLAZ, *Unemployment and family formation in France*, 2000, 26 p.
- N° 81. – Jean-Marie FIRDION, *L'étude des jeunes sans domicile dans les pays occidentaux: état des lieux*, 1999, 28 p.
- N° 80. – *Âge, génération et activité: vers un nouveau contrat social? Age, cohort and activity: A new "social contract"?*, Actes des 1^{res} rencontres Sauvy (s'adresser à Marie DIGOIX), 1999, 314 p.
- N° 79. – Maryse MARPSAT, *Les apports réciproques des méthodes quantitatives et qualitatives: le cas particulier des enquêtes sur les personnes sans domicile*, 1999, 24 p.

- N° 78. – *Les populations du monde, le monde des populations. La place de l'expert en sciences sociales dans le débat public*, Actes de la Table ronde pour l'inauguration de l'Ined, 1999, 54 p.
- N° 77. – Isabelle SÉGUY, Fabienne LE SAGER, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive des données informatiques*, 1999, 156 p.
- N° 76. – I. SÉGUY, H. COLENÇON et C. MÉRIC, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive de la partie nominative*, 1999, 120 p.
- N° 75. – Anne-Claude LE VOYER (s'adresser à H. LERIDON), *Les processus menant au désir d'enfant en France*, 1999, 200 p.
- N° 74. – Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Le rôle des vaccinations dans la baisse de la mortalité*, 1999, 20 p.
- N° 73. – Bernard ZARCA, *Comment passer d'un échantillon de ménages à un échantillon de fratries ? Les enquêtes « Réseaux familiaux » de 1976, « Proches et parents » de 1990 et le calcul d'un coefficient de pondération*, 1999, 20 p.
- N° 72. – Catherine BONVALET, *Famille-logement. Identité statistique ou enjeu politique ?* 1998, 262 p.
- N° 71. – Denise ARBONVILLE, *Normalisation de l'habitat et accès au logement. Une étude statistique de l'évolution du parc « social de fait » de 1984 à 1992*, 1998, 36 p.
- N° 70. – *Famille, activité, vieillissement: générations et solidarités*. Bibliographie préparée par le Centre de Documentation de l'Ined, 1998, 44 p.
- N° 69. – XXIII^e Congrès général de la population, Beijing, Chine, 11-17 octobre 1997 :
Contribution des chercheurs de l'Ined au Congrès, 1997, 178 p.
Participation of Ined Researchers in the Conference, 1997, 180 p.
- N° 68. – France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Évolution de la mortalité aux âges élevés en France depuis 1950*, 1998, 42 p.
- N° 67. – Isabelle SEGUY, *Enquête Jean-Noël Biraben « La population de la France de 1500 à 1700 ». Répertoire des sources numériques*, 1998, 36 p.
- N° 66. – Alain BLUM, *I. Statistique, démographie et politique. II. Deux études sur l'histoire de la statistique et de la statistique démographique en URSS (1920-1939)*, 1998, 92 p.
- N° 65. – Annie LABOURIE-RACAPÉ et Thérèse LOCOH, *Genre et démographie: nouvelles problématiques ou effet de mode ?* 1998, 27 p.
- N° 64. – C. BONVALET, A. GOTMAN et Y. GRAFMEYER (éds), et I. Bertaux-Viame, D. Maison et L. Ortalda, *Proches et parents: l'aménagement des territoires*, 1997.
- N° 63. – Corinne BENVENISTE et Benoît RIANDEY, *Les exclus du logement: connaître et agir*, 1997, 20 p.
- N° 62. – Sylvia T. WARGON, *La démographie au Canada, 1945-1995*, 1997, 40 p.
- N° 61. – Claude RENARD, *Enquête Louis Henry. Bibliographie de l'enquête*, 1997, 82 p.
- N° 60. – H. AGHA, J.-C. CHASTELAND, Y. COURBAGE, M. LADIER-FOULADI, A.H. MEHRYAR, *Famille et fécondité à Shiraz (1996)*, 1997, 60 p.
- N° 59. – Catherine BONVALET, Dominique MAISON et Laurent ORTALDA, *Analyse textuelle des entretiens « Proches et Parents »*, 1997, 32 p.
- N° 58. – B. BACCAÏNI, M. BARBIERI, S. CONDON et M. DIGOIX (éds),
 Questions de population. Actes du Colloque Jeunes Chercheurs :
 I. *Mesures démographiques dans des petites populations*, 1997, 50 p.
 II. *Nuptialité – fécondité – reproduction*, 1997, 120 p.
 III. *Histoire des populations*, 1997, 90 p.
 IV. *Économie et emploi*, 1997, 50 p.
 V. *Vieillesse – retraite*, 1997, 66 p.
 VI. *Famille*, 1997, 128 p.
 VII. *Santé – mortalité*, 1997, 136 p.
 VIII. *Population et espace*, 1997, 120 p.
 IX. *Migration – intégration*, 1997, 96 p.
- N° 57. – Isabelle SÉGUY et Corinne MÉRIC, *Enquête Louis Henry. Notice descriptive non nominative*, 1997, 106 p.
- N° 56. – Máire Ní BHROLCHÁIN and Laurent TOULEMON, *Exploratory analysis of demographic data using graphical methods*, 1996, 50 p.
- N° 55. – Laurent TOULEMON et Catherine de GUIBERT-LANTOINE, *Enquêtes sur la fécondité et la famille dans les pays de l'Europe (régions ECE des Nations unies). Résultats de l'enquête française*, 1996, 84 p.
- N° 54. – G. BALLAND, G. BELLIS, M. DE BRAEKELEER, F. DEPOID, M. LEFEBVRE, I. SEGUY, *Généalogies et reconstitutions de familles. Analyse des besoins*, 1996, 44 p.
- N° 53. – Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Comment suivre l'évolution de la mortalité par cause malgré les discontinuités de la statistique ? Le cas de la France de 1925 à 1993*, 1996, 46p.

- N° 52. – Catherine BONVALET et Eva LELIÈVRE, *La notion d'entourage, un outil pour l'analyse de l'évolution des réseaux individuels*, 1996, 18 p.
- N° 51. – Alexandre AVDEEV, Alain BLUM et Serge ZAKHAROV, *La mortalité a-t-elle vraiment augmenté brutalement entre 1991 et 1995 ?* 1996, 80 p.
- N° 50. – France MESLÉ, Vladimir SHKOLNIKOV, Véronique HERTRICH et Jacques VALLIN, *Tendances récentes de la mortalité par cause en Russie, 1965-1993*, 1995, 70 p. Avec, en supplément, 1 volume d'Annexes de 384 p.
- N° 49. – Jacques VALLIN, *Espérance de vie : quelle quantité pour quelle qualité de vie ?* 1995, 24 p.
- N° 48. – François HÉRAN, *Figures et légendes de la parenté :*
- I. *Variations sur les figures élémentaires*, 1995, 114 p.
- II. *La modélisation de l'écart d'âge et la relation groupe/individu*, 1995, 84 p.
- III. *Trois études de cas sur l'écart d'âge : Touaregs, Alyawara, Warlpiri*, 1995, 102 p.
- IV. *Le roulement des alliances*, 1995, 60 p.
- V. *Petite géométrie fractale de la parenté*, 1995, 42 p.
- VI. *Arbor juris. Logique des figures de parenté au Moyen Âge*, 1996, 62 p.
- VII. *De Granet à Lévi-Strauss*, 1996, 162 p.
- VIII. *Les vies parallèles. Une analyse de la co-alliance chez les Etoro de Nouvelle-Guinée*, 1996, 80 p.
- IX. *Ambrym ou l'énigme de la symétrie oblique : histoire d'une controverse*, 1996, 136 p.
- N° 47. – Olivia EKERT-JAFFÉ, Denise ARBONVILLE et Jérôme WITWER, *Ce que coûtent les jeunes de 18 à 25 ans*, 1995, 122 p.
- N° 46. – Laurent TOULEMON, *Régression logistique et régression sur les risques. Deux supports de cours*, 1995, 56 p.
- N° 45. – Graziella CASELLI, France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Le triomphe de la médecine. Évolution de la mortalité en Europe depuis le début de siècle*, 1995, 60 p.
- N° 44. – Magali BARBIERI, Alain BLUM, Elena DOLGIKH, Amon ERGASHEV, *La transition de fécondité en Ouzbékistan*, 1994, 76 p.
- N° 43. – Marc De BRAEKELEER et Gil BELLIS, *Généalogies et reconstitutions de familles en génétique humaine*, 1994, 66 p.
- N° 42. – Serge ADAMETS, Alain BLUM et Serge ZAKHAROV, *Disparités et variabilités des catastrophes démographiques en URSS*, 1994, 100 p.
- N° 41. – Alexandre AVDEEV, Alain BLUM et Irina TROITSKAJA, *L'avortement et la contraception en Russie et dans l'ex-URSS : histoire et présent*, 1993, 74 p.
- N° 40. – Gilles PISON et Annabel DESGREES DU LOU, *Bandafassi (Sénégal) : niveaux et tendances démographiques 1971-1991*, 1993, 40 p.
- N° 39. – Michel Louis LÉVY, *La dynamique des populations humaines*, 1993, 20 p.
- N° 38. – Alain BLUM, *Systèmes démographiques soviétiques*, 1992, 14 + X p.
- N° 37. – Emmanuel LAGARDE, Gilles PISON, Bernard LE GUENNO, Catherine ENEL et Cheikh SECK, *Les facteurs de risque de l'infection à VIH2 dans une région rurale du Sénégal*, 1992, 72 p.
- N° 36. – Annabel DESGREES DU LOU et Gilles PISON, *Les obstacles à la vaccination universelle des enfants des pays en développement. Une étude de cas en zone rurale au Sénégal*, 1992, 26 p.
- N° 35. – France MESLÉ, Vladimir SHKOLNIKOV et Jacques VALLIN, *La mortalité par causes en URSS de 1970 à 1987 : reconstruction de séries statistiques cohérentes*, 1992, 36 p.
- N° 34. – France MESLÉ et Jacques VALLIN, *Évolution de la mortalité par cancer et par maladies cardio-vasculaires en Europe depuis 1950*, 1992, 48 p.
- N° 33. – Didier BLANCHET, *Vieillesse et perspectives des retraites : analyses démo-économiques*, 1991, 120 p.
- N° 32. – Noël BONNEUIL, *Démographie de la nuptialité au XIX^e siècle*, 1990, 32 p.
- N° 31. – Jean-Paul SARDON, *L'évolution de la fécondité en France depuis un demi-siècle*, 1990, 102 p.
- N° 30. – Benoît RIANDEY, *Répertoire des enquêtes démographiques : bilan pour la France métropolitaine*, 1989, 24 p.
- N° 29. – Thérèse LOCOH, *Changement social et situations matrimoniales : les nouvelles formes d'union à Lomé*, 1989, 44 p.
- N° 28. – Catherine ENEL, Gilles PISON, et Monique LEFEBVRE, *Migrations et évolution de la nuptialité. L'exemple d'un village joola du sud du Sénégal, Mlomp*, 1989, 26 p.
- (Sénégal) depuis 50 ans, 1^{re} édition : 1989, 36 p. ; 2^e édition revue et augmentée : 1990, 48 p.
- N° 27. – Nicolas BROUARD, *L'extinction des noms de famille en France : une approche*, 1989, 22 p.
- N° 26. – Gilles PISON, Monique LEFEBVRE, Catherine ENEL et Jean-François TRAPE, *L'influence des changements sanitaires sur l'évolution de la mortalité : le cas de Mlomp*, 1989, 36 p.

- N° 25. – Alain BLUM et Philippe FARGUES, *Estimation de la mortalité maternelle dans les pays à données incomplètes. Une application à Bamako (1974-1985) et à d'autres pays en développement*, 1989, 36 p.
- N° 24. – Jacques VALLIN et Graziella CASELLI, *Mortalité et vieillissement de la population*, 1989, 30 p.
- N° 23. – Georges TAPINOS, Didier BLANCHET et Olivia EKERT-JAFFÉ, *Population et demande de changements démographiques, demande et structure de consommation*, 1989, 46 p.
- N° 22. – Benoît RIANDEY, *Un échantillon probabiliste de A à Z : l'exemple de l'enquête Peuplement et dépeuplement de Paris. INED (1986)*, 1989, 12 p.
- N° 21. – Noël BONNEUIL et Philippe FARGUES, *Prévoir les « caprices » de la mortalité. Chronique des causes de décès à Bamako de 1964 à 1985*, 1989, 44 p.
- N° 20. – France MESLÉ, *Morbidité et causes de décès chez les personnes âgées*, 1988, 18 p.
- N° 19. – Henri LERIDON, *Analyse des biographies matrimoniales dans l'enquête sur les situations familiales*, 1988, 64 p.
- N° 18. – Jacques VALLIN, *La mortalité en Europe de 1720 à 1914 : tendances à long terme et changements de structure par âge et par sexe*, 1988, 40 p.
- N° 17. – Jacques VALLIN, *Évolution sociale et baisse de la mortalité : conquête ou reconquête d'un avantage féminin ?* 1988, 36 p.
- N° 16. – Gérard CALOT et Graziella CASELLI, *La mortalité en Chine d'après le recensement de 1982 : I. – Analyse selon le sexe et l'âge au niveau national et provincial*, 1988, 72 p. II. – *Tables de mortalité par province*, 1988, 112 p.
- N° 15. – Peter AABY (s'adresser à J. VALLIN), *Le surpeuplement, un facteur déterminant de la mortalité par roue-géole en Afrique*, 1987, 52 p.
- N° 14. – Jacques VALLIN, *Théorie(s) de la baisse de la mortalité et situation africaine*, 1987, 44 p.
- N° 13. – Kuakivi GBENYON et Thérèse LOCOH, *Différences de mortalité selon le sexe, dans l'enfance en Afrique au Sud du Sahara*, 1987, 30 p.
- N° 12. – Philippe FARGUES, *Les saisons et la mortalité urbaine en Afrique. Les décès à Bamako de 1974 à 1985*, 1987, 38 p.
- N° 11. – Gilles PISON, *Les jumeaux en Afrique au Sud du Sahara : fréquence, statut social et mortalité*, 1987, 48 p.
- N° 10. – Philippe FARGUES, *La migration obéit-elle à la conjoncture pétrolière dans le Golfe ? L'exemple du Koweït*, 1987, 30 p.
- N° 9. – Didier BLANCHET, *Deux études sur les relations entre démographie et systèmes de retraite*, 1986, 26 p.
- N° 8. – Didier BLANCHET, *Équilibre malthusien et liaison entre croissances économique et démographique dans les pays en développement : un modèle*, 1986, 20 p.
- N° 7. – Jacques VALLIN, France MESLÉ et Alfred NIZARD, *Reclassement des rubriques de la 8e révision de la Classification internationale des maladies selon l'étiologie et l'anatomie*, 1986, 56 p.
- N° 6. – Philippe FARGUES, *Un apport potentiel des formations sanitaires pour mesurer la mortalité dans l'enfance en Afrique*, 1986, 34 p.
- N° 5. – Jacques VALLIN et France MESLÉ, *Les causes de décès en France de 1925 à 1978*, 1986, 36 p.
- N° 4. – Graziella CASELLI, Jacques VALLIN, J. VAUPEL et A. YASHIN, *L'évolution de la structure par âge de la mortalité en Italie et en France depuis 1900*, 1986, 28 p.
- N° 3. – Paul PAILLAT, *Le vécu du vieillissement en 1979*, 1981, 114 p.
- N° 2. – Claude LÉVY, *Aspects socio-politiques et démographiques de la planification familiale en France, en Hongrie et en Roumanie*, 1977, 248 p.
- N° 1. – Georges TAPINOS, *Les méthodes d'analyse en démographie économique*, 1976, 288 p.

Mars 2013