

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

Carole Bonnet \*, Alice Keogh \*\*, Benoît Rapoport \*\*\*

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. 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. Nous utilisons les données des enquêtes *Patrimoine* françaises 2004 et 2010, qui permettent d'allouer la richesse à chaque membre du ménage, en particulier au sein des couples. Nous mettons 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, on constate que les écarts sont beaucoup plus forts pour les actifs financiers (environ 37 %) que pour le patrimoine immobilier (4 % pour la résidence principale en 2010) qui constitue la part la plus importante de la richesse des ménages. Ceci s'explique par une détention de la résidence principale très souvent à parts égales au sein des couples. Afin de 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 (méthode de Oaxaca et Blinder utilisée habituellement) mais aussi à d'autres endroits de la distribution de patrimoine. Cette dernière est en effet fortement dissymétrique. Nous montrons 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 ceci est en partie compensé par un patrimoine un peu plus élevé à caractéristiques données. Ce phénomène peut refléter des différences d'attitude face à l'épargne, mais également l'effet compensateur de la mutualisation partielle des ressources au sein des ménages.

## Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

\* Ined et Drees.

\*\* Université Paris 1 et Drees (au moment de la rédaction de l'article).

\*\*\* Université Paris 1 et Ined (B. Rapoport a bénéficié du financement du laboratoire d'excellence IPOPs porté par le Pres heSam portant la référence ANR-10-LABX-0089).

Une première version de ce travail a été réalisée lorsque les auteurs appartenaient à la Drees. Les auteurs remercient le groupe d'exploitation de l'enquête Patrimoine, Sophie Buffeteau et Augustin Vicard (Drees), ainsi que les deux rapporteurs anonymes de la revue. Ils restent cependant seuls responsables des erreurs qui pourraient subsister.

Il existe une importante littérature analysant les écarts de salaire entre sexes (Ponthieux et Meurs, à paraître). 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, pour deux raisons principales. Tout d'abord, s'il a fallu attendre les années 1980 pour que les arbitrages en termes de choix de consommation ou d'offre de travail soient examinés au sein du ménage et non plus comme les décisions de celui-ci, considéré comme une unité, ce n'est qu'encore plus tardivement que les décisions d'épargne, d'accumulation et de transmission du patrimoine ont cessé d'être uniquement considérées comme le fait du ménage, voire de la famille dans son ensemble (Browning, 1994, 1995). Ce changement de perspective, du ménage à l'individu, est en particulier lié à la forte progression de l'activité féminine, qui modifie les arbitrages économiques au sein des ménages et les pouvoirs de négociation respectifs des deux conjoints, ainsi qu'aux transformations des formes familiales et des modes de vie en couple, qui conduisent à une autonomisation croissante des trajectoires professionnelles et familiales. Ce phénomène concerne aussi l'accumulation patrimoniale. Fremeaux et Leturcq (2013) observent ainsi, depuis la fin des années 1980, un recul de la mise en commun des biens du ménage au profit d'une individualisation croissante causée par le recul du mariage et le recours accru au régime de la séparation de biens parmi les mariés.

La deuxième raison pour laquelle les inégalités de patrimoine entre homme et femmes sont encore peu étudiées tient au manque de données adéquates (Deere et Doss, 2006). Comme le rappellent Arrondel et Masson (2004), à la différence du salaire ou des pensions de retraite, revenus individuels, l'étude du patrimoine se heurte à la difficulté du choix de l'unité détentrice appropriée. Ce problème de choix se pose en particulier pour la collecte des données. Si le choix de l'unité d'étude a été discuté depuis longtemps (Lollivier et Verger, 1996), jusqu'à présent, dans la plupart des enquêtes, 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. Cette question peut se décliner de deux manières. Tout d'abord, l'allocation du patrimoine au sein du couple peut influencer le pouvoir de négociation de chacun des conjoints. 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. Ainsi, la littérature sur les modèles collectifs 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 (Chiappori, 1992). Un des exemples fréquemment donné est celui de Lundberg *et al.* (1997) qui, en s'appuyant sur une réforme de politique sociale au Royaume-Uni, ont montré que la consommation moyenne des enfants avait sensiblement augmenté suite à la décision de verser les allocations familiales à la mère plutôt qu'au père. On peut ainsi penser qu'un partage plus égal du patrimoine peut être bénéfique en termes d'efficacité et pas seulement en termes d'équité. Par ailleurs, l'intérêt pour la question des inégalités au sein des couples est renforcé par l'augmentation des ruptures d'union. Il est en effet important de connaître ce que chacun aurait en cas de séparation pour apprécier la situation économique post-divorce. Il est aussi probable que ces évolutions conjugales (recul du mariage, hausse des séparations) conduisent à des pratiques patrimoniales plus individualisées.

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. 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 inexplicée 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.

## Théorie et revue de littérature

L'accumulation d'un patrimoine résulte de plusieurs facteurs qui peuvent différer entre hommes et femmes. Ces écarts peuvent alors expliquer les différences de richesses accumulées, observées dans la littérature.

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

De manière simplifiée, on peut écrire que 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  $A_t$  (cf. égalité ci-dessous).

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

En faisant apparaître les principaux moteurs de l'accumulation du capital, cette équation comptable 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. Les femmes connaissent en effet davantage d'interruptions, en particulier en lien avec la présence d'enfants, et de moindres rémunérations, que ces dernières résultent d'un temps de travail réduit (importance du temps partiel), de difficultés d'accès aux emplois les mieux rémunérés (« plafond de verre ») ou d'une ségrégation professionnelle. Les femmes sont en effet davantage représentées dans les emplois de services, de santé, la fonction publique, métiers qui peuvent être moins rémunérateurs. Cette ségrégation peut s'expliquer par le poids des normes et des

stéréotypes, qui influencent en particulier le choix des filières éducatives. Ces écarts de revenu conduisent mécaniquement 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 le montant de patrimoine, et cela, de différentes manières. Être plus prudent peut conduire à accumuler une épargne de précaution plus importante pour se prémunir contre les risques futurs de perte d'emploi ou de maladie... *A contrario*, un comportement d'investissement plus prudent peut se traduire par une allocation de portefeuille comprenant davantage d'actifs non risqués, avec un rendement généralement plus faible. L'effet global sur le niveau de patrimoine est complexe puisqu'il dépend des évolutions relatives des rendements. En période de crise boursière ou de bulle immobilière, le rendement de l'épargne de précaution peut excéder celui des actifs risqués. L'effet global de l'aversion pour le risque dépend donc de façon importante du contexte économique et financier.

La récente revue de littérature de Bertrand (2011) conclut à une aversion pour le risque plus forte des femmes ; c'est aussi le cas de Croson et Gneezy (2009, p. 448 : « *We find that women are indeed more risk averse than men* »). Cette conclusion est aussi celle obtenue sur données françaises (Arrondel *et al.*, 2005). Néanmoins, l'existence d'une aversion pour le risque intrinsèque plus importante pour les femmes, même en moyenne, reste discutée – voir à ce sujet Nelson (2012) – à la fois parce que les écarts semblent quantitativement modestes, et parce que les facteurs de confusion ne sont souvent pas pris en compte (les écarts de comportements pourraient, par exemple, provenir du contenu de l'éducation qui impacte différemment les garçons et les filles, des modèles sociaux et familiaux, de relations différentes avec le marché du travail résultant de normes sociales...)<sup>1</sup>. Par ailleurs, même si les hommes investissent plus, en moyenne, que les femmes dans les jeux d'investissement financiers (Charness et Gneezy, 2012), que ceci découle ou non de différences intrinsèques dans l'aversion pour le risque, l'impact de ces différences sur l'accumulation de richesse semble limité. Ainsi, Neelakantan (2010) indique que les comportements d'investissement

1. Nelson (2012) suggère aussi que la plus grande facilité à, de manière générale, publier des résultats faisant état d'effets significatifs, par rapport aux études concluant à l'absence d'effets, pourrait être à l'origine d'un biais de confirmation.

moins risqués des femmes expliqueraient au plus 10 % des écarts de patrimoine.

D'autres paramètres caractérisant les préférences sont susceptibles de différer entre hommes et femmes et d'avoir un effet sur les comportements d'épargne. Ainsi, les différences de mortalité peuvent se traduire par des différences de préférence temporelle, qui pourraient conduire à une plus forte accumulation pour les femmes. On peut aussi mentionner l'altruisme. Si, par exemple, les femmes sont plus altruistes que les hommes (la question semble toutefois complexe, voir Andreoni et Vesterlund, 2001), elles pourraient souhaiter épargner plus afin de laisser des legs plus importants ; dans le même temps, elles pourraient souhaiter consommer plus pour leurs enfants lorsqu'ils sont jeunes.

- 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. En outre, même lorsque les montants au moment de la succession sont identiques, si la nature des biens reçus par les hommes et par les femmes (immobilier contre patrimoine financier contre biens professionnels) diffère, leur valorisation au fil du temps peut elle aussi différer, au gré de l'évolution des rendements et de la fiscalité, mais aussi de leur utilisation.

La mise en évidence des facteurs ci-dessus n'ignore pas que l'accumulation du patrimoine est un processus complexe et que d'autres éléments peuvent intervenir. En particulier, comme le rappellent Arrondel et Masson (2004), les choix d'accumulation dépendent « *d'éléments souvent inobservables, propres au ménage* », et on pourrait même ajouter, propres aux différents membres du ménage.

L'équation comptable présentée ci-dessus n'épuise donc pas la liste des déterminants de l'accumulation de patrimoine, et ceux qui pourraient différer entre hommes et femmes, dans la mesure où les motivations de cette accumulation peuvent différer entre ménages et entre individus. Arrondel et Masson (2004) distinguent ainsi trois modèles théoriques de comportements, selon la longueur de l'horizon

décisionnel (myope, de cycle de vie, dynastique dans lequel les préférences intègrent le bien-être des générations suivantes), auquel se rajoute un modèle de constitution et de transmission des grandes fortunes (qui répond aussi à d'autres motivations, telles que le pouvoir ou le prestige etc.). Les modes d'accumulation correspondant à ces différents modèles conduisent à diverses formes d'accumulation et donc de ménages (ou d'individus) selon les contraintes auxquelles ils font face, par exemple les contraintes de liquidité, et leur horizon privilégié. La complexité du processus d'accumulation et donc l'étude de ses déterminants, est en outre renforcée par le fait qu'un ménage (ou un individu) peut passer d'une forme d'accumulation à une autre selon sa position dans le cycle de vie ou dans la société.

### **Littérature existante sur les écarts de richesse entre hommes et femmes**

La plupart des articles étudient 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 nette<sup>2</sup> moyenne des couples est plus de deux fois supérieure à celle des isolés, hommes ou femmes. Une partie de cet écart est expliquée par des différences de caractéristiques socio-économiques (revenus, âge, ...), mais il demeure, même en tenant compte de ces dernières.<sup>3</sup> 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

2. 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.

3. 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 caractéristiques 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.

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 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 inexplicée. 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 inexplicée mais cette part ne s'ajoute pas à l'effet des caractéristiques contrôlées par l'étude, elle vient plutôt le réduire. Dit autrement, les moins bonnes caractéristiques des femmes « surexploient » les écarts constatés, et leur effet est atténué par des niveaux de patrimoines un peu plus élevés à caractéristiques données.

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.

## Méthodologie

Dans la plupart des enquêtes, le patrimoine est collecté au niveau du ménage (Deere et Doss, 2006). L'enquête *Patrimoine* (Insee) est l'une des rares bases de données permettant d'individualiser les différentes composantes du patrimoine, tout en les collectant de manière fine<sup>4</sup>. Une fois la richesse attribuée aux différents membres du ménage, on peut décomposer les écarts de patrimoine entre hommes et femmes.

### L'individualisation de la richesse dans les enquêtes Patrimoine

On s'appuie sur différentes informations disponibles dans l'enquête permettant d'attribuer les différentes composantes du patrimoine aux membres du ménage.

#### *Actifs financiers*

Pour chaque actif financier déclaré par le ménage dans l'enquête *Patrimoine* est demandé le détenteur. Il peut s'agir de la personne de référence, du conjoint, d'autres membres du ménage (enfants par exemple) mais aussi de personnes hors ménage. Il est aussi possible d'indiquer pour certains produits une possession jointe, c'est-à-dire que le produit est déclaré comme possédé conjointement par la personne de référence et son (sa) conjoint(e). Il s'agit principalement de comptes chèques, et pour une part plus réduite d'assurance-vie. Dans ce cas, on divise en deux le montant détenu pour l'allouer aux deux membres du couple, quel que soit son statut matrimonial.

#### *Actifs immobiliers*

Pour le patrimoine immobilier, l'information est reportée au niveau du ménage. Il est cependant

4. On utilise les enquêtes Patrimoine 2004 et 2010. Les données ont été collectées respectivement entre octobre 2003 et janvier 2004 pour l'enquête Patrimoine 2004 et entre octobre 2009 et février 2010 pour l'enquête 2010.

demandé à l'individu interrogé<sup>5</sup> 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). Ceci permet donc de répartir la valeur du bien entre les différents membres du ménage.

### *Patrimoine professionnel*

Le patrimoine professionnel du ménage est collecté sous deux formes dans l'enquête : le patrimoine professionnel exploité par le ménage dans le cadre d'une activité d'indépendant et le patrimoine professionnel non exploité directement par le ménage (par exemple, les terres agricoles ou les locaux qu'il pourrait louer à des tiers). On ne peut attribuer le patrimoine exploité que lorsqu'il n'y a qu'un seul indépendant dans le ménage. Le patrimoine professionnel non exploité n'est pas individualisable en 2010 car il est déclaré, dans la majorité des cas, comme appartenant au ménage.

Nous avons donc choisi d'exclure l'ensemble du patrimoine professionnel de l'analyse. Ce choix n'est pas sans conséquences sur les écarts de patrimoine privé, dans la mesure où un couple formé d'un homme travailleur indépendant et de son épouse salariée pourrait, par exemple, choisir de désigner l'épouse comme propriétaire du logement principal afin de se protéger en cas de faillite de l'entreprise du travailleur indépendant ou faire le choix d'adopter toute autre stratégie pour prémunir le ménage de la perte du patrimoine privé. Dans l'analyse empirique présentée dans la dernière partie, nous contrôlons par la situation et par l'activité professionnelle, ce qui permet de prendre en compte, mais seulement partiellement, les spécificités des ménages comprenant des indépendants.

Une difficulté soulevée par l'individualisation du patrimoine à partir de questions sur le détenteur de produits concerne la différence pouvant exister 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 le couple est marié, le mariage est de plus en plus souvent précédé d'une période de cohabitation. Enfin, par analogie avec le revenu, avoir davantage de patrimoine en son nom peut influencer le pouvoir de négociation au sein du ménage.

À 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.

### **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)<sup>6</sup>. 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

5. Une seule personne dans le ménage est interrogée. 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.

6. On trouvera dans Bonnet *et al.* (2013) les résultats issus de la méthode de décomposition d'Oaxaca-Blinder. La décomposition des écarts de patrimoine moyen entre hommes et femmes conduit à des résultats qualitativement similaires.

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 *et al.* (1996) (DFL dans la suite, cf. encadré), 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 : « quelle serait la distribution de patrimoine des hommes s'ils avaient 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. Considérons la densité de patrimoine  $g$ . L'écart de densité entre hommes et femmes peut alors s'écrire :

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

Où  $g^M$  est la densité de la variable de patrimoine pour les hommes,  $g^F$ , la densité pour les femmes et  $g_{CF}^1$ , la densité contrefactuelle représentant la distribution de patrimoine des hommes s'ils avaient les caractéristiques observables des femmes, estimée au moyen d'une régression non-paramétrique. On peut alors décomposer les écarts de patrimoine à n'importe quel point de la distribution, par exemple, à la moyenne, à la médiane ou encore décomposer l'écart inter-déciles (p90-p10). La première composante (à droite de l'égalité) représente l'écart lié aux différences de caractéristiques et la deuxième composante, la part inexpliquée de l'écart.

Ainsi, la différence entre la distribution réelle observée et la distribution contrefactuelle de patrimoine permet d'identifier les contributions des caractéristiques considérées à l'ensemble de l'écart de patrimoine.

Encadré

#### LA DÉCOMPOSITION DE DINARDO-FORTIN-LEMIEUX (DFL)

On présente ici la décomposition DFL dans le cas d'un seul groupe de caractéristiques observables (en annexe 2 figure la décomposition dans le cas des 4 groupes de caractéristiques utilisée dans l'étude)

On note  $F$  une variable binaire qui prend la valeur 1 pour les femmes et 0 pour les hommes.  $w$  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 :

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

$\gamma^{M,F}$ ,  $f^{M,F}$ ,  $h_v$  désignent respectivement les densités jointes du patrimoine et des caractéristiques (pour les hommes et les femmes), les densités marginales du patrimoine (pour les hommes et les femmes) et la densité marginale des caractéristiques.

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

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

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

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

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

Il peut être estimé par une régression non-paramétrique pondérée si on trouve un estimateur de  $\psi_v$ . Pour ce faire, on décompose ce terme à l'aide de la loi de Bayes (Fortin *et al.*, 2010). Il vient :

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

Dans cette expression, la probabilité non conditionnelle  $P(F=1)$  est directement observée et la probabilité conditionnelle  $P(F=1|v)$  peut être estimée par un probit (ou un logit) appliqué à l'indicatrice d'être une femme.

La décomposition de l'écart de patrimoine entre hommes et femmes s'écrit alors :

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

La première composante (à droite de l'égalité) représente l'écart lié aux différences de caractéristiques et la deuxième composante correspond à la part inexpliquée de l'écart.

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

Deux définitions du patrimoine sont disponibles dans les enquêtes : brut, c'est-à-dire y compris l'endettement, et net de l'endettement. La plupart des résultats ci-dessous concernent le patrimoine brut. Quelques résultats sur le patrimoine net sont donnés dans la partie sur la décomposition pour l'enquête 2010.

### 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 % début 2004 et de 37 % début 2010<sup>7</sup> (cf. tableau 1). Cet écart est particulièrement important pour les valeurs mobilières (actions

et obligations), les hommes en détenant deux fois plus (cf. tableaux A3, annexe 3<sup>8</sup>). En tenant compte des biens mobiliers et immobiliers, le patrimoine des hommes est de 12 % à 15 % plus élevé que celui des femmes.

Le patrimoine immobilier est en effet réparti de façon plus égale entre hommes et femmes 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 (cf. tableau 2).

Lorsque l'on différencie selon le statut marital (cf. 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 personnes en couples, tant mariées que cohabitantes, mais dans une moindre mesure. Ce résultat semble aller à l'encontre de ce que l'on pourrait attendre, étant donnée la littérature documentant le fait que les couples tendent à se former suivant un processus d'appariement

7. Pour assurer la comparabilité des deux enquêtes, on exclut les Dom en 2010. Ils n'étaient pas enquêtés en 2004.

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

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

Enquête 2004	Ensemble	Mariés	Cohabitants	Divorcés vivant seuls	Veufs vivant seuls	Célibataires vivant seuls
Actifs financiers	1,38 <sup>***</sup>	1,53 <sup>***</sup>	1,32 <sup>**</sup>	1,22	1,65 <sup>***</sup>	1,32
Résidence principale	1,08 <sup>***</sup>	1,07 <sup>***</sup>	1,31 <sup>***</sup>	1,12	1,42 <sup>***</sup>	0,87
Immobilier autre	1,14 <sup>**</sup>	1,06	1,40	1,18	1,88 <sup>*</sup>	1,39
Total	1,15 <sup>***</sup>	1,14 <sup>***</sup>	1,33 <sup>***</sup>	1,14	1,54 <sup>***</sup>	1,07
Nb observations	15 345	9 694	1 920	988	1 173	1 570

Lecture : début 2004, les hommes mariés possédaient 1,53 fois (significatif à 1 %) plus de patrimoine financier que les femmes mariées.

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

Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.

Source : enquête Patrimoine 2004.

Enquête 2010	Ensemble	Mariés	Cohabitants	Divorcés vivant seuls	Veufs vivant seuls	Célibataires vivant seuls
Actifs financiers	1,37 <sup>***</sup>	1,52 <sup>***</sup>	1,31 <sup>**</sup>	1,63 <sup>***</sup>	2,09 <sup>***</sup>	1,17
Résidence principale	1,04 <sup>*</sup>	1,02	1,07	1,17 <sup>*</sup>	1,41 <sup>***</sup>	1,01
Immobilier autre	1,12 <sup>***</sup>	1,06	1,14	2,28 <sup>***</sup>	1,37	0,70
Total	1,12 <sup>***</sup>	1,11 <sup>***</sup>	1,12 <sup>*</sup>	1,41 <sup>***</sup>	1,57 <sup>***</sup>	0,99
Nb observations	1 944	12 300	2 684	1 279	1 517	1 634

Lecture : début 2010, les hommes mariés possédaient 1,52 fois (significatif à 1 %) plus de patrimoine financier que les femmes mariées.

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

Champ : ensemble des individus, à l'exception du dernier centile.

Source : enquête Patrimoine 2010.

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. Deux raisons peuvent expliquer ce constat. Le veuvage ne touche pas des femmes et des hommes aux caractéristiques identiques. Par ailleurs, la mortalité différentielle est plus importante pour les hommes que pour les femmes ; de ce fait, les populations des veufs et des veuves ont des caractéristiques différentes. Enfin, les personnes veuves vivant seules, âgées en moyenne en 2004 de 72 ans (hommes) et de 73,5 ans (femmes), appartiennent à des générations plus anciennes. Une division sexuée du travail plus forte dans ces générations peut avoir conduit les femmes à disposer de moins de patrimoine et pourrait donc expliquer des écarts plus importants que pour les autres statuts matrimoniaux. En 2010, les veufs et veuves ont en moyenne plus de 75 ans ; l'accroissement des écarts en termes de patrimoine financier pourrait résulter des différences de mortalité différentielle.

On ne constate pas de différence entre hommes et femmes pour les célibataires vivant seuls. Cela résulte certainement ici d'une population d'individus plus jeunes (40 ans en moyenne en 2004 et 41 ans en 2010), donc moins avancés dans leur accumulation patrimoniale. Mais, on sait aussi que les personnes célibataires vivant seules sont davantage représentées au sein des non qualifiés chez les hommes et en revanche, parmi les plus qualifiées chez les femmes. Cette différence explique aussi certainement des écarts de richesse plus faibles. Enfin, les résultats sur les divorcés diffèrent entre 2004 et

2010. Début 2004, l'écart de patrimoine n'est pas significatif entre hommes et femmes pour cette catégorie (et les écarts sont limités). Début 2010, 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 (les divorcés vivant dans une nouvelle union et non mariés 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 (cf. tableau 3).

La comparaison entre 2003/2004 et 2009/2010 des écarts entre hommes et femmes est délicate. Si le CAC40 est, à ces deux dates, au même niveau et au plus bas, autour de 3000 points (ce qui, en termes réels se traduit néanmoins par un rendement moyen légèrement négatif sur la période), l'immobilier a, quant à lui, fortement augmenté sur la période 2002-2007 avant de connaître un ralentissement puis une baisse des prix ; le prix des logements reste toutefois nettement supérieur en 2009/2010 à ce qu'il était en 2003/2004. Les femmes détenant en proportion plus de patrimoine immobilier que les hommes et moins de patrimoine financier, il se peut qu'une partie des évolutions entre les deux enquêtes provienne d'évolutions différenciées des types de patrimoine. Les données, en l'absence de panel, ne permettent cependant pas de savoir comment a évolué la composition des patrimoines des uns et des autres (voir

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

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

Lecture : 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 ? ».

Champ : couples propriétaires de leur logement.

Source : enquête Patrimoine 2004.

cependant Chaput *et al.*, 2011 sur l'évolution des inégalités et de la composition du patrimoine). En outre, les évolutions macroéconomiques ne sont pas sans effet sur la valorisation des patrimoines professionnels, le recul de l'économie juste avant l'enquête de 2009/2010 a ainsi pu conduire à une dépréciation du patrimoine professionnel des indépendants, entraînant aussi une potentielle recomposition de l'ensemble du patrimoine dans le ménage. Puisque l'étude ignore le patrimoine professionnel, il est difficile de mesurer ces effets.

### Résultats de la décomposition de l'écart de patrimoine entre sexe

#### *Quels déterminants des montants de patrimoine des hommes et des femmes ?*

La littérature a mis en évidence plusieurs facteurs ayant un effet important et significatif sur le montant de patrimoine détenu. 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 ».

En nous appuyant sur la littérature, mais aussi sur les résultats d'une régression linéaire du

montant du patrimoine sur différentes variables explicatives (Bonnet *et al.*, 2013), on distingue quatre grands groupes de variables explicatives que l'on utilisera dans la décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes :

- Les variables décrivant la carrière : revenu, statut sur le marché du travail (emploi, chômage, inactivité), durée travaillée et durée passée au chômage, indicateurs de proximité avec le marché du travail au cours de la carrière. Ces facteurs reflètent la capacité d'épargne et donc de constitution du patrimoine des personnes. On introduit aussi la catégorie socioprofessionnelle, en particulier pour distinguer les salariés des indépendants. Ces derniers ont en effet, toutes choses égales par ailleurs, un montant de patrimoine plus élevé que les salariés, même lorsque l'on ne tient pas compte du patrimoine professionnel. Ce résultat est souvent mis en parallèle avec des droits à retraite plus faibles des indépendants qu'un montant de patrimoine plus élevé viendrait compenser.

- Les variables de diplôme : elles reflètent aussi la capacité d'épargne, via un revenu plus élevé pour les individus plus qualifiés, mais elles peuvent aussi signaler des préférences ou des niveaux d'aversion au risque différents, ce qui peut jouer sur les arbitrages entre consommation et épargne.

- Les variables décrivant l'histoire familiale. On tient compte, en particulier, 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. On prend aussi en compte les caractéristiques des parents susceptibles de déterminer à la fois les

Tableau 3  
Distribution du patrimoine selon le sexe en 2004 et en 2010  
en euros 2003

	2004				2010			
	Hommes	Femmes	Écart	Ratio	Hommes	Femmes	Écart	Ratio
p10	531	342	189	1,55	498	377	121	1,32
p25	5 685	3 143	2 542	1,81	5 524	4 089	1 435	1,35
p50	60 946	51 859	9 087	1,18	86 617	80 375	6 242	1,08
p75	115 152	104 999	10 453	1,10	163 854	151 996	11 859	1,08
p90	202 558	182 088	20 470	1,11	283 841	255 378	28 463	1,11
p95	293 042	248 262	44 780	1,18	404 606	352 090	52 516	1,15
Moyenne	86 178	75 111	11 067	1,15	120 141	107 595	12 546	1,12

Lecture : début 2004, le patrimoine médian était de 60 946 euros pour les hommes et de 51 859 euros pour les femmes.  
Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.  
Source : enquête Patrimoine 2004 et 2010.

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, détention (actuelle ou passée) par les parents de biens immobiliers, en particulier en plus de la résidence principale, ou bien de valeurs mobilières ou d'assurance-vie).

- Les variables de caractéristiques démographiques : on introduit l'âge, en ligne avec la théorie du cycle de vie ; le nombre et l'âge des enfants qui pourraient, pour les femmes, refléter la proximité avec le marché du travail et la capacité d'épargne ; le nombre de frères et sœurs, qui permettent d'anticiper sa part d'héritage futur (partage du patrimoine des parents en plusieurs et moindre capacité pour ces derniers d'accumuler), ainsi que le statut matrimonial qui peut traduire d'éventuelles stratégies différentes d'accumulation<sup>9</sup>.

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

Afin d'identifier les facteurs ayant une influence sur les écarts de distribution de richesse entre hommes et femmes, on introduit dans la décomposition DFL les quatre groupes de facteurs identifiés précédemment (cf. annexe2) :

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

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 4a et 4b présentent les résultats de cette décomposition à différents points de la distribution. Un écart positif (respectivement négatif) pour le facteur considéré signifie que la différence de composition entre hommes et femmes pour ce facteur accroît (respectivement minore) l'écart de richesse.

Les facteurs qui jouent le rôle le plus important dans les écarts de distribution de patrimoine entre hommes et femmes sont ceux caractérisant la situation sur le marché du travail et le revenu courant<sup>10</sup> de la personne (premier

élément de la décomposition). Ainsi, à tous les points de la distribution que l'on examine (p10, p25, médiane, p75 et p90), l'écart entre le patrimoine des hommes avec leurs caractéristiques propres et celui des hommes avec les distributions de revenu et de situation actuelle et passée sur le marché du travail des femmes est très élevé. Il est de 24 728 € à la médiane (en 2010, cf. tableau 4b). Le patrimoine des hommes calculé avec les caractéristiques sur le marché du travail des femmes serait ainsi très inférieur à leur patrimoine observé<sup>11</sup>. Les différences dans le revenu et l'attachement au marché du travail expliquent aussi une part importante de l'écart dans la dispersion au sein des deux sous-populations, en particulier dans le bas de la distribution (dispersion mesurée par p50-p10).

Les autres facteurs introduits dans la décomposition jouent un rôle moins important. Les différences en termes de diplôme ou de facteurs intergénérationnels entre hommes et femmes expliquent une part du « désavantage » des femmes en termes de richesse, mais plus réduite. Les écarts entre la distribution de patrimoine des hommes et la distribution contrefactuelle consistant à leur attribuer respectivement la distribution des diplômes et des facteurs intergénérationnels des femmes sont en effet de moindre ampleur.

Enfin, le quatrième facteur introduit joue en sens inverse. La différence entre hommes et femmes dans la distribution des caractéristiques démographiques vient plutôt réduire l'écart de patrimoine. Si on donnait aux hommes la distribution des caractéristiques démographiques des femmes, leur patrimoine serait supérieur à celui réellement observé. À tous les points de la distribution étudiée, l'écart est ainsi négatif mais l'effet s'observe plus particulièrement dans le

9. Bonnet et al. (2013) mettent ainsi en évidence que parmi les individus mariés, avoir signé un contrat autre que la communauté universelle ou réduite aux acquêts 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. À 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).

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

11. Il serait même inférieur au patrimoine des femmes, puisque l'écart entre la distribution de patrimoine des hommes et la distribution contrefactuelle est très supérieur à l'écart observé entre hommes et femmes (4 911 € à la médiane en 2010). On y reviendra par la suite mais la manière dont les femmes accumulent leur richesse (partie inexpliquée de l'écart) vient « compenser » leurs moins bonnes caractéristiques.

haut de la distribution. Il est probable que cela résulte de la combinaison d'une proportion plus importante de veuves et de divorcées chez les femmes et du fait que les hommes divorcés vivant seuls et les veufs ont un patrimoine nettement plus élevé que les divorcées et les veuves (cf. tableau 1).

L'effet inexpliqué (cf. col. 7, tableaux 4a et 4b) regroupe l'ensemble des facteurs non pris en compte dans le reste de la décomposition, à la fois les variables qui ne sont pas observées dans les données et les facteurs qui déterminent l'impact des caractéristiques observées sur le niveau de patrimoine qui pourraient différer entre hommes et femmes, par exemple, l'effet marginal d'une année d'éducation supplémentaire ou du fait de devenir veuf.

Le fait que cet effet inexpliqué soit négatif à tous les points de la distribution signifie que les femmes disposent d'un patrimoine plus élevé que les hommes à caractéristiques données. Dit autrement, si on suppose que le niveau de patrimoine résulte d'une fonction d'accumulation de la richesse en fonction d'un certain nombre de caractéristiques, cette fonction diffère entre hommes et femmes et conduit à davantage de patrimoine pour les femmes que pour les hommes à caractéristiques identiques, même si ceci ne compense que très partiellement l'effet de ces caractéristiques. En termes relatifs, cet

effet est particulièrement marqué à la médiane et dans le bas de la distribution.

Ainsi, les écarts observés entre hommes et femmes résultent essentiellement des différences de distribution des caractéristiques individuelles observées et ils sont réduits plutôt qu'accrus par les autres caractéristiques non prises en compte dans l'analyse. Les raisons de ces différences restent à investiguer, mais la littérature suggère au moins deux pistes. La première consiste à étudier les transferts de revenu au sein des ménages, et en particulier au sein des couples. De nombreux couples mettent en effet en commun leurs ressources, facilitant l'accumulation de patrimoine par le conjoint avec des caractéristiques associées à une moindre 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. En 2010, 64 % des couples déclarent mettre leurs revenus intégralement en commun, 18 % déclarent n'en mettre qu'une partie en commun et 18 % déclarent les séparer totalement (Ponthieux, 2012). Cette mise en commun des ressources est plus fréquente au sein des couples mariés, puisqu'elle est alors pratiquée par les trois quarts d'entre eux (Ponthieux, 2012), le conjoint restant attaché au marché du travail pouvant ainsi compenser celui qui prend

Tableau 4a

**Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes (2004) selon la méthode DFL**

en euros 2003

	Écart de patrimoine	Revenu et situation sur le marché du travail	Diplôme	Facteurs intergénérationnel et héritage	Caractéristiques démographiques	Effet inexpliqué
p10	234 (71)	429 (54)	20 (23)	0 (17)	- 98 (30)	- 117 (71)
p25	3 744 (883)	7 518 (934)	536 (161)	-322 (205)	- 1 063 (394)	- 2 925 (497)
P50	6 787 (1 629)	28 531 (3 900)	2 867 (989)	1034 (814)	- 1 073 (1 376)	- 24 572 (5 442)
P75	9 946 (2 277)	26 162 (2 620)	2 389 (1 067)	107 (788)	- 3 735 (1 676)	- 14 977 (3 187)
P90	20 243 (5 260)	39 686 (6 553)	6 943 (3 653)	156 (1 723)	- 10 043 (4 263)	- 16 499 (7 891)
P90-P10	20 009 (5 260)	39 257 (6 554)	6 923 (3 653)	156 (1720)	- 9 946 (4 268)	- 16 382 (7 891)
P90-P50	13 456 (5 077)	11 155 (6 398)	4 076 (3 383)	- 878 (1523)	- 8 971 (4 086)	8 074 (7 976)
P50-P10	6 553 (1 619)	27 102 (3 901)	2 847 (985)	1 034 (809)	- 975 (1 372)	- 24 455 (5 429)

Lecture : début 2004, l'écart estimé entre le premier décile de patrimoine des hommes et le premier décile de patrimoine des femmes était de 234 euros. L'écart estimé au premier décile est de 429 euros si on compare les hommes et les femmes à qui on a attribué les caractéristiques liées au marché du travail des femmes. Les écarts-types (entre parenthèses) sont déterminés par bootstrap, 100 répliques.

Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.

Source : enquête Patrimoine 2004.

en charge les enfants et réduit son investissement sur le marché du travail (Cigno, 2012). Une autre piste pouvant expliquer une accumulation plus importante des femmes à caractéristiques observées comparables est une différence d'aversion pour le risque, ou encore de préférence temporelle. Si cette dernière était plus élevée pour les femmes que pour les hommes, leurs choix de portefeuille auraient pu être plus prudents en période de crise (comme en 2009/2010) et ainsi plus rentables.

L'enquête de 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 *pro-rata* 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

Tableau 4b

**Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes (2010) selon la méthode DFL**

en euros 2003

	Écart de patrimoine	Revenu et situation sur le marché du travail	Diplôme	Facteurs intergénérationnel et héritage	Caractéristiques démographiques	Effet inexpliqué
p10	149 (109)	496 (84)	50 (40)	25 (24)	25 (44)	- 446 (105)
p25	4 167 (2 356)	11 248 (2 061)	1 327 (846)	- 806 (396)	- 1 352 (809)	- 6 250 (1 262)
P50	4 911 (2 295)	24 728 (6 269)	2 728 (2 965)	- 74 (681)	- 1 786 (1 291)	- 20 685 (3 973)
P75	11 310 (3 355)	25 856 (8 137)	4 874 (2 782)	- 260 (1 127)	- 7 403 (1 732)	- 11 756 (6 541)
P90	29 614 (6 275)	56 152 (7 988)	1 091 (3 115)	124 (2 482)	- 14 658 (4 366)	- 13 096 (9 181)
P90-P10	29 465 (6 249)	55 656 (8 006)	1 042 (3 136)	99 (2 476)	- 14 683 (4 369)	- 12 649 (9 218)
P90-P50	24 703 (5 474)	31 424 (11 957)	- 1 637 (5 499)	198 (2 323)	- 12 872 (4 541)	7 590 (9 213)
P50-P10	4 762 (2 265)	24 232 (6 221)	2 679 (2 936)	- 99 (678)	- 1 811 (1 279)	- 20 239 (3 960)

Lecture : début 2010, l'écart estimé entre le premier décile de patrimoine des hommes et le premier décile de patrimoine des femmes était de 149 euros. L'écart estimé au premier décile est de 496 euros si on compare les hommes et les hommes à qui on a attribué les caractéristiques liées au marché du travail des femmes. Les écarts-types (entre parenthèses) sont déterminés par bootstrap, 100 réplifications.

Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.

Source : enquête Patrimoine 2010.

Tableau 5

**Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes (2010) selon la méthode DFL – Patrimoine net**

en euros 2003

	Écart de patrimoine	Revenu et situation sur le marché du travail	Diplôme	Facteurs intergénérationnel et héritage	Caractéristiques démographiques	Effet inexpliqué
p10	164 (207)	780 (161)	14 (96)	41 (43)	- 14 (78)	- 657 (238)
p25	1 643 (609)	4476 (689)	479 (326)	14 (159)	- 534 (242)	- 2 792 (472)
P50	6 734 (2 280)	29 853 (6 137)	4 531 (2 611)	534 (1 133)	- 1 410 (1 319)	- 26 773 (5 661)
P75	11 662 (3 385)	27 567 (9 394)	4 736 (3 876)	- 27 (1 235)	- 6 488 (1 714)	- 14 126 (7 632)
P90	23 488 (6 215)	50 891 (6 556)	958 (2 483)	602 (2 002)	- 15 987 (4 582)	- 12 976 (9 528)

Lecture : début 2010, l'écart estimé entre le premier décile de patrimoine des hommes et le premier décile de patrimoine des femmes était de 149 euros. L'écart estimé au premier décile est de 496 euros si on compare les hommes et les hommes à qui on a attribué les caractéristiques liées au marché du travail des femmes. Les écarts-types (entre parenthèses) sont déterminés par bootstrap, 100 réplifications.

Les écarts-types (entre parenthèses) sont déterminés par bootstrap, 100 réplifications, calculs sur le patrimoine net.

Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.

Sources : enquête Patrimoine 2010.

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 (cf. tableau 5).

La comparaison avec la décomposition du patrimoine brut met en évidence des résultats proches, avec un fort effet du revenu et de la situation sur le marché du travail. Les conclusions sur l'écart plus favorable aux femmes à caractéristiques individuelles données sont donc les mêmes que l'on s'intéresse au patrimoine net ou au patrimoine brut.

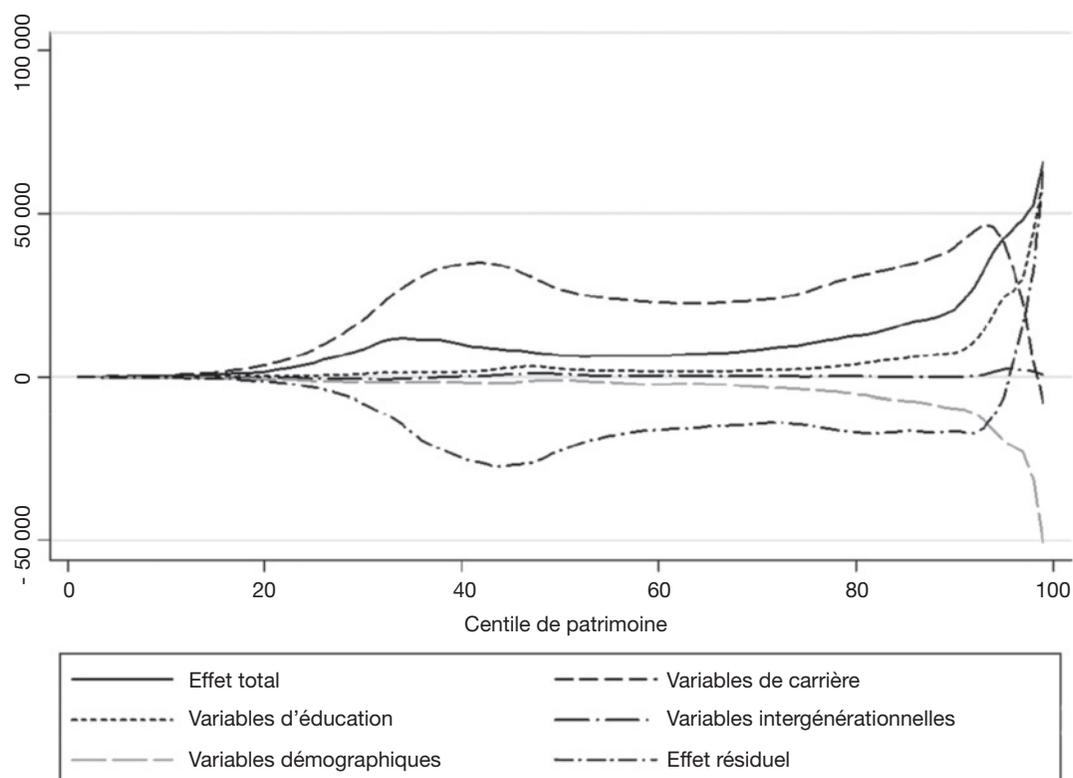
Dans les tableaux 4a et 4b sont reportés les résultats de la décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes à quelques points clés de la distribution (médiane, premier décile, premier quartile). La méthode DFL permettant de décomposer les écarts à n'importe quel point de la distribution, on présente sur les graphiques 1a et 1b

la contribution des différents facteurs à tous les percentiles de la distribution. Cela permet de mieux visualiser une des conclusions de l'article sur le caractère non uniforme de la contribution des différents facteurs aux écarts tout le long de la distribution.

Ainsi, dans les tableaux 4a et 4b, on a mis en évidence la contribution importante des variables de carrière et le fort effet inexplicé à la médiane (en part de l'écart observé). Il apparaît que la plus forte contribution des variables de carrière et le fort effet résiduel qui en résulte s'observe un peu plus bas dans la distribution au niveau du 45<sup>e</sup> percentile en 2004 et du 35<sup>e</sup> percentile en 2010 (cf. figures 1a et 1b). La compréhension des raisons pour lesquelles la contribution du facteur carrière est particulièrement importante à cet endroit-là est laissée à de futures recherches.

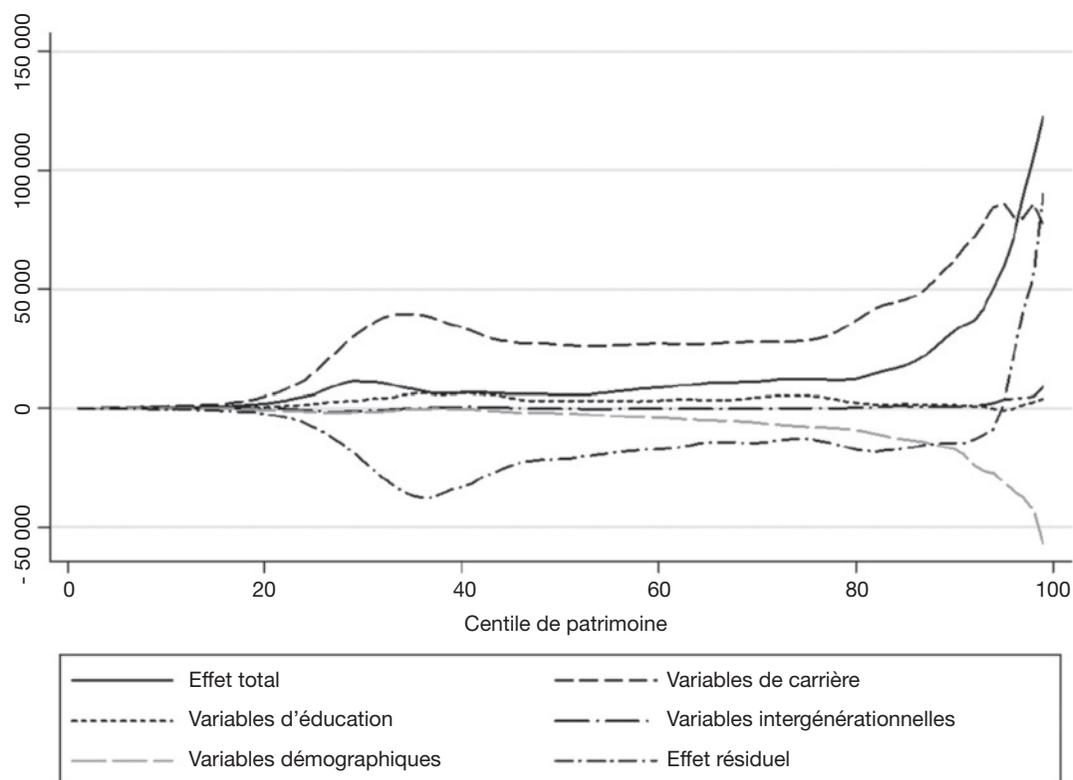
On constate aussi qu'à l'autre extrémité de la distribution, au-delà du 90<sup>e</sup> décile, la contribu-

Graphique 1a  
Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes, ensemble de la distribution (2004)



Lecture : l'effet total est égal à l'écart de patrimoine brut entre hommes et femmes à tous les centiles de la distribution. Cet écart se décompose comme la somme de l'effet des variables de carrière, des variables d'éducation, des variables démographiques et d'un effet résiduel, représentant la part inexplicée de l'écart.  
Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.  
Source : enquête Patrimoine 2004.

Graphique Ib

**Décomposition des écarts de patrimoine entre hommes et femmes, ensemble de la distribution (2010)**

Lecture : l'effet total est égal à l'écart de patrimoine brut entre hommes et femmes à tous les centiles de la distribution. Cet écart se décompose comme la somme de l'effet des variables de carrière, des variables d'éducation, des variables intergénérationnelles, des variables démographiques et d'un effet résiduel, représentant la part inexpliquée de l'écart.

Champ : personnes de référence et conjoints, à l'exception du dernier centile.

Source : enquête Patrimoine 2010.

tion des variables démographiques devient très négative, compensée par un effet inexpliqué qui devient positif. La conclusion générale sur l'« avantage » féminin à caractéristiques données n'est plus valable dans le haut de la distribution. À partir du 95<sup>e</sup> percentile, ce sont les hommes qui ont des patrimoines plus élevés à caractéristiques identiques. L'accumulation dans le très haut de la distribution résulte certainement de logiques différentes que pour le reste des individus.

Un prolongement naturel de ce travail consistera à analyser plus finement ce que recouvrent ces écarts inexpliqués. 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* depuis 1998. On pourra ainsi introduire une dimension explicative supplémentaire dans la décomposition des écarts entre hommes et femmes, que les différences d'aversion soient des différences intrinsèques

ou qu'elles résultent d'histoires différentes. 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, du moins en période de faible rendement des placements risqués. La deuxième poursuite de ce travail consistera à examiner plus précisément le rôle du statut marital et donc des stratégies matrimoniales. 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. À ce titre, le projet de donner la dimension d'un panel à l'enquête *Patrimoine* française sera un apport précieux puisqu'il devrait être dorénavant possible d'analyser les stratégies d'accumulation de patrimoine et de les lier à l'évolution du statut marital des individus. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Andreoni J. et Vesterlund L. (2001)**, « Which is the fair sex? Gender differences in altruism », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116 (1), pp. 293-312.
- Arrondel L. et Masson A. (2004)**, « Le patrimoine et ses logiques d'accumulation », dans *Tisser le lien social*, A. Supiot (ed.), Presses de la MSH, Paris, pp. 253-272.
- Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2005)**, « Mesurer les préférences individuelles à l'égard du risque », *Économie et Statistique*, n° 374-375, pp. 53-85.
- Barsky R., Bound J., Charles K. et Lupton J. (2002)**, « Accounting for the Black-White Wealth Gap: A Nonparametric Approach », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 97, n° 459, pp. 663-673.
- Barthez A. et Laferrère A. (1996)**, « Contrats de mariage et régimes matrimoniaux », *Économie et Statistique*, n° 296-297, pp. 127-144.
- Bertrand M. (2011)**, « New Perspectives on Gender », chap. 17, dans O. Ashenfelter & D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4B, North-Holland, pp. 1545-1591.
- Blinder A. (1973)**, « Wage discrimination: reduced forms and structural estimates », *Journal of Human Resources*, Vol. 8, n° 4, pp. 436-455.
- Bonnet C., Keogh A. et Rapoport B. (2013)**, « Quels facteurs pour expliquer les écarts de patrimoine entre hommes et femmes en France ? », *Document de travail Ined*, n° 191.
- Browning M. (1994)**, « The Saving Behaviour of a Two-person Household », *Working Paper, McMaster University*, n° 01.
- Browning M. (1995)**, « Saving and the intra-household distribution of income: an empirical investigation », *Ricerche Economiche*, n° 48, p. 277-292.
- Chaput H. et Salembier L. (2011)**, « Les choix de détention patrimoniale des ménages ne sont pas seulement liés à leurs ressources », dans *Les revenus et le patrimoine des ménages*, Insee Références, pp. 21-38.
- Charness G. et Gneezy U. (2012)**, « Strong Evidence for Gender Differences in Risk Taking », *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 83, n° 1, pp. 50-58.
- Chiappori P.-A. (1992)**, « Collective Labor Supply and Welfare », *Journal of Political Economy*, n° 100, pp. 437-467.
- Cigno A. (2012)**, « Marriage as a commitment device », *Review of Economics of the Household*, vol. 10, n° 2, pp. 193-213.
- 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. et Hildebrand V. (2006)**, « The wealth of Mexican Americans », *Journal of Human Resources*, vol. 41, n°4, pp. 841-868.
- Cordier M., Houdré C. et Rougerie C. (2006)**, « Les inégalités de patrimoine des ménages entre 1992 et 2004 », dans *Les revenus et le patrimoine des ménages*, Insee, pp. 47-58.
- Crosen R. et Gneezy U. (2009)**, « Gender Differences in Preferences », *Journal of Economic Literature*, 2009, vol. 47, n° 2, pp. 448-474.
- Deere C. et Doss C. (2006)**, « The gender asset gap: What do we know and why does it matter? », *Feminist Economics*, vol. 12, n° 1-2, pp. 1-50.
- DiNardo J., Fortin N. et Lemieux T. (1996)**, « Labour market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semi-parametric approach », *Econometrica*, vol. 64, n°5, pp. 1001-1044.
- Fortin N., Lemieux T. et Firpo S. (2010)**, « Decomposition methods in economics », *NBER Working Papers*, n° 16045.
- Fremaux N. et Leturcq M. (2013)**, « Plus ou moins mariés : l'évolution du mariage et des contrats de mariage en France », *Économie et Statistiques*, vol. 461-462, pp. 125-151.
- Jefferson T. (2009)**, « Women and Retirement Pensions: A Research Review », *Feminist Economics*, vol. 15, n° 4, pp. 115-145.
- Lollivier S. et Verger D. (1996)**, « Patrimoine des ménages : déterminants et disparités », *Économie et Statistique*, n°296-297, pp. 13-31.
- Lundberg S., Pollak R. et Wales T. (1997)**, « Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit »,

*The Journal of Human Resources*, vol. 32, n° 3, pp. 463-480.

**Neelakantan U. (2010)**, « Estimation and impact of gender differences in risk tolerance », *Economic Inquiry*, vol. 48, n° 1, pp. 228-233.

**Nelson J. (2012)**, « Are Women Really More Risk-Averse than Men? », *INET Research Note*, n° 012.

**Oaxaca R. (1973)**, « Male-female wage differentials in urban labour markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, pp. 693-709.

**Ponthieux S. (2012)**, « La mise en commun des revenus dans les couples », *Insee Première*, n° 1409.

**Ponthieux S. et Meurs D. (à paraître)**, « Gender inequality », Chap. 12, dans A. Atkinson & F. Bourguignon, *Handbook of Income Distribution*, vol. 2, North-Holland.

**Sierminska E., Frick J. et Grabka M. (2010)**, « Examining the gender wage gap », *Oxford Economic Papers*, vol. 62, n° 4, pp. 669-690.

**Schmidt L. et Sevak P. (2006)**, « Gender, marriage, and asset accumulation in the United States », *Feminist Economics*, vol. 12, pp. 139-166, n° 1-2.

**Wolff E. (1998)**, « Recent Trends in the Size Distribution of Household Wealth », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, n° 3, pp. 131-50.

**Yamakoski A. et 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*, vol. 12, n° 1-2, pp. 167-194.

**Zagorsky J. (2003)**, « Husbands' and Wives' View of the Family Finance », *The Journal of Socio-Economics*, vol. 32, n° 2, pp. 127-146.

### QUEL TYPE DE CONTRAT DE MARIAGE ?

Dans l'enquête de 2004, 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 2010, la question posée aux individus est différente. En effet, la question n'est pas posée en deux temps (contrat éventuel + 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 1992 ou de 2004 sont comparables. La grande majorité des couples mariés le sont sous le régime de communauté légale (resp. 88,5 % et 85,5 %, cf. tableau A1.1), 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).

La part des couples mariés sous le régime légal a un peu diminué par rapport à l'enquête de 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 2010 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 (tableau A1.2). À 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, dans l'enquête de 2010, on se cantonne 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 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 A1.1  
Type de régime matrimonial, enquête 2004

Type de régime	Au moment du mariage	Au moment de l'enquête
En %		
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

Lecture : début 2004, 16,5 % des couples mariés avaient fait un contrat au moment de leur mariage. Parmi ces derniers, le contrat choisi par 52,4 % d'entre eux était alors le régime de la séparation des biens. Entre la date du mariage et la date de l'enquête, des changements ont pu s'effectuer. Ainsi, au moment de l'enquête, ils sont désormais 51,4 % sous ce régime.

Champ : couples mariés à la date de l'enquête.

Source : enquête Patrimoine 2004.

Tableau A1.2  
**Type de régime matrimonial, enquête 2010**

En %

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

*Lecture : début 2010, 16,7 % des couples mariés avaient choisi un contrat de communauté universelle au moment de leur mariage. Entre la date du mariage et la date de l'enquête, des changements ont pu s'effectuer. Ainsi, au moment de l'enquête, ils sont désormais 17,8 % sous ce régime.*

*Champ : couples mariés à la date de l'enquête.*

*Source : enquête Patrimoine 2010.*

**APPLICATION DE LA DÉCOMPOSITION DE DINARDO-FORTIN-LEMIEUX  
À L'ÉTUDE DES ÉCARTS DE PATRIMOINE**

Les écarts de patrimoine entre hommes et femmes peuvent résulter de différents facteurs : différences de carrière et de revenu ; d'éducation ; d'histoire familiale (héritages...) ou encore de caractéristiques démographiques (âge, état matrimonial...).

Afin de quantifier la contribution à l'écart de patrimoine entre hommes et femmes de ces quatre grands groupes de variables, on utilise la décomposition de DiNardo *et al.* (1996), présentée dans l'encadré, en l'étendant à plusieurs groupes de variables. Le facteur  $v$  retenu dans la décomposition n'est plus unique mais partitionné en 4 groupes de variables  $v = \{v_1, v_2, v_3, v_4\}$  :

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

$g^M$  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 :

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

Ces deux densités peuvent être estimées à l'aide d'une régression non-paramétrique (estimateur à noyau). Précisons ici que 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  $\alpha$  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.

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 :

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

Considérons maintenant le 1<sup>er</sup> 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.

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

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

$$\psi_{v_1|v_2, v_3, v_4} = \frac{h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 1)}{h_{v_1|v_2, v_3, v_4}(v_1 | v_2, v_3, v_4, F = 0)}$$

Ce terme peut être estimé à l'aide de deux *probit* (ou *logit*) portant sur la variable  $F$ .

En effet,

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

$i = 0, 1$

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 :

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

normale 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.

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

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. Les calculs sont donc menés 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.

### DÉCOMPOSITION DE LA RICHESSE DES HOMMES ET DES FEMMES EN 2004 ET 2010

Table A3.1  
**Décomposition de la richesse des hommes (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	604	539	1 033	797
Autres produits	547	179	205	733	990	527
Richesse financière	20 754	11 251	17 526	35 262	19 352	19 417
Richesse totale	96 601	54 184	82 347	131 900	57 233	86 178
Nombre d'observations	4 847	960	358	195	716	7 076

Note : \* vivant sans conjoint

Lecture : début 2004, la richesse financière des hommes mariés s'élève à 20 754 euros. Si on inclut en outre l'immobilier (résidence principale ou de rapport), leur richesse totale s'élève à 96 601 euros.  
 Champ : personnes de référence et conjoints. Ensemble des ménages à l'exclusion du dernier centile de patrimoine.  
 Source : enquête Patrimoine 2004.

Table A3.2  
**Décomposition de la richesse des femmes (2004)**

(en euros courants)

	Mariées	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	13 588	8 510	14 370	21 357	14 675	14 078
Richesse totale	84 758	40 747	71 589	85 588	53 551	75 111
Nombre d'observations	4 847	960	630	978	854	8 269

Lecture : début 2004, la richesse financière des femmes mariées s'élève à 13 588 euros. Si on inclut en outre l'immobilier (résidence principale ou de rapport), leur richesse totale s'élève à 84 758 euros.  
 Champ : personnes de référence et conjoints. Ensemble des ménages à l'exclusion du dernier centile de patrimoine.  
 Source : enquête Patrimoine 2004.

Table A3.3  
**Décomposition de la richesse des hommes (2010)**

(en euros courants)

	Mariées	Cohabitants	Divorcés*	Veufs*	Célibataires	Total
Comptes et livrets	7 491	4 506	8 128	18 789	7 853	7 393
Epargne Logement	2 826	2 189	2 461	3 860	2 687	2 694
Valeurs mobilières	6 863	3 341	6 621	14 124	4 284	6 066
Assurance-vie	9 914	3 500	9 320	28 313	10 312	9 311
Epargne retraite	1 128	575	531	1 165	864	944
Autres produits	1 702	933	2 734	3 240	488	1 513
Richesse financière	29 923	15 044	29 791	69 491	26 488	27 921
Richesse totale	149 397	92 149	154 831	214 346	84 924	132 199
Nombre d'observations	6 150	1 342	493	288	816	9 089
Note : * vivant sans conjoint						

Lecture : début 2010, la richesse financière des hommes mariés s'élève à 29 923 euros. Si on inclut en outre l'immobilier (résidence principale ou de rapport), leur richesse totale s'élève à 149 937 euros.

Champ : personnes de référence et conjoints. Ensemble des ménages à l'exclusion du dernier centile de patrimoine.

Source : enquête Patrimoine 2010.

Table A3.4  
**Décomposition de la richesse des femmes (2010)**

(en euros courants)

	Mariées	Cohabitanes	Divorcées*	Veuves*	Célibataires	Total
Comptes et livrets	6 591	4 398	6 651	11 477	7 591	6 997
Epargne Logement	2 282	2 100	1 981	2 109	3 349	2 319
Valeurs mobilières	3 081	1 811	2 754	4 329	3 292	3 027
Assurance-vie	6 379	2 596	5 806	13 847	7 203	6 785
Epargne retraite	824	412	615	852	414	691
Autres produits	567	171	420	612	748	512
Richesse financière	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
Nombre d'observations	6 150	1 342	786	1 229	818	10 325

Lecture : début 2010, la richesse financière des femmes mariées s'élève à 19 724 euros. Si on inclut en outre l'immobilier (résidence principale ou de rapport), leur richesse totale s'élève à 135 156 euros.

Champ : personnes de référence et conjoints. Ensemble des ménages à l'exclusion du dernier centile de patrimoine.

Source : enquête Patrimoine 2010.

