

# Mobilité intergénérationnelle du patrimoine en France aux XIX<sup>e</sup> et XX<sup>e</sup> siècles

**Jérôme Bourdieu, Gilles Postel-Vinay et Akiko Suwa-Eisenmann\***

---

L'augmentation rapide des inégalités constatée dans la plupart des pays développés depuis 25 ans s'inscrit dans une durée plus longue : en France, les inégalités salariales sont restées globalement stables durant le XX<sup>e</sup> siècle, alors que les inégalités de capital ont diminué à la suite des guerres et de la crise de 1929, avant d'augmenter récemment. Cependant, le constat sur l'inégalité doit être complété par une analyse de la mobilité. Or, de ce point de vue, les travaux récents montrent que la mobilité en Europe, aussi bien sociale (par catégories professionnelles) qu'en termes de revenus, est proche de celle qui est observée aux États-Unis. L'utilisation d'une base de données historiques françaises, individuelles et familiales, permet d'analyser la mobilité intergénérationnelle du patrimoine au XIX<sup>e</sup> et au début du XX<sup>e</sup> siècle. Cette longue période est marquée par des changements structurels importants : industrialisation, extension du salariat, autonomie professionnelle croissante des femmes, ainsi que par des chocs conjoncturels et politiques. La mobilité intergénérationnelle du patrimoine, en se restreignant à la population qui laisse une succession d'une génération à l'autre, est proche de la mobilité en termes de revenus, estimée dans les années récentes. Cependant, cette apparente stabilité va de pair avec une variation au cours du temps : la mobilité diminue pendant la Belle Époque (1895-1913) avant d'augmenter après la Première Guerre mondiale. En outre, se dessine une hétérogénéité entre riches et pauvres : les mécanismes de reproduction sociale se renforcent au sein des petites fortunes, sans doute liés à la transmission du capital éducatif, alors que dans le haut de la distribution, les richesses s'érodent après la Première Guerre mondiale, sous l'action conjointe de la guerre, de l'inflation et de la fiscalité.

---

\* Les auteurs sont chercheurs au Laboratoire d'Économie Appliquée de l'Inra, à l'École d'Économie de Paris. Gilles Postel-Vinay est directeur d'études à l'EHESS. Nous remercions Charlotte Coutand qui gère la base TRA-Patrimoine au LEA, et Lionel Kesztenbaum pour ses discussions et conseils pour le calcul des indices de mobilité.

L'augmentation rapide des inégalités à laquelle on assiste depuis 25 ans dans la plupart des pays développés s'inscrit dans une durée plus longue (Atkinson, 2007). Ainsi, dans le cas de la France, les travaux récents prennent en compte des évolutions qui jouent sur l'ensemble du XX<sup>e</sup> siècle. D'un côté, les inégalités salariales restent remarquablement stables pendant toute cette période. De l'autre, Thomas Piketty (2001, p. 50) montre que la part des revenus financiers est toujours croissante avec le revenu mais que ces revenus ne constituent une part significative du revenu total (plus de 15 %) que pour le dernier centile où se concentre la richesse financière. De plus, « *la part des revenus du capital dans le revenu des ménages [...] a suivi au cours du XX<sup>e</sup> siècle une « courbe en U », avec un creux au milieu du siècle et une forte augmentation en fin de siècle lui permettant de retrouver le niveau élevé qui était le sien avant la Première Guerre mondiale* ».

Pour autant, si inégale soit-elle, on dira d'une société dans laquelle la situation des parents ne prédétermine pas celles des enfants et où chacun, loin de se voir assigner sa place dès son entrée sur le marché du travail, garde à tout moment un avenir largement ouvert, qu'elle est beaucoup moins inégalitaire que celle où tout est figé une fois pour toutes et de génération en génération. Dans une société vraiment mobile, le destin du fils ne dépendrait pas de la situation du père. Étendue au cours de la vie, une mobilité parfaite conduirait chacun à expérimenter tous les métiers et à traverser toutes les strates de la société, si différentes et inégales soient-elles, durant sa trajectoire professionnelle.

Depuis Marx et Tocqueville, les États-Unis et ses *self-made men* ont été constitués en symboles d'une société mobile par opposition à la vieille Europe des hiérarchies figées et transmises de père en fils. Cette représentation est si forte que, depuis Sombart qui, dès 1906, faisait de la croyance dans la possibilité d'une ascension sociale ouverte à tous un facteur de la faiblesse du mouvement ouvrier aux États-Unis, jusqu'aux travaux d'économie politique récents d'Alesina et Glaeser (2004) ou Piketty (1995), elle est considérée moins comme un trait objectif que comme un rapport au monde profondément différent qui expliquerait des attitudes très contrastées en Europe et aux États-Unis vis-à-vis des politiques de redistribution.

Les études empiriques qui s'efforcent de mesurer la mobilité offrent pourtant un diagnostic beaucoup moins tranché. C'est le cas si l'on

se réfère aux travaux des sociologues. Ainsi, à en juger par un ouvrage de référence comme celui d'Erikson et Golthorpe (1992), la mobilité sociale aux États-Unis dans la seconde moitié du XX<sup>e</sup> siècle ne semble pas si éloignée de celle qu'on observe en Europe. La mobilité intergénérationnelle est mesurée en comparant la profession du père à celle du fils, ce qui suppose à la fois d'établir des comparaisons entre des groupes de professions dont les contours changent au cours du temps et de faire abstraction de l'hétérogénéité à l'intérieur de ces groupes.

Les économistes, quant à eux, tendent à privilégier une approche en termes de mobilité de revenu. Les travaux qui portent sur la mobilité économique aboutissent néanmoins à des résultats qui ne contredisent pas ceux des sociologues. On y reviendra plus loin. Solon (2002) conclut que la mobilité des revenus est à peu près la même en Europe et aux États-Unis.

Une autre approche consiste à comparer non les revenus mais la situation patrimoniale des parents et des enfants, tant la capacité des familles à transmettre la richesse économique de génération en génération semble au cœur même du mécanisme de reproduction sociale. C'est dans cette optique que se sont multipliés les travaux sur la transmission des patrimoines, d'abord en Angleterre et aux États-Unis, en privilégiant les grandes fortunes (Harbury, 1962 ; Menchik, 1979) puis, plus récemment, en France, en s'intéressant également à ceux qui ne laissent aucun patrimoine (Bourdieu *et al.*, 2001 ; Arrondel et Grange, 2004). Nous avons pris ici un parti intermédiaire en étudiant la mobilité de l'ensemble formé par les parents et les enfants qui détiennent un patrimoine, si faible soit-il, entre 1820 et 1939. Un tel choix exclut certes ceux qui ne laissent rien ou dont les enfants ne laissent rien, groupe dont l'importance dans la population française tend à s'accroître dans la période que nous considérons (1). En revanche, il a l'avantage de centrer l'analyse sur la population qui a réussi à transmettre un patrimoine financier, quel qu'il soit, à ses descendants.

À la différence de la présente étude, la plupart des travaux portant sur la mobilité économique choisissent de n'aborder que la période récente. Pour autant, quand ils concluent que la mobilité

1. Bourdieu *et al.* 2003 montrent que la distribution de la richesse se caractérise par un accroissement du nombre des patrimoines nuls et une augmentation des inégalités entre les patrimoines positifs jusqu'au début du XX<sup>e</sup> siècle, les deux tendances s'inversant dans l'entre-deux-guerres. De même, la mobilité professionnelle atteint son plus haut niveau avant la guerre de 1914 pour décliner par la suite.

est plus ou moins forte dans tel pays que dans tel autre, tout se passe comme si était identifié un trait assez essentiel à une société pour qu'il puisse servir à établir la distance qui la sépare et la distingue des autres. Un tel trait est donc conçu comme durable. Mais il est une autre raison de le considérer ainsi : la question de la mobilité est liée à celle de la reproduction de l'ordre social sous sa forme la plus simple, celle de la transmission des positions économiques par les familles, de génération en génération.

Deux générations suffisent à traverser des périodes marquées par des transformations sociales et politiques profondes au point que l'étude de la mobilité sociale prise dans sa dimension intergénérationnelle apparaît presque nécessairement comme la confrontation entre des logiques de reproduction familiales et des temporalités de transformation des sociétés. Les premières s'inscrivent dans les rythmes enchevêtrés des trajectoires de vie. Si l'on regarde seulement le temps qui sépare la naissance du père du décès du fils, l'unité de temps pertinente est le siècle (voire plus encore si l'on considère, par exemple, que la reproduction familiale se joue plutôt entre grand-père et petit-fils). Les secondes combinent des phénomènes de changements historiques parfois brutaux et soudains dont l'impact direct se joue sur quelques années et des transformations économiques longues, éventuellement pluriséculaires.

Prenons ainsi les quelque cent cinquante ans que nous permettent d'aborder nos données. Quatre, cinq ou six générations traversent la période qui sépare le début du XIX<sup>e</sup> siècle et le milieu du XX<sup>e</sup>. Mais si, durant ce temps, les familles suivent leurs rythmes propres, elles se trouvent aussi confrontées à des phénomènes historiques d'ampleur et de durée très diverses. Puisque nous allons considérer conjointement deux générations, pour mettre en rapport la richesse de la seconde et celle de la première, il paraît logique de prendre pour référent les enfants. Dans ces conditions, le premier groupe que nous observons est celui où l'enfant meurt dans les années 1860 (la situation économique des individus n'est connue que lors de leur décès) (2). A cette époque, l'individu moyen dans notre échantillon a un peu plus de 55 ans. Son enfance s'est donc déroulée sous l'Empire et il a mené sa vie professionnelle pendant la Restauration et la Monarchie de Juillet. Le père dont il est issu et dont il hérite, a environ 30 ans de plus que lui ; c'est dire que, pour sa part, il a vécu une fraction de sa jeunesse pendant la Révolution française et débuté sa vie professionnelle sous l'Empire. La mobilité

sociale dont il est question ici n'est donc nullement la mobilité caractéristique d'une société qui fonctionnerait sur un mode stable et durable.

C'est sans doute là un cas extrême mais il est moins exceptionnel qu'il n'y paraît. Chacune des générations suivies ici se trouve en réalité à la croisée de deux types de changements. Les premiers découlent de transformations profondes des sociétés dans la longue durée. La période qui s'ouvre à partir de l'Empire est marquée par l'industrialisation progressive de la France et par une croissance qui sans être très rapide à l'aune des expériences récentes est malgré tout exceptionnelle par son ampleur et sa durée à l'échelle de l'histoire millénaire. Elle engage des changements structurels bien connus mais dont il convient de rappeler trois éléments en raison de l'importance qu'ils peuvent avoir eue tant sur la distribution que sur la transmission de la richesse. Le premier est la montée de la classe ouvrière et du salariat, montée qui va de pair avec le développement urbain (même si une partie de l'industrialisation se fait à la campagne par l'industrie rurale ou le travail à domicile) et le recul des populations rurales et de la paysannerie. Le second changement tient à la poursuite de l'accroissement du capital scolaire dont Furet et Ozouf (1977) ont montré le caractère pluriséculaire. D'une France dans laquelle deux personnes sur cinq sont illettrées au début du XIX<sup>e</sup> siècle, on passe à une France où la scolarisation est obligatoire et où presque tout le monde sait lire, et l'élévation du niveau d'instruction continue au XX<sup>e</sup> siècle. Le rôle du capital économique comme les conditions de son accumulation et de sa transmission s'en trouvent nécessairement affectés. Le troisième changement tient à la lente conquête par les femmes de nouveaux droits mais surtout à leur accès à une existence professionnelle plus autonome au travers de leur participation croissante au salariat. Ces évolutions qui se poursuivent sur plus d'un siècle se trouvent associées à des changements de rythme plus court selon une chronologie marquée par les crises politiques et les guerres : 1830, 1848, 1870, 1914-1918, 1939-1945. La Révolution de 1830 d'abord qui voit la chute de Charles X et l'accès au trône de Louis-Philippe ; la Révolution de 1848 qui débouche sur la brève Seconde République avant que Louis-Napoléon

2. On observe la richesse des pères décédés dès le début du XIX<sup>e</sup> siècle. Il serait donc possible d'analyser des cohortes plus anciennes que celles considérées ici. Pour éviter d'isoler des cohortes pour lesquelles on ne dispose que de groupes trop peu nombreux d'individus (ou d'amalgamer des individus sur des périodes trop longues et donc trop hétérogènes), on a préféré ici ne commencer qu'avec le groupe des enfants qui meurent sous le Second Empire. Voir note 3.

Bonaparte ne prenne le pouvoir qu'il conservera jusqu'à la défaite de 1870 ; la création de la IIIe République puis les deux guerres mondiales. A ces transformations importantes, d'autres s'ajoutent et, si l'on veut analyser les facteurs qui déterminent la distribution et la transmission des richesses, il faut ainsi tenir compte également des changements de fiscalité qui se produisent au XX<sup>e</sup> siècle avant et après la première guerre (progressivité de l'impôt sur les revenus et la richesse).

Pour observer cette confrontation entre logique familiale et chronologie historique, nous considérerons ici la mobilité à des périodes que nous avons définies en privilégiant les grands rythmes de la croissance économique par rapport aux changements brutaux liés aux crises et aux guerres. Concrètement, nous mesurons la mobilité intergénérationnelle – saisie ici par référence à la situation des enfants en comparant à la fortune de leurs parents celles des enfants morts à une date située dans l'une des cinq périodes suivantes (3). On distingue d'abord une phase de croissance jusqu'à la fin du deuxième tiers du XIX<sup>e</sup> siècle (1848-1869) (4). Si celle-ci s'ouvre avec la Révolution de 1848 et la période instable de la seconde République, elle se singularise surtout par les années de forte industrialisation du Second Empire. La période suivante est au contraire une période de repli économique (1870-1894), marquée au départ par la défaite militaire et ensuite par une crise agricole profonde et une lente reconversion industrielle. Elle débouche sur la reprise de la Belle Époque (1895-1913) qui connaît à la fois des enrichissements rapides, une croissance

très forte des inégalités avec la constitution de grandes fortunes industrielles et financières, la montée des résistances ouvrières et l'émergence d'un État social dont témoigne, entre autres, la création d'un Ministère du Travail en 1906. Enfin, nous considérons les années de l'entre-deux-guerres (1919-1939) comme un tout, même si elles recouvrent des périodes de croissance et de récession avec l'épisode de la crise de 1929 qui frappe durement la France, surtout au début des années trente (5).

## Construire un observatoire de la mobilité de richesse

Observer la mobilité de richesse dans la durée suppose de disposer, en nombre suffisant, de données patrimoniales individuelles et des binômes parent-enfant sur un laps de temps suffisant pour identifier des permanences et des variations. C'est ce que permet la base *TRA-Patrimoine* (cf. encadré 1).

3. On ne retient que les enfants qui décèdent à plus de 40 ans. Voir infra.

4. Pour les pères, on considère une première période qui va de 1820 à 1848 et correspond à la période de Restauration monarchique.

5. Pour simplifier, nous négligeons la période de la Première Guerre Mondiale. Notons cependant que, puisque nous ne retenons ici que les morts de plus de 40 ans, les individus morts entre 1914 et 1918 qui seraient pris en compte ne seraient pas, sauf exception, des personnes dont le décès serait lié à la guerre. En revanche la situation de leur fortune commencerait à être affectée par les destructions et l'inflation.

### Encadré 1

#### UN ÉCHANTILLON ISSU DE LA BASE *TRA-PATRIMOINE*

Les données utilisées sont celles de la base *TRA-Patrimoine* qui fournit une information cohérente sur le patrimoine au décès d'environ 60 000 individus adultes morts entre 1820 et 1939 dans toute la France métropolitaine, et dont le patronyme commence par les lettres TRA. Cet échantillon est représentatif de la population française dans son ensemble. Plus précisément, si l'échantillon saisit mal les plus grandes fortunes, il fournit un bon observatoire de la façon dont se construisent et se transmettent les fortunes ordinaires (Bourdieu *et al.*, 2004). Pour ces individus, nous disposons d'informations de source fiscale, sur l'état civil (sexe, état marital, résidences et dates de naissance, mariage, décès, âge, profession) et la fortune au décès (et, pour un sous-échantillon, la composition de celle-ci). La base *TRA-Patrimoine* a été entreprise par Kessler au CEREP (CNRS-Université Paris X Nanterre). Elle a été reprise et continuée au Laboratoire d'Économie Appliquée (Inra). Sa diffusion par le Réseau Quételet est en cours. La base *TRA-*

*Patrimoine* avait initialement vocation à s'adosser aux reconstitutions familiales de la base démographique des 3 000 familles, initiée par Dupâquier (EHES) et reprise par Pélissier (Inra). On peut se reporter à Dupâquier et Kessler (1992).

À partir de la base *TRA-Patrimoine*, nous avons extrait un sous-échantillon de 1 882 binômes parent-enfant constitués d'individus pour lesquels le patrimoine au décès est strictement positif sur deux générations. Ce sous-ensemble résulte de plusieurs sélections. Ainsi, pour ce qui est des parents, il s'agit d'individus qui se sont mariés et ont eu des enfants ; d'autre part, sont sélectionnés les binômes tels que et le père et son enfant meurent avec un patrimoine, alors qu'une part importante de la population en est dépourvue. Sont ajoutés les contrôles mentionnés plus haut : individus de plus de 40 ans, générations des enfants morts entre 1848 et 1939. Les caractéristiques du sous-échantillon des binômes sont présentées dans l'annexe 1.

Étudier la mobilité intergénérationnelle définie par la comparaison entre la situation des parents et de leurs enfants implique ensuite une série de choix et d'hypothèses.

Il faut tout d'abord définir qui sont les individus dont il s'agit de comparer les situations. Il est d'usage de comparer la situation d'un père à celle d'un de ses enfants. Nous procédons de même ici et admettons que la position du père reflète bien la position du ménage (même si elle dépend aussi de celle de la mère). Ensuite, nous considérons tout binôme composé par un parent et un enfant, fille ou garçon, comme une observation. Comme nous ne disposons que de reconstitutions généalogiques partielles, nous ne connaissons qu'une partie des enfants d'un même père. Ainsi, dans 43 % des cas, nous ne connaissons qu'un enfant, dans 28 % deux et pour le tiers restant, les personnes appartiennent à des fratries d'au moins trois individus. Ce faisant, nous augmentons certes la taille de l'échantillon mais en prenant le risque d'introduire un biais en surreprésentant les pères de l'échantillon qui ont plusieurs enfants (6). Ensuite, nous considérons les filles aussi bien que les fils, ce qui a du sens puisque nous considérons la richesse (ce serait différent si nous considérions la mobilité professionnelle). Nous n'observons pas de manière générale de lignée en descendance féminine du fait de la construction même des données, la femme ne transmettant pas son nom à ses enfants (7).

Il faut ensuite fixer la manière dont est caractérisée la situation des individus ainsi que le moment où est effectuée la comparaison. Tout d'abord, nous ne considérons pas ici la mobilité sociale définie par rapport au groupe social ou professionnel. Nous nous intéressons à la mobilité économique et, pour cela, à la comparaison entre la richesse d'un individu et celle de son père. Or nous ne connaissons la richesse que par la fortune que détient chaque individu au moment de son décès. Une telle mesure n'est pas sans défaut pour apprécier les situations économiques des individus et les comparer.

L'approche du décès risque d'affecter les fortunes observées : d'une part, il est probable que, lorsqu'ils anticipent leur fin prochaine, les individus développent des comportements patrimoniaux spécifiques, soit en augmentant leur désépargne pour des soins médicaux, soit en procédant à des donations par anticipation (Arrondel et Lafferrère, 2001). La richesse que l'on observe au décès peut donc être en partie réduite par rapport à ce qu'elle aurait été si l'in-

dividu avait continué à vivre. D'autre part, la probabilité de décès est sans doute elle-même affectée par le niveau de richesse (Shorrocks, 1975). Ces phénomènes n'ont toutefois qu'une ampleur limitée dans la mesure où les mouvements de patrimoine repérés durant les dix dernières années de vie ne changent pas la hiérarchie des fortunes (Bourdieu *et al.*, 2004) et où l'effet de la richesse sur la mortalité est plutôt du second ordre (cf. Bourdieu et Kesztenbaum, 2004). Par conséquent, nous admettons ici que la fortune observée au décès constitue une bonne approximation de celle que le défunt aurait eue s'il n'était pas mort cette année là.

La seconde difficulté tient à la comparaison du père et de son enfant. La comparaison risque d'être faussée si l'on ne contrôle pas le moment auquel elle est effectuée dans le cycle de vie de chaque individu. Cette difficulté joue un rôle central dans les mesures de la mobilité économique à partir des revenus : pour comparer la situation économique des enfants à celle de leur parent, en s'approchant d'une mesure du revenu permanent, il faut lisser les fluctuations que subit le revenu courant d'un individu du fait de chocs transitoires et des évolutions liées au cycle de vie (désépargne au début de la vie active, puis phase d'accumulation suivie de nouveau par une désépargne après l'âge de la retraite). Les méthodes utilisées consistent à estimer un revenu permanent individuel et à corriger des effets de cycles de vie, par exemple en comparant la situation des individus de chaque génération au même moment du cycle de vie (Lefranc et Trannoy, 2003).

La richesse au décès est moins sensible que le revenu aux aléas conjoncturels et reflète la situation économique durable d'un individu. L'effet de cycle de vie, reste cependant important pour le patrimoine (par exemple, Masson, 1986). L'étude de l'influence de l'âge sur la richesse en coupe par cohortes de naissance comme de décès montre que la richesse suit une courbe en cloche plus ou moins marquée selon les périodes. On observe dans nos données que le point maximum est atteint vers 60 ans et que, compte tenu de la courbure de la trajectoire, le montant de richesse reste en moyenne au plus 10 % en dessous de cette valeur dans les 20 années qui précèdent ou suivent ce maximum. Avant 40 ans et au-delà de 80 ans, la baisse de richesse est

6. *Ce risque s'avère faible. Cf. infra.*

7. *Nous observons des mères dans huit cas ; il s'agit de femmes dont le nom de jeune fille commence par TRA épousant un autre TRA.*

plus marquée. Cependant, les trois quarts des binômes sont composés d'individus de moins de 80 ans. Pour mieux contrôler l'effet d'âge, d'une part, nous avons exclu les individus qui meurent avant 40 ans. D'autre part, dans les estimations, nous tiendrons compte de l'écart à 60 ans pour le père et l'enfant.

La variation temporelle de la richesse peut également être due aux donations, effectuées ou reçues (à l'occasion du mariage ou de l'installation) et à l'héritage qui, pour l'essentiel, se produit au moment du décès des parents ou du conjoint (en dehors des régimes de séparation de biens, la moitié des biens communs revient à l'époux survivant). On n'observe pas ces événements directement ici. En revanche, le décès du père, à condition qu'il survienne avant celui de l'enfant, ce qui, dans notre échantillon se produit dans 97 % des cas, et le veuvage que l'on peut observer par l'état matrimonial du défunt, indiquent l'occurrence possible d'un héritage.

Pour finir de caractériser le cadre dans lequel nous étudions la mobilité de richesse, il convient de préciser deux choses : tout d'abord, nous étudions la mobilité au sein d'une sous-population particulière, composée d'individus appartenant à deux générations laissant toutes deux une succession. C'est donc une population sélectionnée qui nous occupe ici. En effet, une proportion importante d'individus meurt sans fortune. Cette proportion s'élève progressivement : elle passe d'un tiers à la moitié entre le début du XIX<sup>e</sup> siècle et 1914, pour ne se réduire que légèrement pendant l'entre-deux-guerres. Le choix de se restreindre aux binômes parent-enfant laissant une succession tend donc à exclure une part croissante de la population. Il se justifie néanmoins, en particulier parce que les études sur la mobilité de richesse se sont généralement concentrées sur la mobilité au sein des plus riches (Davies et Shorrocks, 2000) et il était intéressant de pouvoir comparer nos résultats avec ceux d'autres pays ou d'autres époques. Il découle de ces choix que toute mesure de la mobilité faite sur l'échantillon retenu ici caractérise moins le fonctionnement économique d'une société tout entière que la capacité des possédants à se perpétuer. Cependant, cet échantillon permet une étude plus large que beaucoup d'autres études sur le patrimoine. Aux États-Unis, Menchik (1979) étudie 199 binômes parent-enfant ayant laissé une fortune de plus de 40 000 dollars. En France, Arrondel et Grange (2004) étudient 298 binômes parent-enfant sur une extraction de la base *TRA-Patrimoine* pour le département de Loire-Atlantique.

Le second point qui mérite d'être précisé est la manière dont s'articulent les quatre périodes historiques présentées plus haut et l'histoire des fortunes individuelles : en affectant un individu à une période par référence à son année de décès, on tend à considérer que la période historique pertinente pour caractériser la fortune d'un individu dépend de la date de son décès alors que cette fortune est le produit de la rencontre d'une trajectoire individuelle et d'une durée historique plus longue. Ainsi, pour chacune des périodes considérées, la mobilité de richesse que l'on construit est fondée sur la comparaison entre des trajectoires d'accumulation qui ne sont pas parfaitement synchrones : les individus étudiés meurent autour de 65 ans, mais, pour une période donnée, il peut exister un écart important entre ceux qui meurent vieux (à 80 ans environ) en début de période et ceux qui meurent jeunes (à 45 ans environ) en fin de période. C'est dire que les moments pendant lesquels les individus d'une même période accumulent peuvent être assez dispersés.

## **L'évolution de la distribution des patrimoines suit la croissance économique**

**D**ans un pays dont la richesse s'est beaucoup accrue entre le début du XIX<sup>e</sup> siècle et l'entre-deux-guerres, on peut raisonnablement s'attendre à ce que les enfants aient en général un patrimoine plus élevé que celui de leur parent. On peut aussi s'attendre à ce que cette évolution ne soit pas régulière et qu'elle marque le pas pendant les périodes difficiles (1870-1894 ; 1919-1939) mais s'accélère pendant les périodes fastes. C'est ce que montrent les patrimoines moyens qui connaissent une baisse notable pendant l'entre-deux-guerres (voir tableau 1a). Dans une distribution inégale comme celle du patrimoine, la moyenne est cependant très influencée par le haut de la distribution et apporte de ce fait moins d'information sur la majorité des patrimoines que la médiane. L'évolution des patrimoines médians conduit pourtant à une conclusion voisine, à ceci près que, pendant l'entre-deux-guerres, la baisse des patrimoines apparaît moins marquée et l'écart entre les deux générations plus réduit. On note en outre que la dispersion des niveaux de fortune varie peu au cours du temps : pour le groupe des enfants, le ratio interquartile est de l'ordre de huit. La dispersion au sein du groupe des pères est plus forte et moins stable sans

doute du fait de la plus grande hétérogénéité des périodes dans lesquelles ont vécu ces pères (les périodes de référence sont, on le rappelle, déterminées par rapport à la date de décès des fils).

Ajoutons que l'on peut également s'attendre à ce que les patrimoines des hommes et des femmes n'évoluent pas au même rythme dans la mesure où les premiers reposent plus sur l'accumulation et les seconds plus sur l'héritage. Or, on observe bien que dans les phases de croissance où l'accumulation est rapide, l'écart entre patrimoines masculins et féminins se creuse sensiblement (cf. tableau 1b).

## Des mobilités intergénérationnelles différentes selon les périodes

Une façon de préciser la mobilité intergénérationnelle des patrimoines est de construire des matrices de transition qui mettent en relation la position du parent dans la distribution des richesses de la première génération avec la position de l'enfant dans la distribution des richesses de la seconde génération (cf. tableau 2).

De façon classique, les effectifs les plus nombreux sont concentrés sur la diagonale de ces matrices quelle que soit la période considérée (cf. tableau 2). Cependant, les occurrences en dehors de la diagonale sont toujours nombreuses : elles se situent régulièrement au-dessus de 60 %. Autre trait stable, les individus qui réussissent la plus forte ascension ou subissent la chute la plus forte représentent un groupe important dans chaque quartile (l'ensemble constituant environ 10 % de la population totale). On retrouve le résultat habituel d'une diminution progressive à mesure que l'on s'éloigne de la diagonale : la probabilité d'atteindre un quartile donné est d'autant plus faible qu'il s'agit d'un quartile éloigné de celui d'où l'on part.

En comparant la position du père et de l'enfant dans leur distribution respective, nous mesurons ici la conservation des positions relatives au sein de la distribution. Cette approche ne permet pas d'observer la mobilité absolue ascendante ou descendante. Ainsi, si tout le monde s'enrichit dans les mêmes proportions, les positions sont conservées et aucune mobilité n'est observée. Néanmoins, montée et descente peuvent être plus ou moins asymétriques : si les individus dont les pères sont situés en dessous

Tableau 1

### 1.a Le patrimoine des parents et des enfants

En euros 2000

	Parent			Enfant		
	Moyenne	Médiane	Ratio interquartile	Moyenne	Médiane	Ratio interquartile
1848-1869	26 651	4 941	13,3	46 087	8 198	7,2
1870-1894	31 836	4 955	14,2	67 859	7 716	9,2
1895-1913	62 386	9 086	11,8	91 022	9 859	8,0
1919-1939	38 519	8 738	8,5	23 212	7 476	8,4

Lecture : les montants des patrimoines au décès présentés ici ont été calculés à partir de la valeur des successions qui ont été déflatées par un indice des prix. Trois indices successifs ont été chaînés : nous avons chaîné l'indice établi par M. Lévy-Leboyer et F. Bourguignon (1985) et celui de T. Piketty (2001). Pour couvrir le début de la période, nous avons raccordé l'indice obtenu à celui établi pour le XVII<sup>e</sup> et le XIX<sup>e</sup> siècle par David Weir.

Champ : enfants et parents morts à 40 ans et plus.

Source : base TRA-Patrimoine.

### 1.b Le patrimoine des enfants par sexe

En euros 2000

	Femmes	Hommes
	Médiane	Médiane
1848-1869	4 671	10 568
1870-1894	6 833	8 719
1895-1913	8 068	12 452
1919-1939	6 138	7 912

Lecture : montants des patrimoines en euros 2000 (cf. tableau 1.a).

Champ : enfants et parents morts à 40 ans et plus.

Source : base TRA-Patrimoine.

Tableau 2  
Matrices de transition

Toutes périodes confondues (1 882 observations)

En %

Père \ Enfant	Q1	Q2	Q3	Q4	Ensemble
Q1	37,8	25,7	19,3	17,2	100
Q2	32,1	30,4	26,8	10,7	100
Q3	20,4	28,7	29,1	21,9	100
Q4	9,8	15,1	24,9	50,2	100
Ensemble	100	100	100	100	100

1848-1869 (369 observations)

En %

Père \ Enfant	Q1	Q2	Q3	Q4	Ensemble
Q1	40,1	30,4	13,0	17,4	100
Q2	28,3	29,3	30,4	11,9	100
Q3	21,7	27,1	31,4	19,5	100
Q4	10,8	13,0	24,9	51,0	100
Ensemble	100	100	100	100	100

1870-1894 (682 observations)

En %

Père \ Enfant	Q1	Q2	Q3	Q4	Ensemble
Q1	36,4	25,8	17,6	21,1	100
Q2	35,2	30,5	26,4	7,0	100
Q3	20,5	28,2	34,6	18,2	100
Q4	8,8	14,7	21,7	53,4	100
Ensemble	100	100	100	100	100

1895-1913 (373 observations)

En %

Père \ Enfant	Q1	Q2	Q3	Q4	Ensemble
Q1	40,8	27,9	21,4	10,7	100
Q2	31,1	27,9	27,9	12,9	100
Q3	23,6	30,0	27,9	18,2	100
Q4	5,4	14,0	22,5	57,9	100
Ensemble	100	100	100	100	100

1919-1939 (368 observations)

En %

Père \ Enfant	Q1	Q2	Q3	Q4	Ensemble
Q1	41,3	22,8	21,7	14,1	100
Q2	25,0	38,0	19,6	17,4	100
Q3	21,7	19,6	32,6	26,1	100
Q4	12,0	19,6	26,1	42,4	100
Ensemble	100	100	100	100	100

Lecture : Les tableaux montrent le passage d'un quartile de richesse à l'autre, entre parents et enfants. Chaque case du tableau donne la proportion des enfants situés dans le *i*-ième quartile de sa distribution dont le père est situé dans le *j*-ième quartile. On observe ainsi, notamment, la proportion de parents qui ont un enfant dans le même quartile que celui auquel ils appartenaient. Les sommes ne totalisent pas toujours exactement à 100 pour des problèmes d'arrondis.

Champ : enfants et parents morts à 40 ans et plus.

Source : base TRA-Patrimoine.

de la médiane ont des gains symétriques à ceux situés en dessous, alors la matrice de transition sera symétrique par rapport à la diagonale. Si les gains sont plus forts d'un côté que de l'autre, la matrice ne le sera pas.

Au-delà de ces effets d'ensemble, les matrices de mobilités relatives du tableau 2 permettent de repérer des changements locaux. Ainsi, pendant les années difficiles du dernier tiers du XIX<sup>e</sup> siècle, il est plus fréquent que les enfants de pères du second quartile effectuent une mobilité descendante qu'aux autres périodes (tableau 2, périodes 1870-1895). De même, on observe une évolution opposée de la proportion des individus appartenant au premier quartile issu d'un père du même quartile et de la proportion des individus du dernier quartile issu d'un père appartenant lui-même au dernier quartile : alors que jusqu'à la Première Guerre, les familles les plus riches ont su de mieux en mieux conserver leur position, elles en sont moins capables dans l'entre-deux-guerres. Inversement, la fraction des moins riches qui se trouvent enfermés dans leur position reste stable. Ce changement se retrouve jusque dans les cas extrêmes : alors que le pourcentage des individus issus du quartile le plus haut et se retrouvant dans le quartile le plus bas avait toujours été inférieur au pourcentage des individus connaissant une destinée contraire, cet écart disparaît presque totalement dans l'entre-deux-guerres.

Si l'on s'intéresse non plus à la transmission des positions relatives, mais que l'on raisonne en considérant l'enrichissement des enfants par rapport au père, on peut construire un indicateur qui mesure la part des individus qui ont un niveau de richesse supérieur à celui de leur père, par période et par quartile de richesse du père

(tableau 3). On observe que la part de ceux qui s'enrichissent (même à un euro près) diminue au cours du temps (elle passe de près de 60 % à un peu plus de 40 %). De plus, si, de manière prévisible, cette proportion diminue en fonction du quartile du père, on constate que la part des enfants de pères riches qui parviennent à s'enrichir chute particulièrement fortement en dernière période. Tout cela confirme qu'il y a une crise de la reproduction de la richesse après la Première Guerre mondiale.

Lorsque l'on observe les évolutions par sexe, on constate qu'il est plus fréquent pour un fils d'être plus riche que son père que pour une fille. On retrouve là le rôle plus important de l'accumulation dans les patrimoines masculins. Précisons cependant que la proportion de filles plus riches que leur père augmente au cours du XIX<sup>e</sup> siècle – avant de connaître une rechute pendant l'entre-deux-guerres. Il est vrai qu'alors le phénomène est général et touche aussi bien les filles que les fils.

### **En moyenne, l'élasticité intergénérationnelle des patrimoines est proche de l'élasticité calculée sur les revenus**

**P**our comparer de manière plus synthétique la situation des deux générations, on peut tirer avantage du caractère non pas seulement ordinal mais mesurable des situations de richesse respectives. L'indicateur le plus utilisé pour mesurer la mobilité intergénérationnelle est alors l'élasticité intergénérationnelle (cf. encadré 2).

Tableau 3  
**Part des individus plus riches que leur père par période et par sexe**

En %

	Ensemble	Femmes	Hommes
1848-1869	59	48	65
1870-1894	57	50	62
1895-1913	52	50	54
1919-1939	44	43	45
Total	54	48	58
Nombre d'observations	1 882	789	1 093

Lecture : les individus morts entre 1848 et 1869 sont plus riches que leur père dans 59 % des cas, 48 % s'il s'agit de femmes et 65 % s'il s'agit d'hommes.

Champ : enfants et parents morts à 40 ans et plus.

Source : base TRA-Patrimoine.

## MESURES ET PROBLÈME DE MESURE

L'IGE (élasticité intergénérationnelle) évalue la persistance de l'inégalité d'une génération à l'autre. Le plus souvent on calcule l'IGE en revenu ; ici, on raisonne en fonction de la richesse. Techniquement, l'IGE se définit comme le coefficient de la régression du logarithme de la richesse de l'enfant sur le logarithme de la richesse de son parent.

$$\ln W_f = \rho \cdot \ln W_p + u \quad (1)$$

avec  $W_f$  patrimoine de l'enfant,  $W_p$  patrimoine du parent et  $u$  terme d'erreur.

Ainsi, une élasticité intergénérationnelle  $\rho$  de 0,5 signifie que si l'on considère les parents dont le patrimoine se situe à 100 % au-dessus de la moyenne de leur génération, leurs enfants seront en moyenne situés à 50 % au-dessus de la moyenne de la leur. Habituellement, le coefficient  $\rho$  prend ses valeurs entre 0 et 1. Lorsque  $\rho = 0$ , les enfants ne tirent aucun avantage à avoir un parent en bonne position dans la distribution des richesses et la mobilité est parfaite. À l'inverse, lorsque  $\rho = 1$ , la conservation des positions est parfaite et la hiérarchie des positions se reproduit à l'identique. Théoriquement,  $\rho$  peut être supérieur à 1 (dans ce cas, les écarts s'amplifient de génération en génération) ou bien inférieur à 0 (dans ce cas, les enfants pâtissent du surcroît de richesse de leur parent ou, au contraire, se trouvent en quelque sorte automatiquement compensés pour la trop faible richesse de ce dernier). Une autre interprétation intuitive de cet indicateur consiste à évaluer en combien de générations se résorbe une inégalité initiale. Avec un coefficient de 0,2, deux générations suffisent ; avec un coefficient de 0,8 il reste 64 % de l'inégalité initiale au bout de deux générations. En ce sens, l'IGE est une mesure de la vitesse de mobilité ou plus précisément de la vitesse de retour vers la moyenne.

À l'IGE, certains chercheurs préfèrent l'IGC (corrélation intergénérationnelle), le coefficient de corrélation entre richesses du parent et de l'enfant. Cette mesure n'est pas sensible au changement d'inégalité entre générations. Il existe une relation simple entre les deux valeurs :

$$\text{IGE} = (\sigma_f / \sigma_p) \cdot \text{IGC} \quad (2)$$

où  $\sigma_p$  et  $\sigma_f$  représentent respectivement l'écart-type de la distribution des richesses pour les parents et pour les enfants.

Lorsque l'inégalité est stable entre les générations, les deux coefficients sont proches. Lorsqu'elle évolue, il peut y avoir une différence importante : ainsi, quand l'inégalité augmente entre générations ( $\sigma_p < \sigma_f$ ), on observe une augmentation de l'IGE alors que l'IGC reste constante.

Toutes les études sur la mobilité intergénérationnelle de revenu trouvant que  $\rho$  est compris entre 0 et 1, la question a d'abord été de savoir, selon que  $\rho$  se rapproche de 0 ou de 1, si la société examinée se caractérise par une grande mobilité ou par une reproduction à l'identique de la hiérarchie des revenus. Pour les États-Unis, Becker et Tomes (1986), synthétisant différents travaux portant essentiellement sur les années 70, donnaient une IGE d'environ 0,2 (voir aussi Solon, 2002, Corak, 2004). D'autres recherches ont depuis réévalué à la hausse ce chiffre, en le portant à plus de 0,4 (Solon, 1992) à partir des données du PSID (*Panel Study of Income Dynamics*) portant sur le revenu de 1984 d'individus nés entre 1951 et 1959.

La principale difficulté empirique tient à la mesure du revenu à chaque génération : en effet, faute de disposer en général de données permettant de décrire toute la trajectoire de cycle de vie de chaque génération pour un large échantillon d'individu, il faut estimer le coefficient  $\rho$  sur la base du seul revenu courant ou de quelques observations de ce revenu pour un même individu. Comme le montre notamment Solon (1999), le fait d'utiliser une mesure de court terme comme *proxy* du revenu des parents introduit un biais d'erreur de mesure négatif dans l'estimation de l'IGE. Plus récemment, Grawe (2003) et Haider et Solon (2006), ont montré que l'erreur de mesure sur la variable dépendante, contrairement au cas habituel, affectait la mesure du coefficient : en effet, comme l'expliquent Lee et Solon (2006), « *les individus disposant d'un revenu permanent élevé ont tendance à avoir une croissance plus forte de leur revenu permanent. Par conséquent, l'écart entre revenu courant en début de cycle de vie est sous-estimé pour ceux qui ont un haut niveau de revenu permanent par rapport à ceux qui ont un revenu permanent faible alors que l'écart est surestimé si on le mesure en fin de cycle de vie* ». Une question importante est l'évolution récente de la mobilité de revenu alors que l'inégalité augmente : pour les uns, l'IGE aurait augmenté aux États-Unis, à partir des années 1980, passant de 0,32 en 1980, à 0,46 en 1990 et 0,58 en 2000 (Aaronson et Mazumder, 2007) ; pour d'autres (Mayer et Lopoo, 2005), elle aurait diminué. Lee et Solon (2006), pour leur part, ne trouvent aucun *trend* dans les années récentes sur la base d'estimations plus précises.

Les données de richesse – une variable de stock – sont moins sensibles à la conjoncture ; dans cette étude, nous ne disposons en tout état de cause que d'une observation par individu. Nous utilisons directement ces informations dans l'estimation de l'IGE. En revanche, comme dans le cas du revenu, l'effet de cycle de vie est important, ce que nous prenons en compte en introduisant un effet linéaire et un effet quadratique de l'âge du père.

Pour mesurer l'IGE (élasticité intergénérationnelle) nous utilisons l'équation de base suivante, reprise de Aaronson et Mazumder (2007)

$$lw = \rho.lpw + b1.ho + c1.veuf + c2.herit + d1.ec60 + d2.p\_ec60 + d3.ec2 + d4.p\_ec2 + e2.I[1870,1894] + e3.I[1895,1914] + e4.I[1915,1918] + e5.I[1919,1939] \quad (1)$$

avec :

$lw$  = log richesse de l'enfant

$\rho$  = IGE

$lpw$  = log richesse du père

$ho$  = sexe de l'enfant

$veuf$  = enfant veuf ou autre

$herit$  = enfant mort après son père ou non

$ec60$  = écart de l'âge de l'enfant par rapport à 60 ans

$p\_ec60$  = écart de l'âge du père par rapport à 60 ans

$$ec2 = (ec60)^2$$

$$p\_ec2 = (p\_ec60)^2$$

$I[t, t']$  = indicatrices des périodes

La variable d'intérêt est  $\rho$ , l'IGE, et les autres variables servent essentiellement de contrôle même si leur influence éventuelle peut être interprétée (8). Ici, seules trois variables de contrôle sont significatives (cf. tableau 4). Les fils sont plus riches que les filles. Quand l'âge de l'enfant augmente, la richesse diminue (dans la mesure où on ne considère que les plus de quarante ans, on capture mal l'accroissement de la richesse avec l'âge avant 60 ans et le déclin de la richesse avec l'âge l'emporte et rend l'effet quadratique non significatif) (9). Enfin, comme attendu, la Belle Époque est également une période faste pour les fortunes.

Ces résultats appellent deux remarques. L'ordre de grandeur de l'IGE obtenue en France sur l'ensemble de la période examinée (entre 1820 et 1939) est proche du niveau connu pour la France d'aujourd'hui, de l'ordre de 0,40. On ne doit pas en conclure pour autant à une situation pérenne ou à un trait qui caractériserait très durablement le pays. Cette valeur peut varier sensiblement d'une période à l'autre comme le montre la forte baisse de la mobilité à la Belle Époque (le coefficient de l'indicatrice est fort et significatif alors que celui de l'entre-deux-guerres est de signe négatif). De même, la relation entre la richesse des parents et celle des enfants diffère selon le sexe des enfants. On reviendra plus loin sur ces questions.

## Les mobilités évoluent à un rythme différent en haut et en bas de la distribution

Le fait d'utiliser l'IGE comme indicateur synthétique unique pour représenter la transmission des inégalités retient l'hypothèse implicite que la mobilité est un phénomène linéaire et, notamment, que la fortune se reçoit et se transmet de la même manière en tout point de la distribution. Une telle hypothèse est évidemment contestable : Solon (2002) en fait une des questions importantes et encore ouvertes

Tableau 4  
Estimation de l'élasticité intergénérationnelle sur tout l'échantillon

Variable dépendante : log richesse enfant	
log richesse du parent (IGE)	0,368 (0,020)***
garçon	0,284 (0,080)***
a reçu un héritage	0,252 (0,228)
veuf/veuve	- 0,032 (0,093)
âge-60	- 0,012 (0,004)**
âge du parent - 60	0,001 (0,004)
(âge-60) <sup>2</sup>	- 0,0002 (0,0002)
(âge du parent - 60) <sup>2</sup>	0,0004 (0,0002)*
1870-1894	0,100
1895-1913	0,310**
1915-1918	0,206
1919-1939	- 0,119
constante	5,245 (0,314)***
Nombre d'observations	1 882
R <sup>2</sup>	0,1745

Lecture : ce tableau présente les résultats de la régression pour l'estimation de l'IGE selon l'équation 1. Écarts-types entre parenthèses. \* : significatif à 10 %, \*\* : significatif à 5 %, \*\*\* : significatif à 1 %.

Champ : enfants et parents morts à 40 ans et plus.

Source : base TRA-Patrimoine.

8. On peut éliminer l'effet de fratrie en ne retenant que des binômes avec des pères différents. Les résultats obtenus sur l'échantillon ainsi réduit (1 217 enfants de pères différents) sont très proches.

9. L'âge du père n'intervient pas de manière significative, ni le fait d'avoir hérité de son père ou de son conjoint.

pour l'étude de la mobilité. Comme l'observent Corak et Heisz (1998), la mobilité n'est pas la même le long de la distribution des revenus ; elle est moins forte en haut de la distribution.

Tel est également le constat que suggère l'examen des matrices de transition : les mobilités évoluent à un rythme différent en haut et en bas de la distribution. Sans entrer dans une analyse poussée des non-linéarités, il est possible de montrer que la transmission et la conservation de la richesse ne fonctionnent pas de la même manière en haut et en bas de la distribution. Aussi, nous paraît-il intéressant de modifier la spécification du modèle et de considérer que la forme fonctionnelle est telle que la richesse ne se transmet pas avec la même intensité en fonction du niveau de la richesse initiale (celle du père). Il serait possible d'utiliser une fonction quadratique. Cependant, pour obtenir un coefficient d'interprétation simple, considérons ici une fonction affine par morceaux qui « saute » à un seuil de richesse des pères, fixé arbitrairement au niveau du troisième quartile. De fait, le coefficient obtenu dépend de ce seuil et, comme on peut s'y attendre, plus on le fixe à un niveau élevé, plus le coefficient est élevé. A ce stade, nous ne souhaitons, ni ne pouvons compte tenu des données, aller plus loin dans la spécification fonctionnelle. Ce qui est important à nos yeux est de voir, d'une part, la différence de niveau du coefficient entre enfants de pères situés en

dessous du seuil et ceux de pères situés en dessus du seuil, et d'autre part l'évolution dans le temps de cette différence.

Pour les binômes dont les parents ont un patrimoine qui se situe dans le quartile le plus haut, le niveau d'élasticité intergénérationnelle est très élevé et la mobilité très faible (voir tableau 5, cinquième colonne). Les enfants conservent environ 80 % de l'avantage relatif qu'avaient leurs parents dans la hiérarchie des richesses. Au contraire, les transmissions qui se réalisent au sein des petites fortunes n'assurent que faiblement le maintien des positions ; l'IGE y est toujours faible. Pour situer les groupes en question, on peut comparer le patrimoine médian de l'un et de l'autre : celui des parents du quartile le plus riche passe d'environ 34 000 euros à environ 54 000 euros entre la première et la dernière période ; celui des parents dans les trois premiers quartiles, passe de 2 300 euros à 5 600 euros. Dans le premier cas, il s'agit de patrimoines qui participent à une logique « capitaliste », d'un niveau de capital qui sort des limites d'une économie domestique ; dans le second, les patrimoines correspondent à une logique « d'économies familiales » et sont composés, pour une grande part, d'une ferme, d'une boutique ou d'un bien immobilier correspondant souvent à un logement. Ainsi, ce que montrent les résultats présentés ici, c'est que la conservation de la position individuelle dans

Tableau 5  
Corrélations et élasticités intergénérationnelles des patrimoines parent/enfant par périodes, sexes et niveau de fortune

Périodes	1848-1869	1870-1895	1895-1913	1919-1939	Toutes périodes confondues
IGC	0,41	0,36	0,45	0,35	0,39
<i>sd(lpw)</i>	1,93	1,96	2,04	1,84	1,97
<i>sd(lw)</i>	1,67	1,92	1,95	1,69	1,84
IGE	0,36 (0,041)	0,35 (0,0356)	0,44 (0,045)	0,30 (0,044)	0,37 (0,020)
IGE si parent inférieur à p75	0,15 (0,058)	0,11 (0,054)	0,15 (0,065)	0,22 (0,067)	0,16
IGE si parent supérieur à p75	1,04 (0,174)	0,68 (0,140)	0,79 (0,184)	0,60 (0,168)	0,81
IGE si fille	0,45 (0,070)	0,31 (0,060)	0,48 (0,068)	0,26 (0,058)	0,35 (0,031)
IGE si fils	0,30 (0,051)	0,37 (0,045)	0,42 (0,060)	0,37 (0,071)	0,37 (0,026)

Lecture : IGC : IGC brute (corrélation), *sd(lpw)* : écart-type de la distribution du log de la richesse des pères, *sd(lw)* : écart-type de la distribution du log de la richesse des fils, IGE : IGE calculé par régression linéaire (équation 1), IGE si parent inférieur à p75 : IGE calculé par régression linéaire (équation 1) sur le sous-échantillon des pères appartenant aux trois premiers quartiles de richesse des pères, IGE si parent supérieur à p75 : IGE calculé par régression linéaire (équation 1) sur le sous-échantillon des pères appartenant au dernier quartile de richesse des pères, IGE si fille : IGE calculé par régression linéaire (équation 1) sur le sous-échantillon des enfants de sexe féminin, IGE si fils : IGE calculé par régression linéaire (équation 1) sur le sous-échantillon des enfants de sexe masculin. Les périodes sont celles du décès de l'enfant. Écarts-types entre parenthèses.

Champ : enfants et parents morts à 40 ans et plus.

Source : base TRA-Patrimoine.

la hiérarchie des richesses n'est pas à la portée « d'économies familiales » mais relève bien des seules grandes fortunes qui s'inscrivent dans une logique capitaliste.

Il est donc souhaitable de caractériser plus finement la relation entre richesse du père et richesse du fils en ne se limitant pas à une analyse de la relation moyenne qui ne considère que le niveau moyen de richesse du fils conditionnellement à la richesse du père (et d'autres variables de contrôle). On peut, pour cela, adopter une approche de régression quantile. Dans la régression linéaire, on ne s'intéresse qu'à une dimension de la distribution de la richesse de l'enfant conditionnellement à celle de son père et des autres variables de contrôle. Dès que l'on quitte l'hypothèse de résidus normaux et homoscedastiques (10), d'autres propriétés de cette distribution conditionnelle peuvent être intéressantes. On peut ainsi procéder à une régression quantile qui permet d'estimer, dans le cas linéaire, la droite qui ajuste au mieux la valeur prise par un quantile donné de la richesse de l'enfant en fonction de la richesse du père et des autres variables de contrôles utilisées précédemment (11). Le coefficient obtenu au point médian vaut 0,35 (12) ; il est proche du coefficient de la régression de référence. L'asymétrie de la distribution n'est donc pas avérée par cette seule comparaison. Le coefficient de premier quartile est plus élevé (0,40) que celui du dernier (0,35) traduisant une plus forte dispersion pour les montants de richesse peu élevés (13). On peut interpréter ce résultat de la manière suivante : considérons l'ensemble des enfants des pères ayant un niveau de richesse donné : parmi ces enfants, une fois l'effet de toutes les autres variables contrôlé, certains réussissent et font plus que la médiane, d'autre moins bien. Tout se passe comme si les premiers profitaient moins d'un accroissement de la richesse de leur père que les seconds (14).

L'analyse toutes périodes confondues ignore des changements historiques importants : l'élasticité intergénérationnelle varie sensiblement au cours du temps. Ainsi, la mobilité diminue pendant la Belle Époque (l'IGE s'élève à 0,44 entre 1895 et 1913, cf. tableau 5) alors qu'elle augmente dans l'entre-deux-guerres (l'IGE diminue à 0,30). Ceci signifie que la reproduction des fortunes a mal résisté à la guerre et au nouveau régime économique qui la suit et qui se caractérise notamment, par l'accroissement de l'impôt sur les revenus et les transmissions, et l'apparition de l'inflation. On retrouve ainsi, en les précisant, les résultats précédemment obte-

nus. L'évolution de l'IGC (corrélation intergénérationnelle, cf. encadré 2) est parallèle à celle de l'IGE. Notons toutefois que si la dispersion dans la génération des enfants est généralement comparable avec celle qu'on observe dans la génération des parents, cette dernière est plus élevée en début de période (1,69 contre 1,95, cf. tableau 5, lignes 2 et 3) et en fin de période (l'écart se creuse de nouveau entre 1919 et 1939 : 1,69 contre 1,84).

Si l'on distingue, comme précédemment, mais cette fois pour chaque période, le groupe des enfants de pères appartenant au quartile des fortunes les plus élevées, et qu'on l'oppose au groupe des enfants dont les pères sont dans les quartiles inférieurs, on observe d'importantes variations des élasticités intergénérationnelles obtenues. On constate que dans l'entre-deux-guerres, l'IGE des enfants de parents fortunés chute brutalement à 0,60 (contre 0,79 avant guerre) ; dans le même temps, l'élasticité des enfants de parents moins fortunés augmente, passant de 0,15 avant guerre à 0,22. Le mouvement global agrège donc deux histoires différentes : un (léger) renforcement des mécanismes de reproduction au sein des petites fortunes, sans doute lié à la montée de la transmission des positions par l'éducation des enfants alors que, dans le haut de la distribution, les fortunes sont érodées par l'action conjointe de la guerre, de l'inflation, de la fiscalité et de la crise de 1929.

Lorsque l'on décompose ces résultats par sexe, on observe que, sur l'ensemble de la période, l'IGE des hommes diffère peu de celle des femmes. Cette proximité globale est toutefois le produit d'évolutions contrastées. Pour les fils, l'élasticité part certes d'un niveau assez bas (0,30, pour les fils qui succèdent à des pères adultes pendant la Révolution et l'Empire) et atteint une valeur plus élevée (0,42) pendant la Belle époque ; mais elle reste stable autour

10. Un test d'hétéroscedasticité effectué par ailleurs ne permet pas de rejeter l'hypothèse de variance constante - de même que les résultats de la régression corrigée par un estimateur de la variance selon la méthode de White sont très proches de ceux de la régression de référence.

11. Si  $Q(\tau|X)$  désigne la distribution du  $\tau$ -ième quantile de la richesse de l'enfant conditionnelle à  $X$ , ensemble des variables explicatives, dans le modèle linéaire, on estime les coefficients  $\beta_i(\tau)$  par la régression du  $\tau$ -ième quantile de la richesse sur les  $X_i$ .

12. Ce résultat est donné par une régression non reportée ici et disponible auprès des auteurs.

13. Les écarts types valent respectivement 0,028 pour la médiane, 0,031 pour le premier quartile et 0,037 pour le dernier quartile.

14. Ici, en se plaçant dans le cadre d'une régression quantile, on considère un effet linéaire. L'effet que l'on mesure est le même quelle que soit la richesse du père considérée. On pourrait également voir si cet effet varie lui-même avec la richesse ; ou si il varie d'une période à l'autre.

de son niveau moyen (0,37). L'IGE des femmes, dont la richesse dépend plus de la fortune parentale, est au contraire plus fluctuante. Elle est notamment particulièrement faible dans les années où le capital transmis par la génération précédente se dévalorise : de 0,45 dans les années prospères du Second Empire, elle tombe à 0,31 pendant la crise de la fin du XIX<sup>e</sup> siècle. De même, elle chute lourdement pendant l'entre-deux-guerres.

\*  
\* \*

Les comparaisons récentes de pays à pays ont dégagé une hiérarchie de sociétés fortement ou faiblement mobiles caractérisées par des IGE variant de 0,2 à 0,6. En se restreignant à la population de ceux qui transmettent une fortune d'une génération à l'autre, les données historiques sur la France du XIX<sup>e</sup> et du début du XX<sup>e</sup> siècles trouvent pour l'ensemble de la période une mobilité intergénérationnelle de 0,4. Le résultat semble être du même ordre de grandeur que la mobilité contemporaine. Sur cette base, on peut dire que l'inégalité initiale est presque annulée à la troisième génération ( $0,43^2 = 0,064$ ). Cependant, deux résultats viennent nuancer ce constat.

Premièrement, la mobilité intergénérationnelle est très hétérogène selon l'importance des patrimoines considérés. Si l'on considère les 25 % les plus riches, la mobilité mesurée par l'IGE est de 0,8 ; en d'autres termes, en trois générations, la moitié de l'inégalité demeure.

Deuxièmement, au cours du temps, les résultats obtenus n'ont pas la stabilité habituellement invoquée. La mobilité intergénérationnelle du patrimoine varie selon les périodes, surtout lorsqu'on distingue le haut de la distribution.

Aller plus loin impliquerait d'étendre l'analyse aux mécanismes qui assurent la constitution et la conservation des patrimoines. La richesse du parent peut en effet influencer de bien des façons sur celle de ses enfants. Une richesse élevée, par exemple, signifie aisance matérielle durant l'enfance ; accès plus fréquent à l'éducation ; milieu social propice ; ressources économiques permettant de démarrer une activité professionnelle ; héritage enfin que les sources permettent d'identifier avec plus de précision. Une première piste consisterait à comparer la situation de groupes pour lesquels l'héritage a un rôle différent. On n'a fait que l'évoquer ici en opposant le cas des femmes (dont le patrimoine dépend plus spécialement de l'héritage) à celui des hommes (pour qui l'accumulation de cycle de vie prédomine).

Un autre prolongement de ce travail serait d'analyser l'ensemble des individus, qu'ils laissent ou non un héritage. L'effet d'une telle extension est a priori ambigu. D'un côté, la présence d'individus nés de parents sans fortune qui s'enrichissent ou d'enfants ayant hérité mais qui ne laissent rien va accroître la mobilité totale ; de l'autre, la masse de ceux qui n'ont rien reçu et ne laissent rien va au contraire diminuer la mobilité intergénérationnelle. □

## BIBLIOGRAPHIE

- Aaronson D. et Mazumder B. (2007)**, « Intergenerational Economic Mobility in the U.S., 1940 to 2000 », *The Journal of Human Resources*, vol. XLIII, n° 1, pp. 139-172.
- Alesina A. et Glaeser E. L. (2004)**, *Fighting Poverty in the US and Europe. A World of Difference*, Oxford University Press, Oxford.
- Arrondel L. et Grange C. (2004)**, « Successions et héritiers dans la société rurale du XIX<sup>e</sup> siècle : l'exemple des familles "TRA" de Loire-Inférieure », *Annales de Démographie Historique*, n° 1, pp. 53-77.
- Arrondel L. et Lafferrère A. (2001)**, « Taxation and Wealth Transmission in France », *Journal of Public Economics*, n° 79, pp. 3-33.
- Atkinson A. B. (2007)**, « Distribution and growth in Europe – The empirical picture », présenté à la conférence annuelle EU DG ECFIN, 11-12 octobre 2007, [http://ec.europa.eu/economy\\_finance/events/2007/researchconf1110/atkinson\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/economy_finance/events/2007/researchconf1110/atkinson_en.pdf).
- Becker G. S. and Tomes N. (1986)**, « Human Capital and the Rise and Fall of Families », *Journal of Labor Economics*, vol. 4, n° 3, Part 2 : « The Family and the Distribution of Economic Rewards », pp. S1-S39.
- Bourdieu J., Kesztenbaum L. (2004)**, « Vieux, riches et bien portants. Une application de la base TRA aux liens entre mortalité et richesse », *Annales de Démographie Historique*, n° 1, pp. 79-105.
- Bourdieu J., Postel-Vinay G. et Suwa-Eisenmann A. (2001)**, « Wealth Accumulation in France 1800-1940 : Individuals and Dynasties. The weakness(es) of Strong Ties », *Documents de travail LEA*.
- Bourdieu J., Postel-Vinay G. et Suwa-Eisenmann A. (2003)**, « Pourquoi la richesse ne s'est-elle pas diffusée avec la croissance ? Le degré zéro de l'inégalité et son évolution en France, 1800-1940 », *Histoire et Mesure*, vol. XVIII, n° 1-2, pp. 147-198.
- Bourdieu J., Postel-Vinay G. et Suwa-Eisenmann A. (2004)**, « Défense et illustration de l'enquête des 3 000 familles. L'exemple de son volet patrimonial », *Annales de Démographie Historique*, n° 1, pp. 19-52.
- Corak M. (éds) (2004)**, *Generational Income Mobility in North America and Europe*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Corak M. et Heisz A. (1998)**, « Mobilité intergénérationnelle des gains et du revenu des hommes au Canada : Étude basée sur les données longitudinales de l'impôt sur le revenu », *Direction des études analytiques : documents de recherche n° 113*. Statistics Canada, Ottawa.
- Davies, J.B. and Shorrocks, A. (2000)**, « The Distribution of Wealth », in : A.B. Atkinson and F. Bourguignon (ed.), *Handbook of Income Distribution*, édition 1, vol. 1, chapitre 11, pp. 605-675, Elsevier.
- Dupâquier, J. et Kessler D. (1992)**, *La société française au XIX<sup>e</sup> siècle - Tradition, transition, transformation*, Fayard, Paris.
- Erikson R. et Goltorpe J. (1992)**, *The Constant Flux*, Clarendon, Oxford.
- Furet F. et Ozouf J. (1977)**, *Lire et écrire*, Éditions de Minuit, Paris.
- Grawe N. D. (2003)**, « Life Cycle Bias in the Estimation of Intergenerational Earnings Persistence », *Family and Labour Studies, Analytical Studies Branch Research Paper n° 207*, Statistics Canada, Ottawa.
- Haider S., Solon G. (2006)**, « Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings », *The American Economic Review*, vol. 96, n° 4, pp. 1308-1320.
- Harbury C. D. (1962)**, « Inheritance and the Distribution of Personal Wealth in Britain », *The Economic Journal*, vol. 72, n° 288, pp. 845-868.
- Harbury C. D. et Hitchens D. M. W. N. (1979)**, *Inheritance and Wealth Inequality in Britain*, Allen and Unwin, Londres.
- Lee C. et Solon G. (2006)**, « Trends in Intergenerational Income Mobility », *NBER Working Paper*, n° W12007.
- Lefranc A. et Trannoy, A. (2003)**, « Intergenerational earnings mobility in France : Is France more mobile than the US ? », mimeo, [http://www.u-cergy.fr/lefranc/pdf\\_files/mobintergen.pdf](http://www.u-cergy.fr/lefranc/pdf_files/mobintergen.pdf).

- Lévy-Leboyer M. et Bourguignon F. (1985)**, *L'économie française au XIX<sup>e</sup> siècle. Analyse macroéconomique*, Economica, Paris.
- Masson A. (1986)**, « A Cohort Analysis of Wealth-Age Profiles Generated by a Simulation Model in France (1949-75) », *The Economic Journal*, vol. 96, n° 381, pp. 173-190.
- Mayer S. et Lopoo L. (2005)**, « Has the Intergenerational Transmission of Economic Status Changed ? », *Journal of Human Resources*, vol. 40, n° 1, pp. 169-185.
- Menchik P. L. (1979)**, « Inter-generational Transmission of Inequality : An Empirical Study of Wealth Mobility », *Economica*, New Series, vol. 46, n° 184, pp. 349-362.
- Piketty T. (1995)**, « Social Mobility and Redistributive Politics », *Quarterly Journal of Economics*, vol 110, n° 3, pp. 551-584.
- Piketty T. (2001)**, *Les Hauts revenus en France au XX<sup>e</sup> siècle*, Grasset, Paris.
- Solon G. R. (1992)**, « Intergenerational Income Mobility in the United States », *The American Economic Review*, vol. 82, n° 3, pp. 393-408.
- Solon G. (1999)**, « Intergenerational Mobility in the Labor Market » in Orley Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, pp. 1761-1800, North-Holland, Amsterdam.
- Solon G. (2002)**, « Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 16, n° 3, pp. 59-66.
- Sombart, W. (1996)** : *Warum gibt es in den Vereinigten Staaten keinen Sozialismus ?* Tübingen : Mohr ; traduction anglaise (1976), *Why Is There No Socialism in the United States*, Sharpe, New York.
- Shorrocks A.F. (1975)**, « The Age-Wealth Relationship : a Cross-Section and Cohort Analysis », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 57, n° 2, pp. 155-163.
-

## STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE L'ÉCHANTILLON

	Toutes périodes	1848 - 1869	1870 - 1894	1895 - 1913	1919 - 1939
Nombre d'observations	1 882	369	682	373	368
<b>Enfant</b>					
Âge au décès	64,1 (12,7)	57,1 (10,7)	63,5 (11,8)	67,8 (12,1)	67,8 (12,9)
Morts avant leur père (%)	2,6 (0,17)	5,7 (0,23)	2,2 (0,15)	1,6 (0,13)	1,1 (0,10)
Âge à l'héritage	33,4 (13,0)	34,2 (10,6)	33,5 (12,8)	32,8 (13,9)	32,5 (14,1)
Nombre d'années de survie	31,3 (16,4)	23,6 (10,6)	30,4 (15,5)	35,2 (16,2)	35,5 (19,1)
Masculin (%)	58,1 (0,490)	61,8 (0,487)	62,9 (0,483)	56,6 (0,496)	48,1 (0,500)
<b>Parent</b>					
Âge au décès	68,30 (11,9)	69,49 (10,4)	68,44 (11,8)	68,04 (12,4)	67,49 (12,5)
Masculin (%)	99,5 (0,07)	99,5 (0,07)	99,4 (0,08)	99,7 (0,05)	99,7 (0,05)
Année de décès (médiane)	1861	1836	1850	1870	1895
Écart interquartile de patrimoine	38	18	27	19	32,5

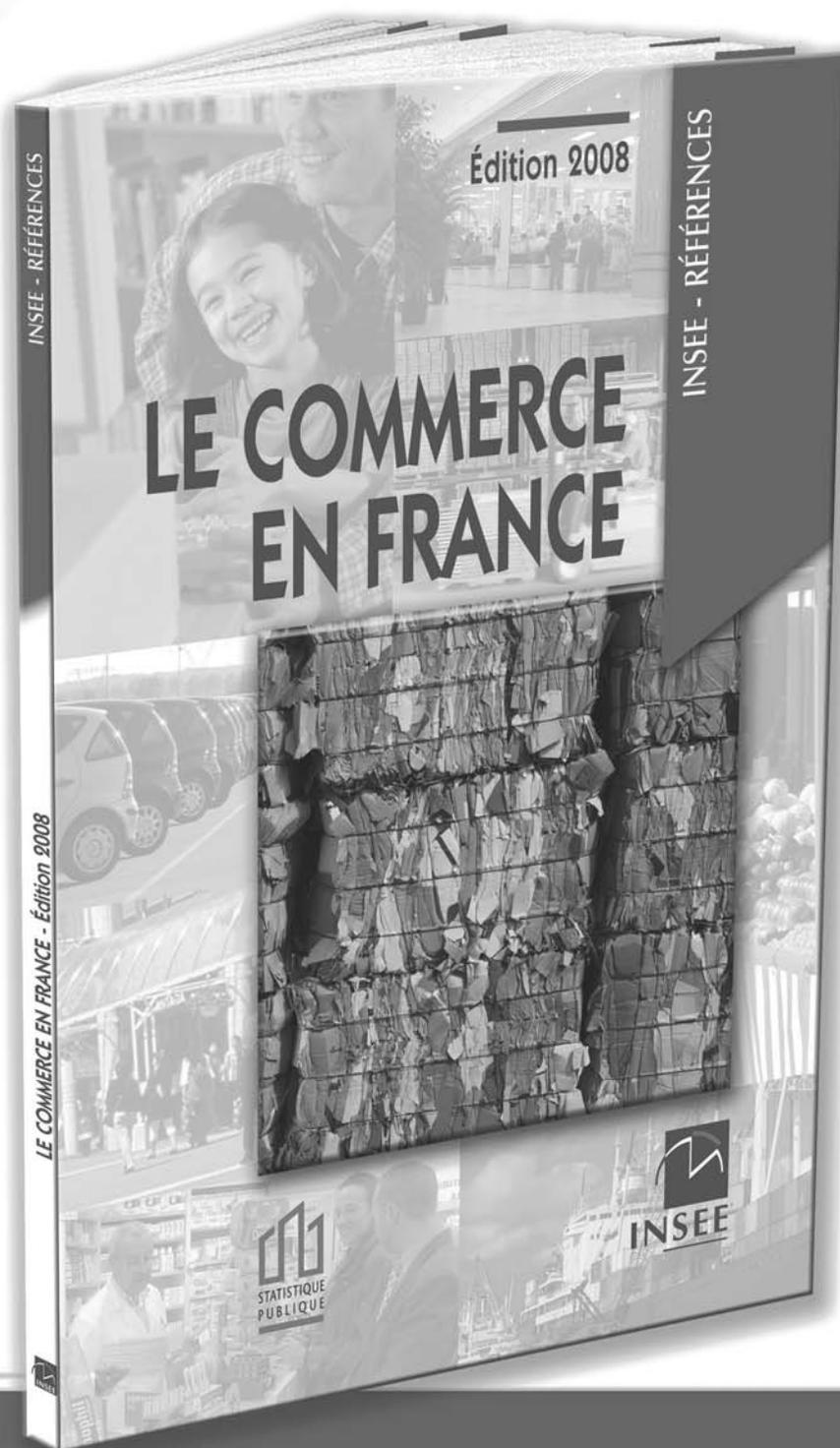
Lecture : pour chaque variable, on donne la valeur moyenne pour les différentes périodes. Écarts-types entre parenthèses. Nombre d'années de survie : nombre d'années qui s'écoulent en moyenne entre le décès du père et le décès de l'enfant (pour les enfants morts après leur père).

Champ : enfants et parents morts à 40 ans et plus.

Source : base TRA-Patrimoine.

# L'essentiel du commerce

- Deux dossiers thématiques sur les déchets et les intermédiaires du commerce de gros dans l'agro-alimentaire.
- Le portrait des trois principaux secteurs : commerce de détail, commerce et réparation automobile, commerce de gros.



En vente dans les librairies,  
par correspondance et sur [www.insee.fr](http://www.insee.fr)

16,50 € - Collection Insee-Références

  
**INSEE**