

# MOBILITÉ ENTRE GÉNÉRATIONS ET FLUIDITÉ SOCIALE EN FRANCE LE RÔLE DE L'ÉDUCATION<sup>1</sup>

Louis-André Vallet, CNRS-Observatoire Sociologique du Changement, Sciences Po, Paris

---

À partir des enquêtes Formation – Qualification Professionnelle (INSEE) de 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003, cet article analyse l'évolution de la mobilité sociale entre générations et de la fluidité sociale en France pour les hommes et femmes nés entre 1906 et 1973. Il établit que l'association statistique entre classe d'origine et classe de destination est plus faible dans les cohortes récentes que dans les cohortes anciennes, et montre aussi que la même association s'atténue avec l'avancée en âge, c'est-à-dire au fil de la carrière professionnelle. Il établit enfin que le changement relatif à l'éducation a joué un rôle-clé dans l'accroissement de la fluidité sociale. Dans la cohorte 1945-1954, la réduction de l'inégalité des chances scolaires constitue le facteur principal et l'expansion de l'enseignement le facteur secondaire pour expliquer la réduction de l'inégalité des chances sociales, mais l'importance relative de ces deux facteurs est inversée dans les cohortes 1955-1964 et 1965-1973.

Mots clés : mobilité sociale, fluidité sociale, éducation, cohorte, modélisation statistique.

---

Dans l'avant-propos de la deuxième édition (1978) de son ouvrage marquant, *L'inégalité des chances. La mobilité sociale dans les sociétés industrielles* (1973), Raymond Boudon précisait qu'il avait écrit ce livre afin de proposer une explication pour un paradoxe apparent : « Je l'ai dit, toutes les sociétés industrielles sont

---

1. Cet article est la version française d'un chapitre à paraître dans un ouvrage collectif sous la direction de R. Breen, R. Luijkx et W. Müller, *Education and Intergenerational Social Mobility in the 20<sup>th</sup> Century: A Comparative Study* (titre provisoire), Stanford, Stanford University Press. L'auteur remercie chaleureusement l'ADISP – Réseau Quetelet (Archives de Données Issues de la Statistique Publique) pour la mise à disposition des enquêtes utilisées ici.

caractérisées depuis plusieurs décennies par une diminution lente certes, mais non négligeable et régulière de l'inégalité des chances devant l'enseignement. Pourtant, cette diminution n'a eu que des effets modestes sur le niveau de l'héritage social » (1978, p. 1). Au début des années 1970, les données statistiques sur la mobilité sociale et les inégalités d'éducation étaient encore peu nombreuses et des séries d'enquêtes couvrant plusieurs décennies n'étaient pas disponibles, aussi Boudon dut-il recourir à un modèle de simulation. En outre, au sein de son argumentation, il ne distinguait pas clairement entre le changement dans la distribution de l'éducation, c'est-à-dire l'expansion de l'enseignement qui était en cours, et le changement dans l'allocation de l'éducation entre individus de différents milieux sociaux, c'est-à-dire la démocratisation au sens strict. Plus récemment et dans deux publications connexes (1997, 2001), Michel Forsé a aussi souligné que la diminution de l'inégalité des chances scolaires ne suffit pas à réduire l'inégalité des chances sociales. Selon son interprétation des analyses qu'il a conduites sur la population masculine dans deux enquêtes françaises sur l'emploi espacées de quinze ans, deux phénomènes expliquent l'absence de tout effet substantiel du changement intervenu dans l'éducation sur la mobilité sociale. D'une part, l'expansion de l'enseignement, qui résulte mécaniquement du comportement stratégique des individus souhaitant maintenir ou améliorer le statut social de leur famille d'origine, induit un déclin progressif des rendements de l'éducation sur le marché du travail. D'autre part, le bénéfice, en termes de statut professionnel, qui est associé à un niveau donné d'éducation varie aussi selon l'origine sociale, étant généralement plus faible pour les individus originaires de milieux plus modestes.

Dans la continuation de ces efforts analytiques, cet article vise à réexaminer systématiquement la relation entre le changement intervenu dans l'éducation et le changement relatif à la mobilité sociale. À partir d'une série d'enquêtes de grande qualité permettant de couvrir les cohortes nées en France dans les trois premiers quarts du XX<sup>e</sup> siècle, nous observerons et évaluerons empiriquement le rôle que l'éducation, dans ses différentes composantes, a joué dans la dynamique des mobilité et fluidité sociales. En vérité, adopter une approche analytique fondée sur les cohortes mettra en évidence que l'expansion de l'enseignement et la démocratisation de l'éducation ont été les mécanismes fondamentaux à l'origine

d'une croissance de la fluidité sociale dans la société française, que l'importance relative de ces deux mécanismes a varié au fil des cohortes de naissance, et que, parmi les plus récentes, pour les hommes mais non pas pour les femmes, leur effet positif aurait été en partie atténué par une augmentation de l'influence « directe » de l'origine sociale.

Nous débutons par une brève description des transformations majeures qui ont affecté le système éducatif français au cours du XX<sup>e</sup> siècle, puis nous résumons les conclusions des recherches antérieures sur la mobilité sociale en France qui ont surtout retenu une approche en termes de période (ou d'enquête). La troisième section est consacrée à une présentation de nos données et du plan d'observation adopté pour l'analyse des trajectoires sociales des hommes et femmes nés entre 1906 et 1973. Nous décrivons ensuite les évolutions des distributions des classes d'origine, des classes de destination et des niveaux d'éducation au fil des cohortes de naissance, de même que celles des taux absolus de mobilité. Les sections principales étudient le changement intervenu dans les associations statistiques fondamentales – origine-destination, origine-éducation et éducation-destination – et incluent aussi une analyse de simulation, à la suite de Breen (2010), qui est en mesure de révéler la contribution du changement intervenu dans l'éducation à la variation de la fluidité sociale. Enfin, nous concluons par une discussion des principaux résultats, avec une attention particulière aux différences que l'approche en termes de cohortes révèle entre l'expérience de la mobilité sociale des femmes et celle des hommes.

## **1. L'unification et l'expansion du système éducatif français au cours du XX<sup>e</sup> siècle**

Selon les termes de l'historien de l'éducation Antoine Prost (1968, p. 10), « la France du dix-neuvième siècle juxtapose deux écoles : l'école des notables et l'école du peuple ». Cette différenciation en deux filières fortement séparées a subsisté durant les deux premiers tiers du XX<sup>e</sup> siècle. D'un côté, la filière primaire accueillait principalement les enfants d'agriculteurs exploitants, d'ouvriers agricoles ainsi que d'ouvriers et d'employés subalternes. Elle ne se limitait pas à l'école élémentaire mais, après le diplôme de certificat d'études primaires, offrait aussi quatre années supplé-

mentaires de formation générale et professionnelle dans les écoles primaires supérieures ou les cours complémentaires. De l'autre côté, la filière secondaire accueillait surtout les enfants de la bourgeoisie et possédait ses propres classes élémentaires, suivies par des années de formation générale au sein des lycées et jusqu'au baccalauréat. Même si la gratuité des classes secondaires fut établie au début des années 1930, les familles d'extraction modeste étaient encore assez réticentes à orienter leur progéniture vers cette filière. Un curriculum plus concret et moins général était offert dans la filière primaire supérieure qui, en comparaison du baccalauréat, fournissait aussi aux jeunes de meilleures opportunités pour entrer sur le marché du travail au sein des positions qualifiées de niveau intermédiaire du commerce ou de l'industrie. Du point de vue des familles, la compétition entre la filière primaire supérieure et la filière secondaire était largement à l'avantage de la première (Prost, 1997, p. 88).

En 1941, Jérôme Carcopino, secrétaire d'état à l'Éducation nationale dans le gouvernement de Vichy, qui jugeait cette concurrence déloyale, décida de rattacher les écoles primaires supérieures à la filière secondaire. Cette réforme eut pour conséquence involontaire d'ouvrir la filière primaire supérieure, en offrant à ses élèves une double chance dans le cadre d'un investissement éducatif moins risqué : pour ceux qui faisaient preuve d'une forte réussite scolaire, la possibilité d'intégrer le lycée au niveau de la classe de seconde et de gagner ainsi l'accès au baccalauréat, comme leurs condisciples d'origine sociale plus élevée ; pour les autres, des débouchés professionnels de niveau intermédiaire plutôt attractifs (Prost, 1997, p. 91). Selon une monographie historique au sein des établissements secondaires de l'agglomération d'Orléans, la proportion d'enfants d'ouvriers dans la filière générale de la classe de seconde a crû de 8,7 % en 1947-1949 à 15,5 % en 1952-1954, puis à 21,5 % en 1962-1964, alors que la part relative des enfants de cadres et de professions libérales est demeurée beaucoup plus stable (Prost, 1986, p. 145). D'après cette étude, l'inégalité des chances scolaires a donc diminué en conséquence de la réforme de Carcopino, mais la tendance est restée largement inaperçue au niveau de l'ensemble du pays car, à la fin de la décennie 1950 comme au début des années 1960, les statistiques scolaires nationales portaient surtout attention à l'entrée dans la filière secondaire,

c'est-à-dire à la classe de sixième pour laquelle les probabilités d'accès étaient fortement inégales selon l'origine sociale (Girard et Bastide, 1963 ; Ichou et Vallet, 2013).

Le processus d'unification du système éducatif français intervient avec le but explicite d'élargir l'accès à l'éducation et de promouvoir l'égalité des chances scolaires. Alors que le taux d'accès à la classe de sixième était seulement de 36,9 % dans la cohorte 1939-1948 et de 46,7 % dans celle née entre 1949 et 1953, il croît soudainement jusqu'à 75,4 % dans la cohorte 1954-1958, puis 91,6 % dans la cohorte 1959-1963 (Duru-Bellat et Kieffer, 2001). Depuis 1936, l'âge de fin de la scolarité obligatoire était fixé à 14 ans et la réforme Berthoin (1959) déplace celui-ci à 16 ans pour tous les enfants nés à partir de 1953. Après cinq années d'école élémentaire, la même réforme établit aussi un cycle d'observation commun de deux ans, reportant par là d'une durée équivalente le premier point de bifurcation au sein du système éducatif. Elle transforme enfin les cours complémentaires en collèges d'enseignement général (CEG). Suivant la même voie, la réforme Fouchet (1963) ajoute un cycle d'orientation de deux années et crée aussi un nouveau type d'établissements autonomes, les collèges d'enseignement secondaire (CES), pour délivrer les quatre années correspondant au premier cycle de l'enseignement secondaire. Les CEG et CES maintiennent cependant une différenciation interne entre plusieurs filières, en fonction du curriculum plus ou moins intense auquel elles exposent leurs élèves. Bien que la réforme Haby (1975) ait formellement aboli cette stratification pour établir le *collège unique*, jusqu'au début des années 1990, les élèves les moins performants risquaient encore d'être orientés vers une filière préprofessionnelle peu réputée après seulement deux années d'enseignement secondaire. La création d'un nouveau diplôme professionnel de niveau intermédiaire – le brevet d'études professionnelles – intervient en 1967 et une différenciation est aussi introduite au niveau du baccalauréat, ajoutant à celui, général, qui existait depuis le XIX<sup>e</sup> siècle, le baccalauréat technologique en 1968, puis le baccalauréat professionnel en 1985.

Paradoxalement, les résultats de l'étude historique dans l'agglomération d'Orléans pour la période post-réforme font apparaître une stagnation du processus de démocratisation, c'est-à-dire une interruption de la tendance apparue après la décision de Carcopino. Selon l'interprétation proposée par Antoine Prost de

cette conséquence involontaire des réformes, le processus d'unification a pour l'essentiel aligné la filière primaire supérieure sur la filière secondaire, ancienne et classique. Même si les enfants de tous les milieux sociaux ont gagné l'accès aux premières classes de l'enseignement secondaire, ceux d'extraction plus modeste ont en moyenne de moindres performances et ils redoublent aussi plus fréquemment. En conséquence, la plupart d'entre eux ont été progressivement écartés des sections prestigieuses et prometteuses du second cycle du second degré, en raison de la différenciation entre filières au sein des CEG et CES comme des procédures d'orientation nouvellement établies au cours et à la fin du premier cycle de l'enseignement secondaire (Prost, 1997, p. 107-111).

Alors que la recherche historique suggère clairement que la France a connu une diminution tangible de l'inégalité des chances scolaires durant une période d'environ deux décennies (1945-1965), l'expansion de l'enseignement a été continue, quoique non linéaire, tout au long du XX<sup>e</sup> siècle. Une main-d'œuvre plus qualifiée était requise en conséquence de la modernisation progressive de l'économie, du développement du secteur tertiaire et du progrès technologique. Et les familles elles-mêmes, conscientes de ces transformations, recherchaient spontanément à doter leurs enfants d'un bagage scolaire plus fourni en vue de promouvoir leur mobilité sociale (Prost, 2004, p. 11-15). L'âge médian de fin d'études, qui était inférieur à 14 ans pour la cohorte 1900, croît lentement jusqu'à 15 ans pour la cohorte 1937 avant une accélération remarquable – « la première explosion scolaire » – où il atteint 17 ans dans la cohorte 1947. Puis une croissance plus modérée réapparaît – 18 ans dans la cohorte 1958, 19 ans dans la cohorte 1968 – suivie par « la seconde explosion scolaire » où l'âge médian de fin d'études atteint presque 22 ans dans la cohorte née en 1975 (Chauvel, 1998a).

D'un point de vue numérique, la première explosion scolaire a surtout concerné la filière primaire supérieure et les premières années de la filière secondaire, mais la seconde explosion scolaire intervient au niveau supérieur de l'enseignement secondaire. En 1950, ce n'était qu'une minorité étroite de 5,1 % d'une génération qui obtenait le baccalauréat. Même si, dans les deux décennies suivantes, cette proportion double à deux reprises, atteignant 11,4 % en 1960 et 20,1 % en 1970, c'est encore une minorité de 3

jeunes sur 10 nés autour de 1967 qui obtient le baccalauréat en 1985 (Ichou et Vallet, 2011 ; Merle, 2009). Puis une croissance exceptionnelle survient durant une décennie, en raison de décisions majeures de politique éducative : la Loi de programme de 1985 a pour but de développer l'enseignement technologique et professionnel, et la Loi d'orientation de 1989 fixe de manière volontariste à 80 % la proportion d'une génération devant atteindre le niveau du baccalauréat en l'an 2000. La part d'une génération possédant ce diplôme fait plus que doubler en dix ans, croissant de 29,4 % en 1985 à 62,7 % en 1995, et elle demeure à peu près inchangée par la suite, atteignant 62,8 % en 2000 et 62,3 % en 2008. L'expansion intervenue entre 1985 et 1995 a concerné tous les types de baccalauréat – général, technologique et aussi le baccalauréat professionnel nouvellement créé – mais elle a été plus marquée dans les deux dernières catégories. L'importance relative du baccalauréat traditionnel – ou général – a donc décliné dans les dernières décennies du XX<sup>e</sup> siècle : il était possédé par tous les nouveaux titulaires du diplôme jusqu'en 1968, par encore plus de 80 % d'entre eux en 1972, mais par un peu plus de la moitié seulement à la fin de la décennie 1990.

Enfin, expansion et diversification ont aussi caractérisé l'enseignement supérieur en France. Sa croissance a été plus soutenue après 1960 que durant la première moitié du XX<sup>e</sup> siècle. En 1960, l'enseignement supérieur accueillait 310 000 étudiants et ce nombre a presque triplé dans la décennie suivante, atteignant 851 000 en 1970, puis plus d'un million en 1980 et plus de deux millions en 2000 (MENESR, 2015). Alors que les trois quarts des étudiants appartenaient à des universités « traditionnelles » en 1970, ce n'est plus le cas que de moins de 60 % en 2000. La variation reflète la croissance marquée des institutions d'enseignement supérieur court à vocation professionnelle – avec la création des sections de techniciens supérieurs en 1959 et celle des instituts universitaires de technologie en 1966 – de même que le développement d'autres établissements publics et privés d'enseignement supérieur. À l'opposé, il est remarquable que les classes préparatoires aux grandes écoles dont la fréquentation était requise avant les concours d'entrée dans les Grandes écoles françaises ont accueilli une part décroissante de l'ensemble des étudiants, de 6,8 % en 1960 à 3,9 % en 1970 et 3,2 % en 2000 (MENESR, 2015 ; voir aussi Albouy et Wanecq, 2003).

Comme on l'a souligné plus haut, l'expansion du système éducatif français a résulté en partie de la modernisation de l'économie et du développement du secteur tertiaire qui ont aussi été responsables d'une élévation du niveau de qualification de la main-d'œuvre. L'expansion de l'enseignement a néanmoins excédé l'amélioration de la structure socioprofessionnelle. Le rapport de la proportion d'hommes et de femmes titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur à la part des premiers emplois dans les deux composantes (I et II) de la classe supérieure valait seulement 0,6 dans la cohorte 1938-1944. Il est devenu égal à 1,0 dans la cohorte 1957-1962, puis a atteint 1,1 et 1,4 dans les cohortes 1963-1968 et 1969-1975 (Bouchet-Valat, Peugny et Vallet, 2016), tendance qui a donc éveillé des inquiétudes quant aux rendements professionnels et sociaux de l'éducation et à la question du déclassement (Baudelot et Glaude, 1989 ; Forgeot et Gautié, 1997 ; Goux et Maurin, 1998 ; Nauze-Fichet et Tomasini, 2002).

## 2. Ce que nous savons des tendances de la mobilité entre générations et de la fluidité sociale en France

Depuis la première collecte de données nationales représentatives sur la profession paternelle à l'occasion de l'*Enquête sur l'emploi* de 1953, l'analyse de la mobilité sociale entre générations et de ses tendances temporelles dans la société française a typiquement été conduite en comparant des enquêtes successives pour une population donnée, définie par une large tranche d'âge. Thélot (1976), puis Goldthorpe et Portocarero (1981) ont comparé les tables de mobilité pour les hommes, obtenues dans l'enquête de 1953 et dans l'enquête *Formation – Qualification Professionnelle* (FQP) de 1970, sans restreindre l'analyse à un groupe d'âge particulier. Puis Thélot (1982) a étendu la comparaison à l'enquête FQP de 1977, mais en concentrant l'étude sur les hommes âgés de 40 à 59 ans<sup>2</sup>. Vallet (1991) a fait de même pour les femmes âgées de 30 ou 35 ans à 59 ans dans les enquêtes de 1953 à 1985. Puis de nouveau, pour les hommes et femmes de la même tranche d'âge en 1953, 1970, 1977,

---

2. Dans toutes les enquêtes françaises conduites par l'INSEE qui permettent d'étudier la mobilité sociale, la question relative à la profession du père fait référence au moment où le répondant cessait de fréquenter régulièrement l'école ou l'université. Restreindre l'analyse aux hommes (ou femmes) d'âge mûr autorise donc la comparaison des pères et fils (ou filles) à un âge approximativement similaire.



1985 et 1993 (Vallet, 1999). Utilisant les enquêtes FQP de 1977, 1985, 1993 et 2003, la comparaison la plus récente a porté sur les hommes et femmes français, âgés de 35 à 59 ans, actifs occupés ou anciens actifs occupés (Vallet, 2014). En adoptant une approche en termes de période (ou d'enquête), ces analyses ont, de manière cumulative, établi deux conclusions principales.

Premièrement, la mobilité observée – ou les taux absolus de mobilité – a régulièrement augmenté en France depuis le milieu du XX<sup>e</sup> siècle. Au début des années 1950, un homme ou une femme sur deux appartenait à une classe sociale différente de celle de leur père. Au début des années 1990, c'est le cas de deux hommes sur trois et trois femmes sur quatre. En 2003, la mobilité observée est encore légèrement plus forte. À chaque enquête, la mobilité ascendante est plus fréquente que la mobilité descendante bien que, depuis 1985 et parmi les hommes, le rapport de la première à la seconde soit devenu moins favorable. Cette croissance de la mobilité observée a résulté pour l'essentiel des transformations structurelles de la France, passée d'une société largement agricole à une société industrielle, puis post-industrielle. Un tel mouvement a augmenté la dissimilarité entre la distribution de classe des hommes et des femmes et celle de leurs pères, ce qui a fait croître les taux absolus de mobilité entre générations. Deuxièmement, l'essor de la mobilité observée a aussi son origine dans une lente augmentation de la fluidité sociale, c'est-à-dire dans une légère réduction de la distance intergénérationnelle entre classes sociales. Thélot (1982, p. 78-79) estimait qu'un quart de la réduction totale de l'immobilité sociale entre 1953 et 1977 était dû à cette ouverture sociale accrue. Le mouvement s'est poursuivi. Par exemple, en 1977 et parmi les hommes âgés de 35 à 59 ans, les chances d'être cadre ou profession intellectuelle supérieure plutôt qu'ouvrier étaient 92 fois plus fortes pour les fils originaires de la première classe sociale que pour ceux de la seconde. En 2003, le même *odds ratio* s'élève à 29, ce qui dénote une inégalité des chances sociales plus faible, bien qu'encore importante. La réduction de l'association statistique entre classe d'origine et classe de destination peut aussi être mise en évidence parmi les femmes comme en considérant d'autres catégories sociales. Au total, on peut estimer qu'en 2003 3 % à 5 % des hommes et femmes de 35 à 59 ans occupent des positions sociales différentes de celles qui auraient été les leurs si

rien n'avait changé, en un quart de siècle, dans la force de l'association statistique entre classe d'origine et classe de destination (Vallet, 2014).

En introduisant le niveau d'éducation atteint comme variable intermédiaire entre classe d'origine et classe de destination, Vallet (2004) a examiné plusieurs causes plausibles de cette augmentation de la fluidité sociale entre 1970 et 1993. À partir d'une approche en termes de période (ou d'enquête) sur la population très large des hommes et femmes de 25 à 64 ans, ses conclusions suggèrent que, pour les deux sexes, trois transformations élémentaires sont intervenues : une diminution irrégulière de l'inégalité des chances scolaires – l'association statistique entre classe d'origine et niveau d'éducation –, surtout marquée entre les enquêtes de 1970 et 1977 ; un déclin régulier, au fil des quatre enquêtes, dans l'avantage professionnel relatif que procure l'éducation – l'association statistique nette, *i.e.*, à classe d'origine contrôlée, entre niveau d'éducation et classe de destination ; un effet de composition lié au fait que l'expansion de l'éducation a progressivement accru la taille relative des groupes les plus diplômés pour lesquels l'effet propre de la classe d'origine sur la classe de destination est réduit. Parmi les trois côtés du « triangle classe d'origine – niveau d'éducation – classe de destination », c'est donc l'association « directe » entre classes d'origine et de destination qui apparaissait comme la plus stable sur la période 1970-1993 – une conclusion qui corroborait aussi un énoncé antérieur de Goux et Maurin selon lequel « il n'y a pas de preuve empirique d'une diminution de l'association nette OD » (1997, p. 173).

Il faut cependant souligner que l'approche en termes de période (ou d'enquête) adoptée ci-dessus présente certains inconvénients. Premièrement, puisque la population examinée correspond généralement à une large tranche d'âge, un certain nombre de cohortes de naissance sont en fait observées dans deux, ou plus de deux, enquêtes consécutives, mais à des moments différents de leurs trajectoires professionnelles et sociales. Au contraire, les cohortes les plus anciennes ne sont présentes que dans la première enquête alors que c'est seulement dans la dernière que les plus récentes apparaissent. Entre deux enquêtes consécutives, la variation globale observée pour la population entière est donc le résultat d'une agrégation complexe et assez abstraite. Deuxièmement,

puisque la scolarisation et l'atteinte d'un niveau d'éducation donné interviennent généralement à un moment spécifique du cycle de vie, c'est entre les cohortes qu'adviennent les changements relatifs à l'éducation qui peuvent ultérieurement affecter la dynamique des trajectoires individuelles. Tel qu'on l'a retracé, le développement du système éducatif français lui-même met en lumière ce caractère « intrinsèquement porté par les cohortes » : l'expansion de l'enseignement a été irrégulière, les première et seconde explosions scolaires affectant respectivement les cohortes nées dans les années 1940 et celles apparues à partir de la fin de la décennie 1960 ; et, comme le suggère la recherche historique de Prost, la réduction de l'inégalité des chances scolaires a été forte pour les cohortes nées dans la décennie 1940 et le début des années 1950 avant de marquer le pas ultérieurement (voir aussi Thélot et Vallet, 2000 ; Vallet et Selz, 2007). Adopter une approche en termes de cohorte de naissance constitue certainement la stratégie la plus prometteuse pour révéler la contribution du changement intervenu dans l'éducation aux transformations des mobilité et fluidité sociales.

Quelques travaux ont déjà adopté une telle approche, mais ont principalement traité des taux absolus de mobilité (voir en particulier Baudelot et Establet, 2000 ; Chauvel, 1998b). Le dernier auteur a souligné que les hommes et femmes français nés entre la fin des années 1930 et la fin des années 1940 avaient bénéficié d'un contexte favorable que les cohortes postérieures n'ont pas connu au même degré. Non seulement étaient-ils plus diplômés que leurs aînés, mais ils ont aussi profité de rendements élevés de leurs investissements éducatifs en raison de la transformation rapide de la structure professionnelle en France, notamment la croissance du secteur tertiaire et la multiplication des emplois correspondants de niveau de qualification moyen et élevé.

Plus récemment, à partir d'une série de cinq *Enquêtes sur l'emploi*, Peugny (2007) a examiné l'expérience de la mobilité sociale qu'ont connue les hommes et femmes des cohortes 1924-1928 à 1974-1978. Utilisant une nomenclature inspirée du schéma des classes sociales d'Erikson, Goldthorpe et Portocarero, il a confirmé que le rapport de la mobilité ascendante à la mobilité descendante avait culminé pour les hommes et femmes nés entre 1939 et 1948, puis avait régulièrement décliné dans les cohortes suivantes. Par exemple, à l'âge de 35 à 39 ans, le rapport s'élève à

2,55 pour les hommes de la cohorte 1944-1948, mais à 1,63 pour ceux de la cohorte 1964-1968, respectivement 1,68 et 1,20 parmi les femmes. Cette tendance déclinante est en partie liée à une évolution moins rapide et moins favorable de la structure professionnelle dans les décennies récentes, comparativement à la période des Trente Glorieuses, en dépit du fait que les cohortes les plus jeunes sont davantage diplômées que leurs aînées en raison de la seconde explosion scolaire. Utilisant un modèle de régression linéaire multiple pour étudier les déterminants d'un score de statut socio-économique pour, séparément, les hommes et femmes des cohortes 1941-1950, 1949-1958 et 1959-1968, Peugny met au jour des signes clairs d'un rendement professionnel décroissant de l'éducation au fil des cohortes, de même qu'un effet propre croissant du score de statut socio-économique du père. Il est donc important d'étendre l'analyse jusqu'aux changements intervenus dans la fluidité sociale – ou les taux relatifs de mobilité – et ses mécanismes élémentaires, au fil des cohortes de naissance.

### 3. Données d'enquête et plan d'observation

Dans chacune des enquêtes *Formation – Qualification Professionnelle* (FQP) conduites en 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003 (variable S)<sup>3</sup>, nous retenons pour l'analyse tous les hommes (respectivement toutes les femmes), français et étrangers, vivant en France métropolitaine, actifs occupés ou anciens actifs occupés, âgés de 30 à 64 ans à la date de l'enquête et pour lesquels à la fois classe d'origine, niveau d'éducation atteint et classe de destination sont connus. L'effectif total de l'échantillon d'analyse est de 64 801 hommes et 46 079 femmes. Puis nous distinguons parmi eux six cohortes de naissance (variable C) – 1906-1924, 1925-1934, 1935-1944, 1945-1954, 1955-1964 et 1965-1973 – ce qui conduit au plan d'observation présenté dans le tableau 1.

---

3. Ces enquêtes ont été réalisées par l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE). Une présentation synthétique de la série FQP et une description de la manière dont les schémas CASMIN (ou Erikson, Goldthorpe et Portocarero) des classes sociales et des niveaux d'éducation peuvent être implémentés sur ces enquêtes figurent dans l'annexe d'une contribution précédente (Vallet, 2004, p. 143-145).

Tableau 1. Plan d'observation

(a) Âge atteint par chaque cohorte de naissance dans les différentes enquêtes

Cohorte (C) / Enquête (S)	1970	1977	1985	1993	2003
1906-1924	46-64	53-64	61-64	-	-
1925-1934	36-45	43-52	51-60	59-64	-
1935-1944	30-35	33-42	41-50	49-58	59-64
1945-1954	-	30-32	31-40	39-48	49-58
1955-1964	-	-	30	30-38	39-48
1965-1973	-	-	-	-	30-38

(b) Effectifs bruts correspondants dans l'échantillon d'analyse (première valeur pour les hommes, seconde valeur en italiques pour les femmes)

Cohorte(C)/ Enquête (S)	1970	1977	1985	1993	2003	Total
1906-1924	6 467 (3 200)	3 271 (1 961)	891 (596)	-	-	10 629 (5 757)
1925-1934	5 300 (2 303)	4 632 (2 547)	3 405 (2 157)	822 (778)	-	14 159 (7 785)
1935-1944	2 937 (1 243)	4 608 (2 641)	3 953 (2 484)	1 615 (1 528)	1 772 (1 763)	14 885 (9 659)
1945-1954	-	2 118 (1 212)	6 123 (4 100)	2 245 (2 222)	4 052 (4 220)	14 538 (11 754)
1955-1964	-	-	662 (472)	1 935 (1 891)	4 188 (4 495)	6 785 (6 858)
1965-1973	-	-	-	-	3 805 (4 266)	3 805 (4 266)
<b>Total</b>	<b>14 704 (6 746)</b>	<b>14 629 (8 361)</b>	<b>15 034 (9 809)</b>	<b>6 617 (6 419)</b>	<b>13 817 (14 744)</b>	<b>64 801 (46 079)</b>

Source : Enquêtes Formation-Qualification Professionnelle conduites par l'Insee en 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003 ; données assemblées par l'auteur.

Par construction, la cohorte la plus ancienne est observée à un âge avancé dans toutes les enquêtes alors que c'est le cas à un âge plutôt jeune pour la cohorte la plus récente (Partie a du tableau 1). Or la recherche antérieure sur la société française a clairement suggéré que la fluidité sociale pouvait varier systématiquement au fil de l'âge<sup>4</sup>. Il est donc nécessaire d'autoriser le fait que les associations statistiques entre classes d'origine et de destination, et entre niveau d'éducation et classe de destination, puissent varier avec l'avancée en âge. À cette fin et en considérant les différentes diagonales de notre plan d'observation (Partie a), cinq groupes d'âge

4. Comparant les hommes appartenant à quatre cohortes de naissance décennales dans la même enquête FQP de 1970, c'est-à-dire des hommes dont la classe de destination était observée à des âges systématiquement différents, Erikson et Goldthorpe (1992, chapitre 3, p. 94-95) ont conclu à une fluidité sociale régulièrement *décroissante* en France de la cohorte la plus ancienne (les hommes de 55 à 64 ans) à la plus récente (les hommes de 25 à 34 ans). Cependant, en étendant la comparaison aux hommes de la même tranche d'âge, mais observés dans plusieurs enquêtes de la même série FQP, Vallet (1999) a mis au jour une tendance régulière à une fluidité sociale *croissante* en quarante ans. L'existence d'une variation de la fluidité sociale au fil de l'âge constitue le seul facteur susceptible d'expliquer la divergence entre les deux conclusions.

(variable A) sont approximativement distingués : diagonale principale en bleu (*middle*), première sur-diagonale (*old*), seconde sur-diagonale (*old+*), première sous-diagonale (*young*) et seconde sous-diagonale (*young+*).

Dans chaque cellule de notre plan d'observation, nous observons la classe d'origine, le niveau d'éducation atteint et la classe de destination des individus correspondants. La classe d'origine (variable O) est définie comme la classe sociale (ou dernière classe sociale) du père au moment où le répondant cessait de fréquenter régulièrement l'école ou l'université. La classe de destination (variable D) est la classe sociale actuelle (ou dernière classe sociale) du répondant définie à partir de la profession qu'il exerce au moment de l'enquête (ou de sa profession la plus récente). Ces deux variables utilisent le schéma CASMIN des classes sociales (Erikson et Goldthorpe, 1992) en sept catégories :

- I. Professions libérales et intellectuelles, cadres administratifs, techniques et commerciaux (niveau supérieur) ; directeurs et administrateurs d'entreprises, gros indépendants ;
- II. Professions libérales et intellectuelles, cadres administratifs, techniques et commerciaux (niveau inférieur) ; techniciens de niveau supérieur ; contremaîtres dirigeant des employés ;
- IIIa. Employés de niveau supérieur (dans l'administration et les affaires) ;
- IVab. Petits indépendants, artisans, etc., avec ou sans salarié(s) ;
- IVc. Agriculteurs exploitants ; autres travailleurs indépendants du secteur primaire ;
- V-VI. Techniciens de niveau inférieur ; contremaîtres dirigeant des ouvriers ; ouvriers qualifiés ;
- VIIab-IIIb. Ouvriers semi-qualifiés et non qualifiés (en dehors de l'agriculture) ; ouvriers de l'agriculture et du secteur primaire ; employés de niveau inférieur (dans le commerce et les services).

Le niveau d'éducation atteint (variable E) correspond au diplôme le plus élevé obtenu par le répondant en formation initiale (incluant l'apprentissage), *i.e.*, sans prise en compte des formations post-scolaires et en cours de carrière. Cette variable utilise la version ancienne du schéma CASMIN des niveaux d'éducation (Brauns et Steinmann, 1999) en six catégories<sup>5</sup> :

- 1ab. Sans diplôme ; Certificat d'Études Primaires ;
- 1c. Certificat d'Aptitude Professionnelle, Examen de Fin d'Apprentissage Artisanal ;
- 2ab. Brevet d'Études Professionnelles, Brevet Professionnel, BEA, BEC, BEI, BES ; Brevet Élémentaire, Brevet d'Études du Premier Cycle, Brevet des collèges ;
- 2c. Baccalauréat général, Brevet Supérieur, Brevet de Technicien, Baccalauréat de Technicien, Baccalauréat technologique, Baccalauréat professionnel ;
- 3a. Diplômes universitaires du premier cycle, Diplôme Universitaire de Technologie, Brevet de Technicien Supérieur, Certificat d'Aptitude Pédagogique ;
- 3b. Diplômes universitaires des deuxième et troisième cycles, Doctorat, CAPES, Agrégation, Diplôme de Grande École.

Pour chaque cellule de notre plan d'observation, les effectifs ont été calculés en utilisant le coefficient d'extrapolation spécifique à l'enquête considérée de manière à ce qu'ils reflètent fidèlement les effectifs correspondants dans la population française. Puis ils ont été réduits pour représenter exactement l'effectif total réellement enquêté dans la cellule correspondante (Partie b du Tableau 1). Toute l'analyse statistique a enfin été conduite, séparément pour les hommes et les femmes, sur le tableau de contingence à cinq dimensions CSOED (où C et S désignent respectivement la cohorte et l'enquête) ou, de façon équivalente et après un réarrangement des cellules, CAOED (où A désigne le groupe d'âge).

#### 4. Tendances historiques dans les distributions des classes d'origine, des classes de destination et des niveaux d'éducation

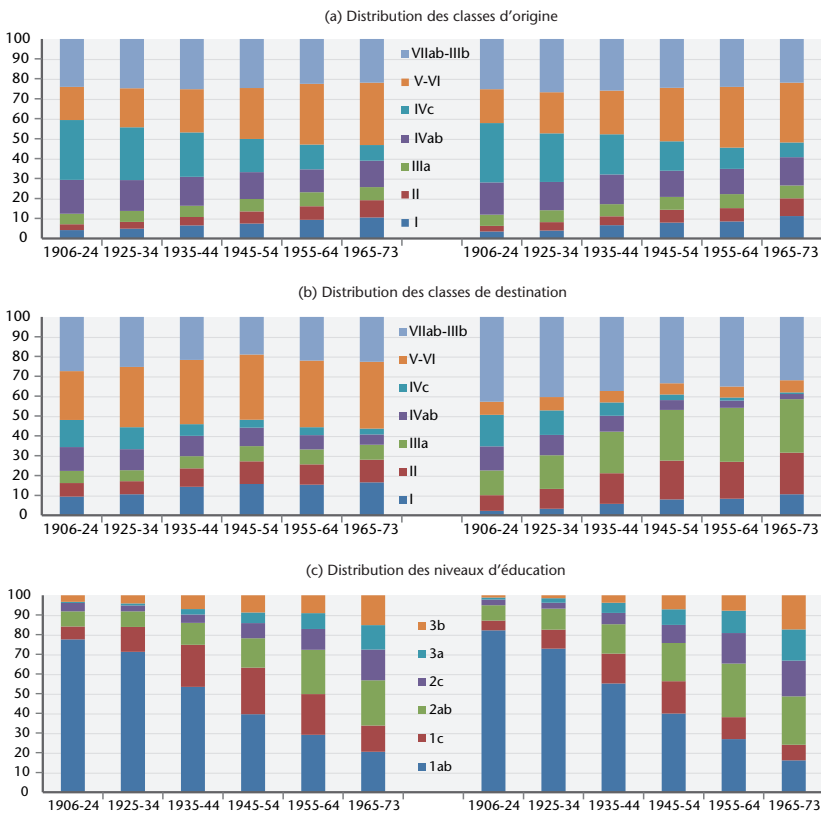
La variation, au fil des cohortes, de la distribution des classes d'origine reflète de manière frappante les transformations des économie et société françaises dans les trois premiers quarts du XX<sup>e</sup> siècle (Graphique 1a). Dans la cohorte 1906-1924, 3 hommes et femmes sur 10 grandissaient dans une famille d'agriculteurs exploitants, mais l'extraction paysanne ne représente que moins de 8 % de la cohorte 1965-1973. L'autre classe indépendante – la petite

---

5. La catégorie 3a ne peut être distinguée de la catégorie 3b pour les cohortes 1906 à 1917 dans l'enquête FQP de 1970.

bourgeoisie – a aussi décliné au cours du siècle, bien qu’assez légèrement. Au contraire, pour les hommes comme pour les femmes, il est devenu plus fréquent d’être originaire de la fraction supérieure (I) de la *service class* (de 4 % à 11 %), de sa fraction inférieure (II) (de 3 % à 9 %) et, surtout, de la classe ouvrière qualifiée (de 17 % à 31 % pour les hommes et 30 % pour les femmes). Enfin, l’importance relative de la classe des employés qualifiés (IIIa) et de la classe ouvrière non qualifiée (VIIab-IIIb) a peu varié au fil des cohortes (autour de 6 % pour la première et de 24 % pour la seconde).

**Graphique 1. Variation au fil des cohortes dans les distributions des classes d’origine, des classes de destination et des niveaux d’éducation (données masculines à gauche, données féminines à droite)**



Source : Enquêtes Formation-Qualification Professionnelle conduites par l’Insee en 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003 ; données assemblées par l’auteur.



Examiner désormais la distribution des classes de destination, c'est-à-dire les professions occupées par les répondants eux-mêmes, révèle largement les mêmes tendances, mais de manière exacerbée (Graphique 1b). La classe paysanne a presque disparu au cours du siècle et ne représente plus que 3 % des hommes et 1 % des femmes dans la cohorte 1965-1973, alors que la petite bourgeoisie a aussi connu un fort déclin, passant de 12 % à 5 % des hommes et 3 % des femmes. La société française est progressivement devenue une « société salariée » de même qu'une société plus qualifiée. À la fois la *service class* (I-II) et les classes d'employés et ouvriers qualifiés ont gagné en importance tandis que la part qu'occupait la classe des ouvriers et employés non qualifiés a progressivement diminué : elle représentait 27 % des hommes dans la cohorte 1906-1924, mais 23 % dans la cohorte 1965-1973 (respectivement 43 % et 32 % parmi les femmes).

Même si l'importance relative des différentes classes a varié, au fil des cohortes, avec la modernisation de la société française, les mêmes graphiques révèlent aussi la persistance d'une forte différenciation de la distribution des classes de destination en fonction du sexe. Dans toutes les cohortes, les femmes sont plus représentées que les hommes dans la classe des ouvriers et employés non qualifiés (VIIab-IIIb) de même que dans la classe des employés qualifiés (IIIa), mais les hommes sont beaucoup plus présents que les femmes dans la classe ouvrière qualifiée (V-VI). De plus, au sein de la *service class* et dans toutes les cohortes de nouveau, la fraction supérieure (I) domine la fraction inférieure (II) parmi les hommes alors que l'inverse est vrai parmi les femmes, reflétant par là les handicaps que subissent ces dernières sur le marché du travail pour ce qui concerne leurs opportunités d'emploi et de carrière.

C'est cependant pour le niveau d'éducation atteint que le changement intervenu au cours du XX<sup>e</sup> siècle a été le plus considérable (Graphique 1c). Dans la cohorte 1906-1924, 78 % des hommes et 82 % des femmes possédaient au plus le certificat d'études primaires (1ab) alors que la même catégorie a chuté à 20 % des premiers et 16 % des secondes dans la dernière cohorte enquêtée. À l'autre extrémité de la distribution des niveaux d'éducation, ce n'est qu'une infime minorité de femmes (1 %) qui, dans la cohorte 1906-1924, possédaient un diplôme de l'enseignement supérieur

long (3b), mais la même proportion atteint 17 % dans la cohorte 1965-1973. S'agissant de la population masculine, les pourcentages correspondants s'élèvent respectivement à 3 % et 15 %. Ainsi, déjà remarquable parmi les hommes, l'expansion de l'enseignement en France a été encore plus prononcée parmi les femmes. À cet égard, nos données révèlent aussi qu'à partir de la cohorte 1935-1944, la part de la population au moins titulaire d'un diplôme de l'enseignement secondaire long (baccalauréat ou équivalent) est devenue régulièrement plus forte parmi les femmes que parmi les hommes.

Selon notre plan d'observation, toutes les cohortes couvertes par notre analyse, sauf la dernière, sont présentes dans au moins deux enquêtes successives, et cela fournit un test immédiat de la qualité générale et de la cohérence des données que nous avons rassemblées. En débutant par les distributions des classes d'origine, nous devrions observer qu'au sein d'une même cohorte, ces distributions sont « fixes » et ne varient pas selon l'enquête, c'est-à-dire lorsque les échantillons de répondants sont interrogés à un âge plus ou moins avancé. Nos données satisfont à ce critère : pour aucune des cinq cohortes présentes dans au moins deux enquêtes n'observons-nous d'écart sensible, ou de tendance au fil des enquêtes, dans les distributions des classes d'origine. Le même raisonnement devrait aussi s'appliquer aux distributions des niveaux d'éducation puisque la définition de cette variable ne prend en compte que la formation *initiale*. Le résultat d'ensemble est de nouveau plutôt satisfaisant, mais nous observons néanmoins que, pour une cohorte donnée, l'importance relative des niveaux d'éducation inférieurs (1ab et, à un moindre degré, 1c) est plus réduite dans les enquêtes plus récentes tandis que l'inverse est généralement vrai des niveaux d'éducation plus avancés. Ce résultat a déjà été décrit en France (Baudelot, 1989). L'explication tient probablement au fait que, dans des enquêtes plus récentes qui, par définition, sont réalisées dans une « société plus éduquée », il serait plus difficile aux répondants de déclarer un niveau d'éducation faible ou très faible. Bien que détectable, ce biais n'est pas suffisamment marqué pour entraver sérieusement nos analyses ultérieures.

Au contraire, pour la troisième variable, aucune raison ne conduit à attendre qu'au sein d'une même cohorte, la distribution

des classes liées aux professions des répondants doit être invariante au fil des enquêtes. Premièrement, les distributions des classes de destination reflètent la structure de la population active au moment de l'interrogation et celle-ci évolue au cours du temps en raison du changement économique et technologique – par exemple, la contraction progressive des secteurs primaire et secondaire, et l'expansion continue du secteur tertiaire. Deuxièmement, même si la mobilité intra-générationnelle ou en cours de carrière est susceptible d'intervenir dans les deux directions, on peut s'attendre à une prédominance de la mobilité ascendante si les titulaires des postes sont promus en conséquence d'une plus longue expérience sur le marché du travail. Nos données confirment effectivement cette attente. Au sein de chacune des cinq cohortes observées dans plusieurs enquêtes, la part de la fraction supérieure de la *service class* augmente régulièrement de l'enquête la plus ancienne à la plus récente, c'est-à-dire à mesure que les membres de la cohorte avancent en âge. Cela est particulièrement frappant pour les hommes de la cohorte 1935-1944 – la part de la classe I s'accroît de 8 % en 1970 (à l'âge de 30-35 ans) à 17 % en 1985 (à l'âge de 41-50 ans), puis à 20 % en 2003 (à l'âge de 59-64 ans) – et ceux de la cohorte 1945-1954. Ces résultats sont cohérents avec la recherche antérieure en France (Baudelot et Gollac, 1997 ; Chauvel, 1998b ; Koubi, 2004 ; Peugny, 2007). Pour ce qui concerne la distribution des classes de destination des femmes, la même tendance apparaît au fil de l'âge, quoique de manière moins marquée : dans la cohorte 1935-1944 par exemple, la part de la classe I varie de 3 % en 1970 (à l'âge de 30-35 ans) à 6 % en 1985 (à l'âge de 41-50 ans), puis à 8 % en 2003 (à l'âge de 59-64 ans).

Il faut donc souligner que l'incidence de la mobilité en cours de carrière a une conséquence logique importante pour notre analyse. Dans notre plan d'observation, les cohortes plus récentes sont en moyenne observées à un âge plus jeune que les cohortes plus anciennes. Il s'ensuit que des analyses, en termes absolus ou relatifs, qui ne contrôleront pas pour l'âge *sous-estimeront* probablement l'amplitude du changement.

## 5. Tendances historiques de la mobilité observée ou des taux absolus de mobilité

Comment ont évolué, au fil des cohortes de naissance, les destinations sociales des membres des différentes classes d'origine ? Nous débuterons en examinant l'échantillon masculin<sup>6</sup>. Pour les hommes qui ont grandi dans les fractions supérieure ou inférieure de la *service class*, on relève que la distribution des positions sociales ne s'est pas améliorée et s'est même détériorée des cohortes anciennes aux cohortes récentes – avec, en particulier, une moindre immobilité dans la *service class* et davantage de mouvements descendants vers la classe ouvrière qualifiée (V-VI). Pour l'accès aux fractions supérieure et inférieure de la *service class* ou, plus généralement, aux différentes positions sociales, c'est surtout la stabilité au fil des cohortes qui caractérise les hommes originaires de la classe des employés qualifiés (IIIa) ou de celle des ouvriers et employés non qualifiés (VIIab-IIIb). Au contraire, l'accès à la *service class* s'est assez clairement élargi au fil des cohortes, pour les fils de la petite bourgeoisie indépendante (IVab), de la classe des agriculteurs exploitants (IVc) et de la classe ouvrière qualifiée (V-VI). Au total, ces évolutions pourraient donc suggérer qu'une croissance de la fluidité sociale est intervenue, des cohortes anciennes à celles plus récentes.

Le même examen sur l'échantillon féminin met en évidence, au fil des cohortes, un changement à la fois plus général et davantage prononcé. L'accès à la fraction supérieure de la *service class* s'est élargi pour les femmes de toutes les classes d'origine et cette ouverture est particulièrement visible pour celles originaires de la classe des employés qualifiés et de la petite bourgeoisie (de 4 % pour la première cohorte à 12 % pour la dernière, dans les deux cas). De même, l'accès à la fraction inférieure de la *service class* s'est aussi élargi pour les femmes de toutes les origines sociales, sauf la classe supérieure : en particulier, de 4 % à 15 % parmi les filles d'agriculteurs exploitants, de 7 % à 20 % pour celles d'ouvriers qualifiés, et de 3 % à

---

6. Pour des raisons de taille, il est impossible de reproduire ici l'ensemble complet des distributions des classes de destination en fonction de la cohorte, conditionnellement à la classe d'origine. Elles sont cependant disponibles auprès de l'auteur et sur demande, pour les hommes et les femmes. Il en va de même des autres distributions évoquées plus bas : les distributions des niveaux d'éducation en fonction de la cohorte, conditionnellement à la classe d'origine, et les distributions des classes de destination en fonction de la cohorte, conditionnellement au niveau d'éducation atteint.

13 % pour celles d'ouvriers non qualifiés. Au contraire, « chuter » dans la classe des employés et ouvriers non qualifiés est devenu moins fréquent pour les femmes originaires de la classe ouvrière qualifiée (de 53 % à 36 %) et non qualifiée (de 63 % à 48 %). Considérées ensemble, ces tendances au sein de la population active féminine suggèrent à nouveau un accroissement de la fluidité sociale entre générations, peut-être plus prononcé que parmi les hommes.

Tableau 2. Taux absolus de mobilité dans les cohortes 1906-1924 et 1965-1973

	Hommes		Femmes	
	Cohorte 1906-1924 (46-64 ans en 1970)	Cohorte 1965-1973 (30-38 ans en 2003)	Cohorte 1906-1924 (46-64 ans en 1970)	Cohorte 1965-1973 (30-38 ans en 2003)
N	6 467	3 805	3 200	4 266
Dissimilarité entre les marges (%)	19,4	12,9	26,7	42,6
Mobilité totale (%)	62,5	68,2	59,9	78,5
Mobilité non verticale (%)	19,1	13,0	20,1	17,7
Mobilité verticale (%)	43,4	55,2	39,9	60,8
Mobilité ascendante (%)	31,4	34,0	20,0	32,2
Mobilité descendante (%)	11,9	21,2	19,9	28,6
Mobilité ascendante de longue portée (%)	4,0	4,2	1,9	5,3
Mobilité descendante de longue portée (%)	0,6	2,4	0,7	2,6

Note : La décomposition se fonde sur les paramètres de hiérarchie HI1 et HI2 associés au schéma en sept classes sociales (Erikson et Goldthorpe, 1992, p. 124), avec une adaptation qui résulte de la distinction effectuée entre les deux composantes (I et II) de la classe supérieure (*service class*).

Source : Enquêtes Formation-Qualification Professionnelle conduites par l'Insee en 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003 ; données assemblées par l'auteur.

Pour conclure cette brève vue d'ensemble des taux absolus de mobilité, nous comparons les tables de mobilité dans les deux cohortes extrêmes, *i.e.*, celle observée en 1970, à l'âge de 46 à 64 ans, pour la cohorte 1906-1924, et celle observée en 2003, à l'âge de 30 à 38 ans, pour la cohorte 1965-1973. Même si elle ne peut être stricte en raison de la différence d'âge, la comparaison est néanmoins instructive (Tableau 2). Pour les hommes comme pour les femmes, la proportion totale de mobilité – les cellules hors diagonale – a augmenté et cela est entièrement dû à une croissance soutenue de la mobilité verticale et de ses deux composantes, ascendante et, plus remarquablement, descendante. Enfin, même s'il s'agit là de trajectoires rares, la mobilité sociale de longue portée dans les deux directions est devenue moins exceptionnelle. C'est

notamment le cas de la mobilité descendante à longue distance qui était particulièrement rare, pour les hommes et les femmes, dans la cohorte 1906-1924.

## 6. Les cohortes récentes sont-elles intergénérationnellement plus fluides que les cohortes anciennes ?

Afin d'examiner si la société française a connu une ouverture sociale accrue au fil des cohortes de naissance, c'est-à-dire davantage de fluidité sociale entre générations ou une association statistique quelque peu réduite entre classes d'origine et de destination, nous nous fondons sur des modèles statistiques connus sous le nom de modèles Unidiff (Erikson et Goldthorpe, 1992) ou de modèles log-multiplicatifs à effet de couche (Xie, 1992) (Tableau 3). Nous partons d'un modèle qui, pour chacune de nos C\*S, *i.e.*, vingt tables de mobilité, reproduit fidèlement les distributions marginales des origines et positions sociales, mais suppose simultanément une stricte constance de l'association statistique – en termes de *odds ratios* – entre classes d'origine et de destination (Modèle 1). Puis nous autorisons une variation hypothétique de cette association entre les cohortes, du point de vue de sa force générale (Modèle 2)<sup>7</sup>. En comparaison du Modèle 2, le Modèle 3 examine si la force générale de l'association statistique entre classes d'origine et de destination a varié, non seulement selon la cohorte, mais aussi de manière additive, selon l'âge<sup>8</sup>. Enfin, nous estimons deux modèles supplémentaires. Le Modèle 4 teste si, après que l'on a tenu compte des effets indépendants de la cohorte et de l'âge sur la force générale de l'association entre classes d'origine et de destination, une variation additionnelle existe encore selon l'enquête (ou la période). Et le Modèle 5 examine s'il est nécessaire d'aller au-delà de la simple combinaison additive de l'effet de cohorte et de l'effet d'âge au sein du paramètre Unidiff ou log-multiplicatif<sup>9</sup>.

7. Si  $c$  désigne une cohorte quelconque,  $s$  une enquête quelconque,  $i$  et  $i'$  (respectivement  $j$  et  $j'$ ) deux classes d'origine (respectivement deux classes de destination), le Modèle 1 implique que le logarithme du *odds ratio* correspondant dans la cohorte  $c$  et l'enquête  $s$  est égal à :

$$\text{Log}(od_{cs}) = \lambda_{ij}^{sp} + \lambda_{i'j'}^{sp} - \lambda_{ij}^{op} - \lambda_{i'j'}^{op} \text{ alors que le Modèle 2 implique que : } \text{Log}(od_{cs}) = \beta_c(\lambda_{ij}^{sp} + \lambda_{i'j'}^{sp} - \lambda_{ij}^{op} - \lambda_{i'j'}^{op}) \text{ avec } \beta_c \text{ conventionnellement fixé à 1 pour la cohorte 1906-1924.}$$

8. Ici,  $\text{Log}(od_{cs}) = (1 + \beta_c + \beta_a)(\lambda_{ij}^{sp} + \lambda_{i'j'}^{sp} - \lambda_{ij}^{op} - \lambda_{i'j'}^{op})$  où  $\beta_c$  et  $\beta_a$  représentent désormais des déviations par rapport à une modalité de référence (1906-1924 pour la cohorte et *middle* pour l'âge).

9.  $\text{Log}(od_{cs}) = (1 + \beta_c + \beta_a + \beta_s)(\lambda_{ij}^{sp} + \lambda_{i'j'}^{sp} - \lambda_{ij}^{op} - \lambda_{i'j'}^{op})$  pour le Modèle 4 et

$$\text{Log}(od_{cs}) = \beta_{ca}(\lambda_{ij}^{sp} + \lambda_{i'j'}^{sp} - \lambda_{ij}^{op} - \lambda_{i'j'}^{op}) \text{ pour le Modèle 5.}$$

Tableau 3. Variation au fil des cohortes dans l'association statistique entre classe d'origine (O) et classe de destination (D)

Modèle		$G^2$	ddl	p	$\Delta(\%)$	Bic	
<b>Hommes (N = 64 801)</b>							
1.	CSO CSD OD	1 147,06	684	,000	4,19	-6 431,03	
2.	CSO CSD $\beta_C$ OD	1 090,18	679	,000	4,04	-6 432,52	
	Différence 1-2	56,88	5	,000			
	$\beta_C$	1 (1906-24)	1,105 (,027)	1,030 (,026)	0,958 (,025)	0,961 (,030)	0,897 (,036)
3.	CSO CSD $\beta_C\beta_A$ OD	1 033,20	675	,000	3,93	<b>-6 445,18</b>	
	Différence 2-3	56,98	4	,000			
	$\beta_C$ (déviation)	1 (1906-24)	+0,072	-0,029	-0,108	-0,089	-0,191
	$\beta_A$ (déviation)	1 (middle)	-0,019 (old)	-0,097 (old+)	+0,073 (young)	+0,187 (young+)	
4.	CSO CSD $\beta_C\beta_A\beta_S$ OD	1 030,05	671	,000	3,92	-6 404,01	
	Différence 3-4	3,15	4	ns			
5.	CSO CSD $\beta_{CA}$ OD	1 020,85	665	,000	3,90	-6 346,74	
	Différence 3-5	12,35	10	ns			
<b>Femmes (N = 46 079)</b>							
1.	CSO CSD OD	1 239,75	684	,000	5,06	-6 105,12	
2.	CSO CSD $\beta_C$ OD	1 091,44	679	,000	4,61	<b>-6 199,74</b>	
	Différence 1-2	148,31	5	,000			
	$\beta_C$	1 (1906-24)	0,966 (,031)	0,896 (,029)	0,790 (,027)	0,682 (,030)	0,666 (,035)
3.	CSO CSD $\beta_C\beta_A$ OD	1 063,67	675	,000	4,50	-6 184,56	
	Différence 2-3	27,77	4	,000			
	$\beta_C$ (déviation)	1 (1906-24)	-0,057	-0,139	-0,251	-0,358	-0,419
	$\beta_A$ (déviation)	1 (middle)	-0,024 (old)	-0,064 (old+)	+0,072 (young)	+0,122 (young+)	
4.	CSO CSD $\beta_C\beta_A\beta_S$ OD	1 060,00	671	,000	4,47	-6 145,27	
	Différence 3-4	3,67	4	ns			
5.	CSO CSD $\beta_{CA}$ OD	1 049,66	665	,000	4,41	-6 091,18	
	Différence 3-5	14,01	10	ns			

Source : Enquêtes Formation-Qualification Professionnelle conduites par l'Insee en 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003 ; données assemblées par l'auteur.

S'agissant des hommes, le Modèle 2 détecte un accroissement statistiquement significatif et assez modeste de la fluidité sociale au fil des cohortes : fixé à 1 dans la cohorte 1906-1924, le paramètre log-multiplicatif est estimé à 1,10 dans la cohorte 1925-1934, puis décline régulièrement jusqu'à 0,90 dans la cohorte 1965-1973. En outre, la qualité d'ajustement du modèle s'améliore significativement en autorisant un effet d'âge supplémentaire (Modèle 3). Les paramètres log-multiplicatifs estimés pour l'âge font très clairement apparaître que la fluidité sociale tend à s'accroître, ou que l'association entre classes d'origine et de destination tend à être plus faible, quand les répondants sont enquêtés à un âge plus avancé. Incorporer cet effet d'âge révèle aussi un effet de cohorte accru, c'est-à-dire une augmentation de la fluidité sociale plus forte que ce qui apparaissait initialement. Fixé à 1 dans la cohorte 1906-1924 pour les hommes du groupe d'âge médian, le paramètre log-multiplicatif est désormais estimé à 1,07 dans la cohorte 1925-1934, puis décline jusqu'à 0,81 dans la dernière cohorte. Enfin, il apparaît qu'aucune des complexités additionnelles incluses dans les Modèles 4 et 5 n'est nécessaire.

La même analyse, conduite sur les femmes, fournit des conclusions semblables, confirmant qu'une ouverture sociale accrue devient assez clairement visible à partir de la cohorte 1935-1944. Elle apporte aussi deux nuances suggestives. Premièrement, la réduction du lien entre classes d'origine et de destination a été plus marquée dans la partie féminine de la population active : un accroissement de 42 % de la fluidité sociale – tel que mesuré sur l'échelle appropriée, bien que fort abstraite, du logarithme des *odds ratios* – comparé à une augmentation de 19 % ou 26 % parmi les hommes, selon que l'on considère la première ou la deuxième cohorte comme point de départ. Deuxièmement, la réduction du lien entre classes d'origine et de destination au fil de l'âge, c'est-à-dire au cours de la carrière professionnelle, s'avère plus limitée parmi les femmes que parmi les hommes<sup>10</sup>.

---

10. L'étendue des paramètres correspondants est  $0,122 - (-0,064) = 0,186$  pour les femmes, mais  $0,187 - (-0,097) = 0,284$  pour les hommes.



## 7. Trois mécanismes élémentaires pour expliquer la croissance de la fluidité sociale en soixante ans

### 7.1. Au fil des cohortes, réduction de l'inégalité des chances scolaires

Si l'on considère les trois côtés du « triangle classe d'origine – niveau d'éducation – classe de destination », la démocratisation de l'enseignement en elle-même, c'est-à-dire un affaiblissement du lien entre classe d'origine et niveau d'éducation atteint, est un premier phénomène qui a pu intervenir pour engendrer une plus grande ouverture sociale en France, au fil des cohortes. Un examen détaillé de la manière dont les distributions de niveau d'éducation ont varié tout au long du XX<sup>e</sup> siècle montre principalement que les hommes et femmes de *toutes* les classes d'origine ont pu bénéficier de la fourniture d'une éducation plus avancée. Et utiliser comme critère le déclin de l'importance relative de la catégorie scolaire la plus basse (1ab) suggère aussi qu'une tendance vers l'égalisation est advenue, même si le progrès a été plus marqué parmi les enfants d'agriculteurs exploitants que parmi ceux de la classe ouvrière, qualifiée ou non qualifiée. Par exemple, dans la cohorte 1906-1924, 91 % des fils et 94 % des filles d'agriculteurs ne dépassaient pas le niveau du certificat d'études primaires, mais la même proportion s'élève à 19 % et 15 % dans la cohorte 1965-1973. Pour les hommes et femmes originaires de la classe ouvrière qualifiée, les taux correspondants s'établissaient respectivement à 73 % et 82 % dans la première cohorte pour chuter à 23 % et 19 % dans la dernière. Nous observons de nouveau que le progrès historique de la certification scolaire, déjà remarquable parmi les hommes, a été encore plus prononcé parmi les femmes.

L'analyse générale présentée dans le Tableau 4 confirme pleinement qu'une réduction de l'inégalité des chances scolaires est intervenue dans la société française. Selon les Modèles 2 et 3, la force générale du lien entre classe d'origine et niveau d'éducation atteint a décliné de 29 % pour les hommes, mais de 40 % pour les femmes. Et le progrès vers la démocratisation scolaire n'a pas été linéaire puisqu'en majeure partie, le changement est survenu dans les cohortes 1935-1944 et 1945-1954, avant de marquer largement le pas pour les hommes et femmes nés à partir du milieu de la décennie 1950. Il faut souligner que ces résultats sont en forte cohérence avec

Tableau 4. Variation au fil des cohortes dans l'association statistique entre classe d'origine (O) et niveau d'éducation (E)

Modèle		G <sup>2</sup>	ddl	p	Δ(%)	Bic
<b>Hommes (N = 64 801)</b>						
1. CSO CSE OE		1 390,49	570	,000	4,52	-4 924,58
2. CSO CSE β <sub>C</sub> OE		1 201,60	565	,000	4,20	-5 058,08
Différence 1-2		188,89	5	,000		
β <sub>C</sub>	1 (1906-24)	1,031 (,034)	0,893 (,029)	0,755 (,026)	0,718 (,030)	0,707 (,037)
3. CSO CSE β <sub>C</sub> β <sub>A</sub> OE		1 187,91	561	,000	4,19	-5 027,45
Différence 2-3		13,69	4	,008		
β <sub>C</sub> (déviation)	1 (1906-24)	+0,029	-0,113	-0,265	-0,289	-0,293
β <sub>A</sub> (déviation)	1 (middle)	+0,035 (old)	-0,077 (old+)	+0,003 (young)	+0,082(young+)	
4. CSO CSE β <sub>C</sub> β <sub>A</sub> β <sub>S</sub> OE		1 177,82	557	,000	4,18	-4 993,23
Différence 3-4		10,09	4	,039		
5. CSO CSE β <sub>CA</sub> OE		1 165,98	551	,000	4,15	-4 938,59
Différence 3-5		21,93	10	,016		
<b>Femmes (N = 46 079)</b>						
1. CSO CSE OE		1 123,10	570	,000	4,78	-4 997,62
2. CSO CSE β <sub>C</sub> OE		930,60	565	,000	4,32	-5 136,43
Différence 1-2		192,50	5	,000		
β <sub>C</sub>	1 (1906-24)	0,916 (,043)	0,790 (,035)	0,626 (,028)	0,616 (,032)	0,600 (,035)
3. CSO CSE β <sub>C</sub> β <sub>A</sub> OE		919,20	561	,000	4,28	-5 104,88
Différence 2-3		11,40	4	,022		
β <sub>C</sub> (déviation)	1 (1906-24)	-0,083	-0,190	-0,379	-0,384	-0,400
β <sub>A</sub> (déviation)	1 (middle)	+0,021 (old)	-0,109(old+)	-0,004 (young)	-0,049(young+)	
4. CSO CSE β <sub>C</sub> β <sub>A</sub> β <sub>S</sub> OE		913,93	557	,000	4,25	-5 067,20
Différence 3-4		5,27	4	ns		
5. CSO CSE β <sub>CA</sub> OE		911,16	551	,000	4,25	-5 005,54
Différence 3-5		8,04	10	ns		

Source : Enquêtes Formation-Qualification Professionnelle conduites par l'Insee en 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003 ; données assemblées par l'auteur.

la recherche historique de Prost dans l'agglomération d'Orléans (Prost, 1986) de même qu'avec des publications antérieures (Thélot et Vallet, 2000 ; Vallet et Selz, 2007). Enfin, puisque seule la formation initiale est prise en compte, nous ne nous attendions à aucun effet d'âge au sein du Modèle 3, pour les hommes ou les femmes. Néanmoins, ceux qui apparaissent ne sont que marginalement significatifs et la statistique Bic – qui réalise le meilleur compromis entre la parcimonie du modèle et sa qualité d'ajustement – sélectionne en réalité le Modèle 2, c'est-à-dire le modèle *sans* effet d'âge, pour les hommes et les femmes. En outre, les paramètres estimés négatifs qui caractérisent le groupe le plus âgé sont compatibles avec le biais de déclaration évoqué plus haut<sup>11</sup>.

## 7.2. Au fil des cohortes, réduction de l'avantage professionnel relatif que procure l'éducation

La variation, selon la cohorte, des rendements professionnels des diplômes et, plus précisément, un affaiblissement de l'association statistique entre niveau d'éducation atteint et classe de destination, pourrait bien être un second phénomène à l'origine de la croissance de la fluidité sociale au fil des cohortes. Un examen approfondi de la manière dont les distributions des classes de destination, établies séparément pour les différents niveaux d'éducation, ont varié au cours du XX<sup>e</sup> siècle montre essentiellement, pour les hommes et les femmes, que le changement au fil des cohortes a été beaucoup moins prononcé pour les catégories extrêmes – au plus le certificat d'études primaires d'un côté, un diplôme de l'enseignement supérieur long de l'autre – que pour les catégories intermédiaires – notamment, un diplôme de premier cycle du secondaire, un diplôme terminal de l'enseignement secondaire long, et un diplôme de l'enseignement supérieur court. Pour les membres des cohortes récentes qui possèdent ces derniers titres scolaires, les chances d'accès à la *service class* ont fortement chuté alors que la probabilité de rejoindre la classe ouvrière – souvent sa fraction qualifiée pour les hommes et sa fraction non qualifiée pour les femmes – ou encore la classe des employés qualifiés – pour les femmes – a considérablement augmenté. Toutefois, le seul examen

---

11. Les personnes âgées de faible niveau d'éducation sont, de manière disproportionnée, originaires de milieux sociaux modestes. Si, dans les enquêtes récentes, elles tendent à déclarer un bagage scolaire plus élevé que celui qu'elles possèdent en réalité, une association statistique plus faible entre classe d'origine et niveau d'éducation devrait apparaître. C'est bien ce que nous observons avec -0,077 pour les hommes et -0,109 pour les femmes.

Tableau 5. Variation au fil des cohortes dans l'association statistique entre niveau d'éducation (E) et classe de destination (D)

Modèle		G <sup>2</sup>	ddl	p	Δ(%)	Bic
<b>Hommes (N = 64 801)</b>						
1. CSE CSD ED		1 534,80	570	,000	4,16	-4 780,27
2. CSE CSD β <sub>C</sub> ED		1 473,09	565	,000	3,98	-4 786,59
Différence 1-2		61,71	5	,000		
β <sub>C</sub>	1 (1906-24)	1,014 (,029)	0,937(,026)	0,866(,023)	0,888 (,028)	0,850 (,032)
3. CSE CSD β <sub>C</sub> β <sub>A</sub> ED		1 373,05	561	,000	3,79	<b>-4 842,31</b>
Différence 2-3		100,04	4	,000		
β <sub>C</sub> (déviation)	1 (1906-24)	-0,020	-0,107	-0,191	-0,172	-0,247
β <sub>A</sub> (déviation)	1 (middle)	-0,059 (old)	-0,162(old+)	+0,071(young)	+0,136(young+)	
4. CSE CSD β <sub>C</sub> β <sub>A</sub> β <sub>S</sub> ED		1 361,62	557	,000	3,72	-4 809,42
Différence 3-4		11,43	4	,022		
5. CSE CSD β <sub>CA</sub> ED		1 356,34	551	,000	3,72	-4 748,23
Différence 3-5		16,71	10	,081		
<b>Femmes (N = 46 079)</b>						
1. CSE CSD ED		1 536,41	570	,000	5,17	-4 584,31
2. CSE CSD β <sub>C</sub> ED		1 309,58	565	,000	4,44	-4 757,45
Différence 1-2		226,83	5	,000		
β <sub>C</sub>	1 (1906-24)	0,896 (,033)	0,812(,028)	0,722 (,024)	0,661 (,024)	0,636(,026)
3. CSE CSD β <sub>C</sub> β <sub>A</sub> ED		1 177,37	561	,000	3,97	<b>-4 846,71</b>
Différence 2-3		132,21	4	,000		
β <sub>C</sub> (déviation)	1 (1906-24)	-0,119	-0,204	-0,307	-0,399	-0,448
β <sub>A</sub> (déviation)	1 (middle)	-0,098 (old)	-0,166 (old+)	+0,044 (young)	+0,115(young+)	
4. CSE CSD β <sub>C</sub> β <sub>A</sub> β <sub>S</sub> ED		1 174,18	557	,000	3,96	-4 806,95
Différence 3-4		3,19	4	ns		
5. CSE CSD β <sub>CA</sub> ED		1 167,82	551	,000	3,96	-4 748,88
Différence 3-5		9,55	10	ns		

Source : Enquêtes Formation-Qualification Professionnelle conduites par l'Insee en 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003 ; données assemblées par l'auteur.

des distributions statistiques ne permet pas de savoir si ces rendements décroissants de l'éducation en termes absolus ont aussi entraîné, ou non, un déclin, en termes relatifs, de l'avantage professionnel que procure l'éducation.

De fait, l'analyse générale présentée dans le Tableau 5 établit clairement que l'association statistique entre niveau d'éducation et classe de destination s'est affaiblie, au fil des cohortes, dans la société française, le mouvement débutant plus tôt parmi les femmes – la cohorte 1925-1934 – que parmi les hommes – la cohorte 1935-1944 – et étant aussi plus marqué pour les premières que pour les seconds – une réduction de 45 % contre 25 % dans l'échelle du logarithme des *odds ratios*, d'après les estimations que le meilleur modèle fournit (Modèle 3). Le même modèle révèle aussi clairement l'existence d'un effet d'âge, d'une intensité assez semblable pour les deux sexes<sup>12</sup>: l'association statistique entre le niveau d'éducation atteint en formation initiale et la classe de destination tend à être plus faible quand les répondants sont enquêtés à un âge plus élevé, c'est-à-dire à un stade plus avancé de leur carrière professionnelle.

### 7.3. L'interaction entre classe d'origine, classe de destination et niveau d'éducation

Le Tableau 6 présente enfin une analyse statique qui met au jour la manière dont l'effet « direct » de la classe d'origine sur la classe de destination – ou leur association « nette » – varie avec le niveau d'éducation atteint. Pour les hommes comme pour les femmes, la classe de destination dépend à la fois de la classe d'origine et du niveau d'éducation, mais beaucoup plus de la seconde variable que de la première (Modèles 2, 3 et 4). Or la qualité d'ajustement du Modèle 4 est nettement améliorée en autorisant en outre que l'effet direct de la classe d'origine varie selon les différents niveaux d'éducation (Modèle 5). De façon générale, l'effet ascriptif est plus faible lorsque les répondants détiennent un niveau d'éducation plus élevé. Presque monotone parmi les hommes, la variation log-multiplicative l'est même totalement parmi les femmes et, une fois de plus, elle s'avère nettement plus ample dans la partie féminine

---

12. L'étendue des paramètres correspondants est  $0,136 - (-0,162) = 0,298$  pour les hommes, et  $0,115 - (-0,166) = 0,281$  pour les femmes.

Tableau 6. L'interaction statistique entre niveau d'éducation (E), classe d'origine (O) et classe de destination (D)

Modèle		$G^2$	ddl	p	$\Delta(\%)$	Bic
<b>Hommes (N = 64 801)</b>						
1. COE CD		45 201,85	1476	,000	31,09	28 849,13
2. COE CD OD		23 437,83	1440	,000	19,61	7483,96
3. COE CD ED		16 082,45	1446	,000	15,82	62,10
4. COE CD OD ED		2 653,32	1410	,000	5,62	-12 968,18
5. COE CD $\beta_E$ OD ED		2 579,14	1405	,000	5,54	<b>-12 986,96</b>
Différence 4-5		74,18	5	,000		
$\beta_E$	1 (1ab)	0,913 (1c) (,027)	0,879 (2ab) (,029)	0,730 (2c) (,039)	0,774 (3a) (,060)	0,585 (3b) (,060)
<b>Femmes (N = 46 079)</b>						
1. COE CD		34 062,35	1 476	,000	33,03	18 212,89
2. COE CD OD		22 318,64	1 440	,000	25,09	6 855,76
3. COE CD ED		8 855,86	1 446	,000	13,88	-6 671,45
4. COE CD OD ED		2 626,40	1 410	,000	6,67	-12 514,34
5. COE CD $\beta_E$ OD ED		2 443,93	1 405	,000	6,32	<b>-12 643,12</b>
Différence 4-5		182,47	5	,000		
$\beta_E$	1 (1ab)	0,883 (1c) (,041)	0,604 (2ab) (,037)	0,421 (2c) (,054)	0,385 (3a) (,070)	0,337 (3b) (,065)

Source : Enquêtes Formation-Qualification Professionnelle conduites par l'Insee en 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003 ; données assemblées par l'auteur.

de la population active – une réduction de l'effet ascriptif de 66 %, de la catégorie « au plus le certificat d'études primaires » (1ab) à « un diplôme de l'enseignement supérieur long » (3b) – que dans la partie masculine – une réduction de 41 %. Cette interaction, combinée au fait que l'expansion de l'enseignement a progressivement accru la taille relative des groupes plus diplômés, crée un effet de composition qui nous fournit un troisième mécanisme susceptible d'expliquer l'augmentation de la fluidité sociale en France, au fil des cohortes de naissance<sup>13</sup>.

## 8. Révéler la contribution des différents mécanismes à la croissance de la fluidité sociale au fil des cohortes

En suivant une proposition de Breen (2010), nous pouvons désormais conclure notre investigation par une analyse contrefactuelle ou de simulation qui mettra en lumière le rôle des différents mécanismes dans la formation d'une fluidité sociale accrue en France, au fil des cohortes. Nous partons d'un modèle de *path analysis* à deux équations et pour variables catégorielles (Goodman, 1973 ; Vermunt, 1997), nommé *Baseline*, qui suppose qu'aucune variation liée aux cohortes et aux mécanismes explicatifs n'est intervenue : le niveau d'éducation dépend seulement de la classe d'origine (équation 1) ; la classe de destination dépend de la cohorte de naissance et elle dépend aussi de la classe d'origine, du niveau d'éducation atteint et de leur interaction (équation 2)<sup>14</sup>. Sur le tableau COD estimé ainsi, nous ajustons le modèle Unidiff afin de simuler les conséquences des hypothèses incluses dans *Baseline* sur la variation de la fluidité sociale au fil des cohortes. Puis un second modèle, nommé *Expand*, ajoute l'association CE dans la première équation, *i.e.*, prend en compte l'expansion de l'enseignement – et l'effet de composition qui lui est associé. Nous ajustons de nouveau le modèle Unidiff sur le tableau COD estimé, afin de simuler la variation de la fluidité sociale qui est seulement

13. Un quatrième mécanisme n'a pas été étudié plus haut, mais sera directement pris en compte dans la section suivante : le fait que l'effet direct de la classe d'origine sur la classe de destination pourrait avoir varié au fil des cohortes.

14. Pour des raisons qui ont été clarifiées dans les sections précédentes, le modèle inclut aussi les effets d'âge et les interactions avec l'âge. Dans la syntaxe LEM (Vermunt, 1997), il s'écrit formellement :

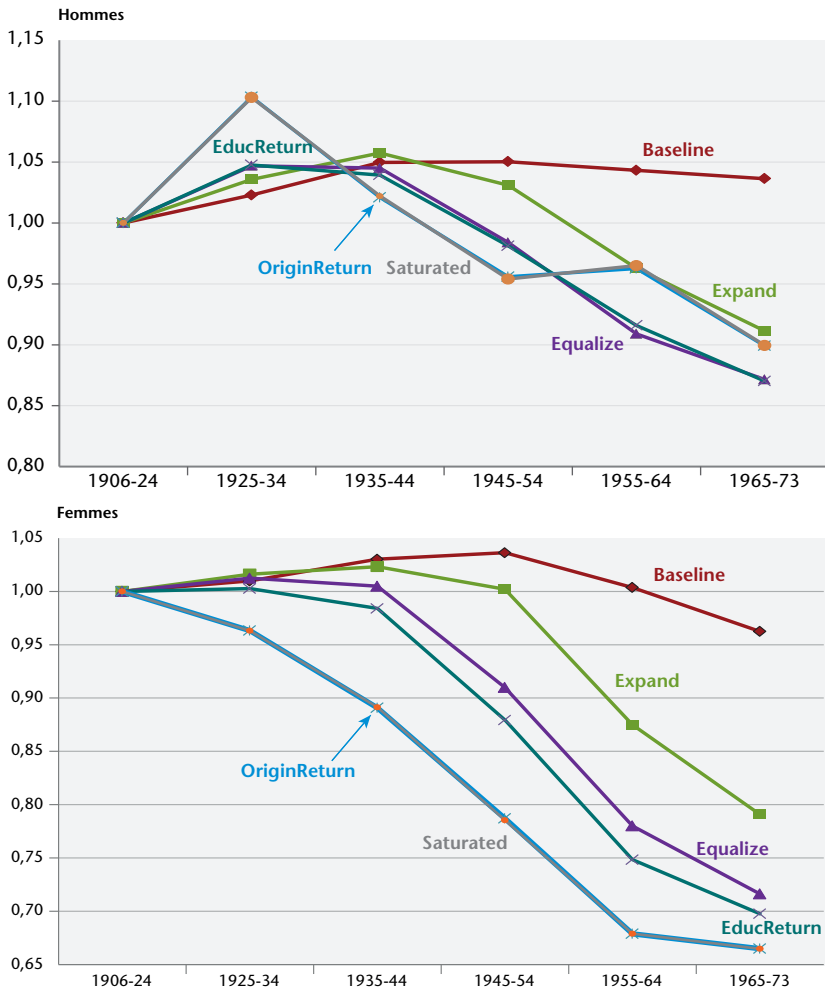
```
mod E|CAO {AOE}
    D|CAOE {CAD AOED}
```

due à l'expansion de l'enseignement. Un troisième modèle, nommé *Equalize*, ajoute l'interaction COE dans la première équation, *i.e.*, prend en compte la réduction de l'inégalité des chances scolaires. Ajuster de nouveau le modèle Unidiff sur le tableau COD estimé révélera par conséquent la variation *additionnelle* de la fluidité sociale qui est due à la démocratisation *en elle-même*. Il est désormais facile de poursuivre avec la même logique. À partir du modèle *EducReturn* qui ajoute l'interaction CED dans la seconde équation, on rendra visible la variation additionnelle de la fluidité sociale qui provient du changement dans l'avantage professionnel relatif que procure l'éducation. Puis *OriginReturn*, qui ajoute l'interaction COD dans la seconde équation, permettra de mettre au jour la variation additionnelle de la fluidité sociale qui est due au changement éventuellement intervenu dans l'effet direct de la classe d'origine sur la classe de destination. Enfin, à partir du modèle *Saturated*, qui ajoute le terme CAOED dans la première équation et CAOED dans la seconde, nous serons en mesure de reproduire exactement les tendances *observées* de la fluidité sociale, au fil des cohortes de naissance, telles que nous les avons analysées quelques pages plus haut.

Le Graphique 2 présente, de manière synthétique, les tendances (Unidiff) de la fluidité sociale, au fil des cohortes, qui sont impliquées par les six modèles, progressivement complexifiés, qui viennent d'être décrits. En débutant l'examen par les hommes, le graphique est interprétable à partir de la cohorte 1945-1954. En comparaison de la cohorte 1906-1924, le léger accroissement de la fluidité sociale qui caractérise la cohorte 1945-1954 est principalement une conséquence de l'égalisation de l'éducation – ou de la démocratisation *en elle-même* – et secondairement, avec approximativement les mêmes contributions, une conséquence de l'expansion de l'enseignement et aussi du changement – ici, réduction – de l'effet direct de la classe d'origine qui a également augmenté la fluidité sociale. Enfin, le changement intervenu dans l'avantage professionnel relatif que procure l'éducation n'a joué en réalité aucun rôle. En d'autres termes, les rendements professionnels décroissants des diplômés n'ont pas eu d'influence sur la fluidité sociale, probablement parce qu'ils ont affecté les hommes de toutes les classes d'origine assez uniformément.



Graphique 2. Contribution des quatre mécanismes à la croissance de la fluidité sociale au fil des cohortes (I)\*



\* Les simulations sont effectuées sur le tableau de contingence CAOED, *i.e.*, en autorisant des effets d'âge, et les tendances de la fluidité sociale sont estimées sur les tableaux COD qui en résultent.

Source : Enquêtes Formation-Qualification Professionnelle conduites par l'Insee en 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003 ; données assemblées par l'auteur.

La situation est différente dans les cohortes ultérieures – 1955-1964 et 1965-1973. Dans celles-ci, qui ont connu la généralisation de l'accès à la classe de sixième (Duru-Bellat et Kieffer, 2001), l'expansion de l'enseignement et l'effet de composition associé constituent le facteur dominant, et l'égalisation de l'éducation le facteur secondaire, pour expliquer la variation de la fluidité sociale.

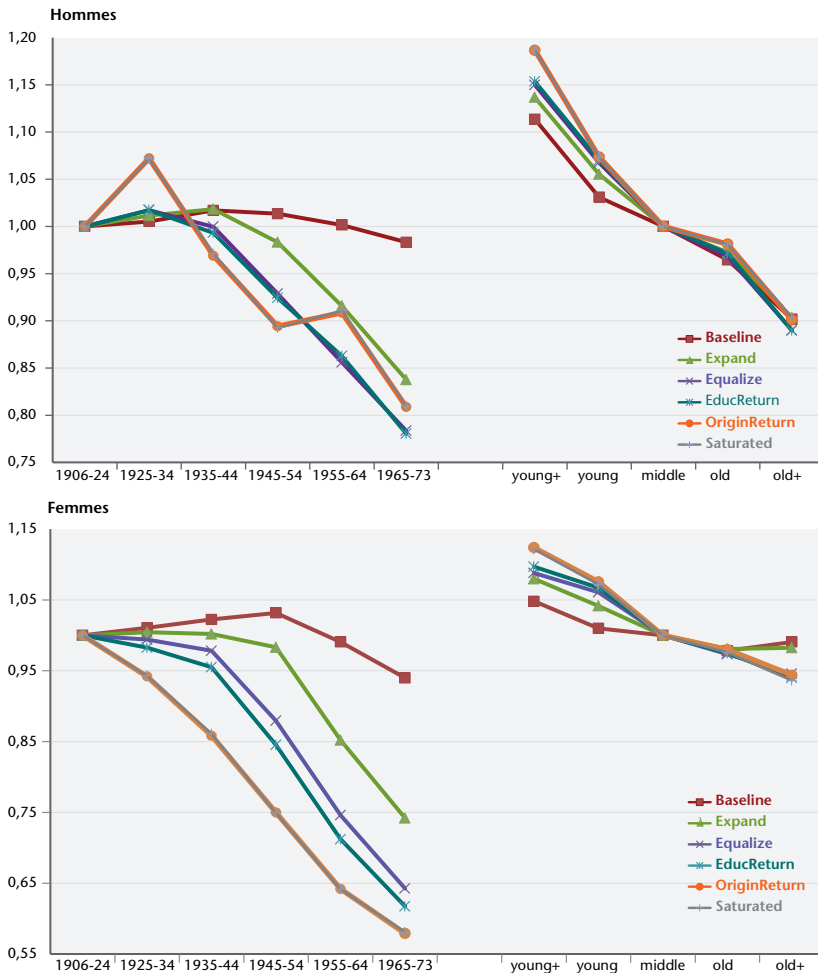
À nouveau, la diminution des rendements de l'éducation n'a joué aucun rôle, mais le changement intervenu dans l'effet direct de la classe d'origine a eu un effet relativement modeste dans la direction opposée, *i.e.*, il a réduit la croissance de la fluidité sociale qui aurait été produite par, uniquement, l'expansion de l'enseignement et l'égalisation de l'éducation<sup>15</sup>. En un mot, ce n'est que dans la cohorte 1945-1954 que la démocratisation *en elle-même* a constitué l'explication majeure de l'accroissement de la fluidité sociale, tandis que l'expansion de l'enseignement est devenue le facteur principal dans les cohortes 1955-1964 et 1965-1973 – un résultat de nouveau tout à fait compatible avec le travail entrepris par l'historien de l'éducation Antoine Prost.

Ces résultats centraux sont reproduits quand la même analyse est conduite sur l'échantillon féminin : en tant que facteurs explicatifs, l'égalisation de l'éducation domine l'expansion de l'enseignement dans la cohorte 1945-1954, mais il en va à l'inverse dans les cohortes ultérieures. Toutefois, certaines nuances sont aussi visibles car, dans le cas féminin, les quatre facteurs ont contribué à la croissance de la fluidité sociale au fil des cohortes. D'une part, le changement intervenu dans les rendements professionnels de l'éducation a eu un effet toujours positif, quoique modeste, pour expliquer l'augmentation de la fluidité sociale tandis qu'il ne jouait aucun rôle dans l'analyse masculine. D'autre part et plus notablement, pour toutes les cohortes y compris les deux dernières, le changement relatif à l'effet direct de la classe d'origine a contribué positivement à l'accroissement de la fluidité sociale. En écrivant ces lignes, nous devons admettre que nous n'avons pas d'argument convaincant à avancer pour rendre compte de cette divergence entre les analyses masculine et féminine.

---

15. Une publication récente, fondée sur les mêmes enquêtes, mais des méthodes statistiques très différentes conclut aussi que l'effet « direct » de l'origine sociale s'est renforcé dans les cohortes les plus récentes ou la dernière décennie observée (Bouchet-Valat, Peugny et Vallet, 2016).

**Graphique 3. Contribution des quatre mécanismes à la croissance de la fluidité sociale au fil des cohortes (II)\***



\* Les simulations sont effectuées sur le tableau de contingence CAOED, *i.e.*, en autorisant des effets d'âge, et les tendances de la fluidité sociale sont estimées sur les tableaux CAOD qui en résultent en imposant une structure additive à la variation selon la cohorte et l'âge.

Source : Enquêtes Formation-Qualification Professionnelle conduites par l'Insee en 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003 ; données assemblées par l'auteur.

Le Graphique 3 reproduit la même démarche avec une légère variante. Les six modèles à deux équations demeurent inchangés, mais les tendances de la fluidité sociale sont désormais estimées sur les tableaux CAOD impliqués, en imposant une structure Unidiff

additive sur la cohorte et l'âge<sup>16</sup>. Pour les hommes et les femmes, nos commentaires précédents relatifs aux cohortes sont pleinement confirmés et semblent donc robustes. S'agissant de l'âge et pour les deux sexes, la variation qui apparaît entre les cinq groupes établit clairement que la fluidité sociale s'accroît au cours de la carrière professionnelle. Néanmoins, alors que, parmi les hommes, la variation correspondante est au moins aussi importante que celle qui sépare la cohorte la plus ancienne et la plus récente, son ampleur est fortement réduite parmi les femmes et bien en-deçà de la variation entre les cohortes extrêmes. Nous interprétons cette différence entre les sexes comme le reflet du fait que, dans les cohortes considérées, les femmes connaissent des opportunités de carrière plus limitées que les hommes sur le marché du travail, ainsi que des vies professionnelles plus souvent interrompues que celles de leurs homologues masculins. Enfin et de manière rassurante, la variation de la fluidité sociale selon le groupe d'âge est peu affectée par l'introduction progressive des différents effets relatifs aux cohortes, au sein des données simulées.

## 9. Conclusion

Dans cet article, nous avons assemblé des données provenant des enquêtes *Formation – Qualification Professionnelle* de 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003 – une série d'enquêtes réalisées par l'INSEE et généralement considérées comme fortement comparables au cours du temps et comme une source de première qualité pour la recherche sur la mobilité sociale – afin d'étudier systématiquement comment mobilité sociale entre générations et fluidité sociale ont évolué en France pour les hommes et femmes des cohortes nées à partir de la première décennie du XX<sup>e</sup> siècle et jusqu'au début des années 1970. Sur cette longue période, la structure des distributions de classes d'origine et de classes de destination a été profondément transformée, comme une simple conséquence du changement économique et de la modernisation de la société française, et la distribution des niveaux d'éducation a été totalement bouleversée, davantage encore pour les femmes que pour les hommes, à la suite d'une expansion considérable de

---

16. Voir la note 8.

l'enseignement. Les taux absolus de mobilité sociale ont augmenté, dans les directions ascendante et descendante. L'inégalité des chances scolaires a été quelque peu réduite, bien qu'essentiellement dans les cohortes nées entre le milieu des années 1930 et le milieu des années 1950. Mais l'avantage professionnel que procure l'éducation a aussi décliné, en termes absolus et relatifs, au moins depuis les mêmes cohortes. Cependant, selon notre résultat majeur, les cohortes récentes sont intergénérationnellement « plus fluides » que les cohortes anciennes au sens où, comparativement aux secondes, les premières font l'expérience d'une association statistique quelque peu réduite entre classe d'origine et classe de destination. En outre, contrairement à des thèses que nous avons rappelées en introduction et qui ont été exprimées à une période où n'étaient disponibles que des données plus rares et des méthodes statistiques moins sophistiquées, le changement relatif à l'éducation dans ses deux composantes – l'expansion de l'enseignement d'un côté, la démocratisation *en elle-même* de l'autre – a joué un rôle-clé dans la création d'une fluidité sociale accrue ou d'une plus grande ouverture sociale en France. Toutefois, ce n'est que dans la cohorte 1945-1954 que la démocratisation *en elle-même* a constitué l'explication principale, alors que l'expansion de l'enseignement et l'effet de composition associé sont devenus ensuite le facteur dominant. Cela introduit certainement des interrogations sur le degré auquel la fluidité sociale continuera à augmenter régulièrement dans des cohortes plus récentes que nous n'avons pu observer dans cet article. Nous voudrions insister sur le fait que le même effort analytique pourrait probablement être poursuivi – avec l'enquête *Formation – Qualification Professionnelle* de 2014-2015, et aussi la série des *Enquêtes sur l'emploi* qui a systématiquement collecté des données sur la mobilité sociale entre générations depuis son édition annuelle de 1982 – afin d'observer le progrès – ou le recul – des mobilité et fluidité sociales dans la société française et les années à venir. Il nous faut aussi revenir sur l'une des conclusions d'une contribution précédente où, à partir des enquêtes de 1970 à 1993 analysées dans une perspective de période (ou d'enquête), nous envisagions l'affaiblissement de l'avantage professionnel relatif que procure l'éducation comme l'un des facteurs qui, conjointement à l'expansion de l'enseignement et la démocratisation, expliquaient la croissance de la fluidité

sociale (Vallet, 2004). Selon l'analyse en termes de cohorte que nous avons développée ici, ce mécanisme a, en réalité, joué un rôle très mineur, probablement parce que la diminution des rendements professionnels de l'éducation a affecté les hommes et femmes des différentes classes d'origine assez uniformément.

En dépit du fait que l'espacement inégal des enquêtes *Formation – Qualification Professionnelle* et les contraintes de définition des cohortes dans le cadre du projet comparatif ont entravé la délimitation parfaitement rigoureuse de groupes d'âge, un autre résultat important de cet article est que la fluidité sociale évolue avec l'âge – mais, de manière suggestive, moins pour les femmes que pour les hommes –, c'est-à-dire que l'association statistique entre classe d'origine et classe de destination est quelque peu réduite quand les répondants sont interrogés à un âge plus élevé et, simultanément, un stade plus avancé de leur carrière professionnelle. Une variation analogue concerne aussi l'association entre le niveau d'éducation atteint et la classe de destination. Ces résultats nous semblent constituer le reflet des expériences variées, des opportunités et des handicaps que les individus sont susceptibles de rencontrer au cours de leur vie professionnelle. Quelle que soit l'importance du « triangle classe d'origine – niveau d'éducation – classe de destination », la formation initiale ne « fixe » pas la position sociale à jamais. La recherche française sur la mobilité sociale n'a guère consacré d'analyses à la mobilité intra-générationnelle – ou mobilité de carrière – dans les décennies récentes et c'est là certainement un domaine qui doit être réinvesti (Monso, 2006).

Enfin, nombre de nos analyses ont mis au jour l'existence d'évolutions plus prononcées parmi les femmes que parmi les hommes. En comparaison de celles nées dans les cohortes récentes, les femmes appartenant aux générations anciennes ont plus souvent connu des trajectoires professionnelles plus courtes de même que des carrières davantage interrompues par des événements familiaux. Il s'ensuit que, dans les cohortes anciennes plus que dans les cohortes récentes, la classe de destination des femmes pourrait bien refléter une position professionnelle détenue dans le passé plutôt qu'à la date de l'enquête. Il se pourrait que cela ait accru l'amplitude des évolutions que nous avons pu mettre au jour dans nos analyses sur les femmes. Cependant, et plus généralement, nous voyons surtout cette caractéristique de nos résultats

comme un reflet des transformations profondes que le remarquable développement des scolarités des filles et des jeunes femmes, de même que leur engagement ultérieur sur le marché du travail et leur participation soutenue à la population active, ont introduit dans la société française, tout au long du XX<sup>e</sup> siècle.

### Références bibliographiques

- Albouy V. et T. Wanecq, 2003, « Les inégalités sociales d'accès aux grandes écoles », *Économie et Statistique*, 361 : 27-47.
- Baudelot C., 1989, « L'âge rend-il plus savant ? Un exemple de biais de réponse dans les enquêtes », In P. L'Hardy et C. Thélot (dir.), *Les ménages. Mélanges en l'honneur de Jacques Desabie*, Paris, INSEE, 159-173.
- Baudelot C. et R. Establet, 2000, *Avoir 30 ans en 1968 et en 1998*, Paris, Éditions du Seuil.
- Baudelot C. et M. Glaude, 1989, « Les diplômés se dévaluent-ils en se multipliant ? », *Économie et Statistique*, 225 : 3-16.
- Baudelot C. et M. Gollac, 1997, « Le salaire du trentenaire : question d'âge ou de génération ? », *Économie et Statistique*, 304-305 : 17-35.
- Bouchet-Valat M., C. Peugny et L.-A. Vallet, 2016, « Inequality of educational returns in France: changes in the effect of education and social background on occupational careers », In F. Bernardi and G. Ballarino (eds.), *Education, Occupation and Social Origin. A Comparative Analysis of the Transmission of Socio-Economic Inequalities*, Cheltenham, Northampton, Edward Elgar, 20-33.
- Boudon R., 1973, *L'inégalité des chances. La mobilité sociale dans les sociétés industrielles*, Paris, Armand Colin, 2<sup>e</sup> éd. 1978.
- Brauns H. et S. Steinmann, 1999, « Educational reform in France, West-Germany and the United Kingdom: updating the CASMIN educational classification », *ZUMA-Nachrichten*, 44 : 7-44.
- Breen R., 2010, « Educational expansion and social mobility in the twentieth century », *Social Forces*, 89 : 365-388.
- Chauvel L., 1998a, « La seconde explosion scolaire : diffusion des diplômes, structure sociale et valeur des titres », *Revue de l'OFCE*, 66 : 5-36.
- Chauvel L., 1998b, *Le destin des générations. Structure sociale et cohortes en France au XX<sup>e</sup> siècle*, Paris, Presses Universitaires de France, 2<sup>e</sup> éd. revue et augmentée 2010.
- Duru-Bellat M. et A. Kieffer, 2001, « The democratization of education in France: Controversy over a topical issue », *Population: An English Selection*, 13 : 189-218.
- Erikson R. et J. H. Goldthorpe, 1992, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford, Clarendon Press.

- Forgeot G. et J. Gautié, 1997, « Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement », *Économie et Statistique*, 304-305 : 53-74.
- Forsé M., 1997, « La diminution de l'inégalité des chances scolaires ne suffit pas à réduire l'inégalité des chances sociales », *Revue de l'OFCE*, 63 : 229-239.
- Forsé M., 2001, « L'évolution des inégalités des chances sociales et scolaires en France au cours des quinze dernières années », In R. Boudon, N. Bulle et M. Cherkaoui (dir.), *École et société. Les paradoxes de la démocratie*, Paris, Presses Universitaires de France, 171-186.
- Girard A. et H. Bastide, 1963, « La stratification sociale et la démocratisation de l'enseignement », *Population*, 18 : 435-472.
- Goldthorpe J. H. et L. Portocarero, 1981, « La mobilité sociale en France, 1953-1970. Nouvel examen », *Revue française de sociologie*, 22 : 151-166.
- Goodman L. A., 1973, « The analysis of multidimensional contingency tables when some variables are posterior to others: A modified path analysis approach », *Biometrika*, 60 : 179-192.
- Goux D. et É. Maurin, 1997, « Meritocracy and social heredity in France: some aspects and trends », *European Sociological Review*, 13 : 159-177.
- Goux D. et É. Maurin, 1998, « From education to first job: the French case », In Y. Shavit and W. Müller (eds.), *From School to Work: A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*, Oxford, Clarendon Press, 103-141.
- Ichou M. et L.-A. Vallet, 2011, « Do all roads lead to inequality? Trends in French upper secondary school analysed with four longitudinal surveys », *Oxford Review of Education*, 37 : 167-194.
- Ichou M. et L.-A. Vallet, 2013, « Academic achievement, tracking decisions, and their relative contribution to educational inequalities: change over four decades in France », In M. Jackson (ed.), *Determined to Succeed? Performance versus Choice in Educational Attainment*, Stanford, Stanford University Press, 116-148.
- Koubi M., 2003, « Les trajectoires professionnelles : une analyse par cohorte », *Économie et Statistique*, 369-370 : 119-147.
- Merle P., 2009, *La démocratisation de l'enseignement*, Paris, La Découverte.
- Ministère de l'Éducation nationale, de l'Enseignement supérieur et de la Recherche, 2015, *L'état de l'Enseignement supérieur et de la Recherche en France*, 8, Paris.
- Monso O., 2006, « Changer de groupe social en cours de carrière. Davantage de mobilité depuis les années quatre-vingt », *Insee Première*, 1112.
- Nauze-Fichet E. et M. Tomasini, 2002, « Diplôme et insertion sur le marché du travail : approches socioprofessionnelle et salariale du déclassement », *Économie et Statistique*, 354 : 21-43.



- Peugny C., 2007, « Éducation et mobilité sociale : la situation paradoxale des générations nées dans les années 1960 », *Économie et Statistique*, 410 : 23-45.
- Prost A., 1968, *Histoire de l'enseignement en France : 1800-1967*, Paris, Armand Colin.
- Prost A., 1981, *Histoire générale de l'enseignement et de l'éducation en France. Tome IV : l'École et la Famille dans une société en mutation (depuis 1930)*, 2<sup>e</sup> édition 2004, Paris, Éditions Perrin.
- Prost A., 1986, *L'enseignement s'est-il démocratisé ? Les élèves des lycées et collèges de l'agglomération d'Orléans de 1945 à 1980*, 2<sup>e</sup> édition 1992, Paris, Presses Universitaires de France.
- Prost A., 1992, *Éducation, société et politiques. Une histoire de l'enseignement en France, de 1945 à nos jours*, 2<sup>e</sup> édition 1997, Paris, Éditions du Seuil.
- Thélot C., 1976, « Origine et position sociales : faits et interprétation », *Économie et Statistique*, 81-82 : 73-88.
- Thélot C., 1982, *Tel père, tel fils ? Position sociale et origine familiale*, Paris, Dunod.
- Thélot C. et L.-A. Vallet, 2000, « La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle », *Économie et Statistique*, 334 : 3-32.
- Vallet L.-A., 1991, *La mobilité sociale des femmes en France. La participation des femmes aux processus de mobilité sociale intergénérationnelle*, Thèse de doctorat, Université de Paris-Sorbonne.
- Vallet L.-A., 1999, « Quarante années de mobilité sociale en France. L'évolution de la fluidité sociale à la lumière de modèles récents », *Revue française de sociologie*, 40 : 5-64 [Vallet L.-A., 2001, « Forty years of social mobility in France. Change in social fluidity in the light of recent models », *Revue française de sociologie. An annual English selection*, 42, Supplément, 40 : 5-64].
- Vallet L.-A., 2004, « Change in intergenerational class mobility in France from the 1970s to the 1990s and its explanation: an analysis following the CASMIN approach », In R. Breen (ed.), *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, 115-147.
- Vallet L.-A., 2014, « Mobilité observée et fluidité sociale en France de 1977 à 2003 », *Idées économiques et sociales*, 175 : 6-17.
- Vallet L.-A. et M. Selz, 2007, « Évolution historique de l'inégalité des chances devant l'école : des méthodes et des résultats revisités », *Éducation et Formations*, 74 : 65-74.
- Vermunt J. K., 1997, *Log-Linear Models for Event Histories*, Thousand Oaks, Sage.
- Xie Y., 1992, « The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables », *American Sociological Review*, 57 : 380-395.

