

Mobilité observée et fluidité sociale en France au fil des cohortes de naissance et selon l'avancée en âge

Louis-André Vallet

► **To cite this version:**

Louis-André Vallet. Mobilité observée et fluidité sociale en France au fil des cohortes de naissance et selon l'avancée en âge. Notions d'âge, de période et de cohorte: Peut-on en démêler les effets?, Sep 2015, INED, France. Institut national de la statistique et des études économiques, pp.23, 2015. hal-01520854

HAL Id: hal-01520854

<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-01520854>

Submitted on 11 May 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

MOBILITÉ OBSERVÉE ET FLUIDITÉ SOCIALE EN FRANCE AU FIL DES COHORTES DE NAISSANCE ET SELON L'AVANCÉE EN ÂGE

Louis-André VALLET¹ (*)

(*) CNRS, Observatoire Sociologique du Changement,
UMR 7049 CNRS & Sciences Po Paris

Résumé

Cet article analyse l'évolution de la mobilité sociale entre générations dans la société française au fil des cohortes de naissance et selon l'avancée en âge. Une telle approche permet d'étudier précisément l'impact de l'expansion et de la démocratisation de l'enseignement sur les phénomènes de mobilité. Les données proviennent des enquêtes Formation & Qualification Professionnelle conduites en 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003. Elles portent sur les hommes de six cohortes de naissance, de la plus ancienne (1906-1924) à la plus récente (1965-1973). Après avoir évoqué les transformations de la mobilité observée (ou des taux absolus de mobilité), l'article se concentre sur les variations de la fluidité sociale (ou des taux relatifs de mobilité). On montre en particulier que l'association statistique entre origine et position sociales s'est affaiblie au fil des cohortes, et qu'il en a été de même pour le lien entre origine sociale et diplôme le plus élevé obtenu comme pour celui entre éducation et position sociale atteinte. La première et la troisième association déclinent aussi avec l'avancée en âge. Par ailleurs, l'association statistique, à éducation contrôlée, entre origine et position sociales est moins forte dans les fractions de population plus diplômées dont l'importance s'est accrue au fil des cohortes. Enfin, l'usage d'une méthodologie proposée par Breen (*Social Forces*, 2010) permet d'étudier l'importance relative des différents facteurs qui ont pu contribuer à l'augmentation de la fluidité sociale. Pour la cohorte 1945-1954 et comparativement aux cohortes anciennes, la réduction de l'inégalité des chances devant l'école constitue le facteur principal. En revanche, pour les cohortes 1955-1964 et 1965-1973, c'est l'expansion de l'enseignement et l'effet de structure qu'il produit qui devient le facteur primordial. En outre, dans ces deux dernières cohortes, l'effet de la réduction de l'inégalité des chances devant l'école est annulé par un renforcement de l'effet direct, i.e. à diplôme contrôlé, de l'origine sociale.

Abstract

This paper analyzes intergenerational social mobility trends within French society over birth cohorts and across age. Such an approach allows to precisely study the impact of the expansion and democratization of education on mobility phenomena. The data come from the Formation & Qualification Professionnelle surveys conducted in 1970, 1977, 1985, 1993 and 2003. They cover men belonging to six birth cohorts, from the oldest (1906-24) to the most recent one (1965-73). After referring to the transformations of observed mobility (or absolute mobility rates), the paper focuses on changes in social fluidity (or relative mobility rates). In particular, we show that the statistical association between class origin and class destination has weakened over the cohorts, and that a similar trend is also observed for the association between class origin and highest degree obtained as for the one between education and class destination. The first and third associations also decline with advancing age. Furthermore, the statistical association, controlling for education, between class origin and class destination is lower in the most educated fractions of the population whose importance has increased over the cohorts. Finally, a methodology proposed by Breen (*Social Forces*, 2010) allows studying the relative importance of the different factors that may have contributed to the increase in social fluidity. For the 1945-54 cohort compared to older cohorts, the reduction of inequality of educational opportunity is the main factor. However, for the 1955-64 and 1965-73 cohorts, the expansion of education and the compositional effect it produces becomes the primary factor. Moreover, in the last two cohorts, the effect of the reduction of inequality of educational opportunity is cancelled by a strengthened direct, i.e. controlling for education, effect of class origin.

¹ louisandre.vallet@sciencespo.fr

Mots-clés

Mobilité sociale, fluidité sociale, cohorte de naissance, modèle log-multiplicatif

Introduction

Depuis la première collecte de données nationales représentatives sur la profession du père, intervenue à l'occasion de l'enquête sur l'emploi de juin 1953, l'analyse de la mobilité sociale entre générations et de ses tendances temporelles dans la société française a classiquement été conduite à partir de la comparaison d'enquêtes successives pour une population définie par une large tranche d'âge. Ainsi, Thélot (1976), puis Goldthorpe et Portocarero (1981) ont comparé les tables de mobilité pour les hommes, issues de l'enquête de 1953 et de l'enquête Formation – Qualification Professionnelle (FQP) de 1970, sans, semble-t-il, les restreindre à une tranche d'âge particulière. Puis Thélot (1982) a étendu la comparaison à l'enquête FQP de 1977 tout en restreignant l'examen aux seuls hommes de 40 à 59 ans. Vallet (1991) a fait de même pour les femmes de 30 ou 35 à 59 ans entre 1953 et 1985. Puis, de nouveau, pour les hommes et les femmes de la même tranche d'âge, en 1953, 1970, 1977, 1985 et 1993 (Vallet, 1999). À partir des enquêtes Formation – Qualification Professionnelle de 1977, 1985, 1993 et 2003, la dernière comparaison temporelle a porté sur les hommes et femmes français âgés de 35 à 59 ans, actifs ayant un emploi ou anciens actifs ayant eu un emploi (Vallet, 2014). Conçues selon une approche en termes de période, ces analyses ont, de manière cumulative, établi deux conclusions majeures.

Premièrement, la mobilité observée a régulièrement augmenté en France depuis le milieu du XX^e siècle. Au début des années 1950, un homme ou une femme sur deux appartenait à une catégorie sociale différente de celle de leur père. Au début des années 1990, ce sont deux hommes sur trois et trois femmes sur quatre. En 2003, la mobilité est encore un peu plus forte. De même, à chaque enquête, la mobilité ascendante est plus fréquente que la mobilité descendante, mais depuis 1985 et pour les hommes, la prééminence de la première sur la seconde est devenue moins favorable. Cette croissance de la mobilité observée a résulté, pour l'essentiel, des transformations structurelles de la France, passée d'une société fortement agricole à une société industrielle, puis post-industrielle. Cela a éloigné la distribution socioprofessionnelle des hommes et femmes de celle de leurs pères, ce qui a fait croître la mobilité. Deuxièmement, la croissance de la mobilité observée a aussi résulté d'une lente augmentation de la fluidité sociale, c'est-à-dire d'une légère réduction des distances entre catégories sociales. Claude Thélot évaluait que la diminution de l'immobilité sociale entre 1953 et 1977 résultait pour un quart de cet assouplissement de la société. Le mouvement s'est poursuivi. Par exemple, en 1977 et à 35-59 ans, les chances d'être cadre plutôt qu'ouvrier étaient 92 fois plus fortes pour les fils de cadre que pour les fils d'ouvrier. En 2003, il s'agit de 29 fois, soit une inégalité des chances moins forte, même si elle reste importante. Le même mouvement se voit aussi parmi les femmes et en prenant en compte d'autres catégories sociales. Au total, on peut estimer qu'en 2003, ce sont entre 3 et 5% des hommes ou des femmes qui ont des positions différentes de celles qu'ils auraient eues si rien n'avait changé en 25 ans dans la force du lien entre origine et position sociales.

Si l'approche en termes de période pour la tranche d'âge des 35-59 ans a l'avantage de permettre de comparer les positions des deux générations à un stade approximativement semblable de leur parcours professionnel², elle présente aussi certains inconvénients. Tout d'abord, la tranche d'âge étant large, certaines générations peuvent être observées dans deux enquêtes successives, mais à des moments différents de leur itinéraire. En revanche, les générations les plus anciennes ne sont observées que dans la première enquête alors que les plus récentes ne le sont que dans la seconde. La variation observée pour les 35-59 ans entre deux enquêtes successives est donc le résultat d'une agrégation complexe. Surtout, l'amplitude de la tranche d'âge considérée rend malaisée l'analyse du rôle de l'éducation dans la variation de la fluidité sociale. D'une part, la réduction des inégalités sociales devant l'école en France a été forte pour les générations nées dans les années 1940, puis s'est nettement ralentie ensuite (Thélot et Vallet, 2000 ; Vallet et Selz, 2007). D'autre part, l'expansion de l'enseignement elle-même a été irrégulière : la première « explosion scolaire » a affecté les cohortes nées dans les années 1940 alors que la seconde a touché celles nées après 1965 (Chauvel, 1998a). Or, en raison d'un effet de composition, cette expansion elle-même est susceptible d'avoir affecté la variation de la fluidité sociale.

² En effet, la convention retenue en France est que les individus enquêtés déclarent la profession de leur ascendant au moment où eux-mêmes cessaient de fréquenter régulièrement l'école ou l'université.

Supposons en effet que l'on introduise le diplôme le plus élevé obtenu (E) comme variable intermédiaire entre origine sociale (O) et position sociale (D). Une partie, mais non pas la totalité, du lien entre le milieu d'origine et la position occupée se forge par l'intermédiaire de l'éducation. La variation de la fluidité sociale – ou de la force du lien OD – peut alors résulter de quatre mécanismes élémentaires : un affaiblissement du lien « direct » OD|E qui existe, à diplôme contrôlé, entre origine et position sociales ; une diminution de l'inégalité des chances scolaires, c'est-à-dire de la force du lien OE qui unit milieu d'origine et niveau d'éducation atteint ; une transformation de l'association statistique ED|O entre diplôme obtenu et position sociale occupée, à origine sociale contrôlée ; enfin, un effet de composition qui, du fait de la croissance de la scolarisation, accroît le poids relatif des groupes plus diplômés pour lesquels l'association partielle OD|E entre origine et position sociales est tendanciellement plus faible – un tel résultat a en effet été mis en évidence dans plusieurs pays, notamment les États-Unis (Hout, 1988) et la France (Vallet, 2004).

Tenter de préciser la contribution de ces quatre mécanismes élémentaires à la variation de la fluidité sociale en France entre les cohortes de naissance 1906-1924 et 1965-1973 constitue l'objectif principal de cet article. Des travaux antérieurs ont déjà adopté une approche en termes de cohorte, mais ils ont surtout traité de la mobilité observée. Chauvel (1998b) 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 ultérieures n'ont pas connu au même degré. Plus diplômés que leurs aînés en raison de la première expansion scolaire, ils ont aussi tiré de meilleurs rendements de leurs investissements éducatifs du fait de la transformation rapide de la structure professionnelle en France, notamment le développement du secteur tertiaire et la croissance des emplois qualifiés. Plus récemment, à partir d'une série de cinq enquêtes Emploi, Peugny (2007) a étudié la mobilité sociale des hommes et femmes des cohortes 1924-1928 à 1974-1978. Il a confirmé que le rapport de la mobilité ascendante à la mobilité descendante a culminé pour les hommes et femmes nés entre 1939 et 1948, pour décliner régulièrement dans les cohortes ultérieures. Un tel mouvement est lié à une évolution moins rapide et moins favorable de la structure socioprofessionnelle dans les décennies récentes comparativement à celles des « Trente Glorieuses », en dépit du fait que les cohortes nées dans les années 1960 sont nettement plus instruites que leurs aînées en raison de la seconde expansion scolaire. À partir de régressions linéaires multiples qui analysent les déterminants d'un score de statut socio-économique pour, séparément, les hommes et femmes des cohortes de naissance 1941-1950, 1949-1958 et 1959-1968, Peugny met enfin en évidence, au fil des cohortes, un rendement décroissant de l'éducation, mais une augmentation de « l'effet propre » associé au statut socio-économique du père. Il est donc intéressant de prolonger ces analyses sous l'angle de la variation de la fluidité sociale et de ses mécanismes élémentaires au fil des cohortes de naissance.

1. Données, plan d'observation et variables

Dans chacune des enquêtes (S) Formation – Qualification Professionnelle (FQP) de 1970, 1977, 1985, 1993 et 2003, nous retenons pour l'analyse l'ensemble des hommes, français et étrangers, actifs occupés ou anciens actifs occupés, vivant en France métropolitaine et âgés de 30 à 64 ans à la date d'enquête, et dont à la fois l'origine sociale, le niveau d'éducation et la position sociale sont connues (N = 64 801). Puis nous distinguons parmi eux six cohortes de naissance (C) – 1906-1924, 1925-1934, 1935-1944, 1945-1954, 1955-1964 et 1965-1973 – ce qui donne lieu au plan d'observation présenté dans le Tableau 1. Par construction, la cohorte la plus ancienne est observée à un âge assez avancé alors que la plus récente ne l'est qu'à un âge assez jeune. L'analyse devra donc prendre en compte une éventuelle variation des associations statistiques étudiées au fil de l'avancée en âge. À cette fin et à partir des diagonales, sur-diagonales et sous-diagonales du Tableau 1a, cinq groupes d'âge (A) sont distingués : diagonale principale (*middle*), première sur-diagonale (*old*), deuxième sur-diagonale (*old+*), première sous-diagonale (*young*) et deuxième sous-diagonale (*young+*)³.

³ On notera qu'en raison de l'amplitude de la cohorte de naissance la plus ancienne d'une part, et de l'espacement un peu irrégulier des enquêtes FQP d'autre part, la définition des cinq groupes d'âge est un peu approximative. Tel ne serait pas le cas si l'on utilisait par exemple un ensemble d'enquêtes Emploi espacées de trois ans (1984, 1987, 1990, etc.) et que chaque cohorte était aussi définie en regroupant trois années de naissance (1920-1922, 1923-1925, 1926-1928, etc.), les groupes d'âge étant alors définis rigoureusement (62-64 ans, 59-61 ans, 56-58 ans, etc.). Le présent texte a en vérité un caractère exploratoire avant, éventuellement, de généraliser la démarche à partir de la série des enquêtes Emploi.

Tableau 1 – Plan d’observation
(a) Age en fonction de la cohorte de naissance et de l’enquête

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 correspondants

Cohorte (C) / Enquête (S)	1970	1977	1985	1993	2003	Total
1906-1924	6 467	3 271	891	-	-	10 629
1925-1934	5 300	4 632	3 405	822	-	14 159
1935-1944	2 937	4 608	3 953	1 615	1 772	14 885
1945-1954	-	2 118	6 123	2 245	4 052	14 538
1955-1964	-	-	662	1 935	4 188	6 785
1965-1973	-	-	-	-	3 805	3 805
Total	14 704	14 629	15 034	6 617	13 817	64 801

Pour chaque cellule du plan d’observation, nous observons l’origine sociale, le niveau d’éducation et la position sociale des individus correspondants. L’origine sociale (O) est définie par la classe sociale (ou dernière classe sociale) du père au moment où le répondant cessait de fréquenter régulièrement l’école ou l’université. La position sociale (D) correspond à la classe sociale actuelle (ou dernière classe sociale) du répondant définie à partir de sa profession au moment de l’enquête. Ces deux variables sont observées dans la nomenclature internationale CASMIN (Erikson et Goldthorpe, 1992) et les sept postes suivants :

- 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 (E) est observé via le diplôme le plus élevé obtenu par le répondant en formation initiale (incluant l’apprentissage). Il est codé dans la nomenclature internationale CASMIN (Brauns et Steinmann, 1999) et les six postes suivants⁴ :

- 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 chacune des cellules définies par le plan d’observation du Tableau 1a, les effectifs ont été calculés en utilisant le coefficient d’extrapolation spécifique à l’enquête considérée de manière à ce qu’ils reflètent les effectifs correspondants dans la population française. Puis ceux-ci ont été ajustés pour représenter les effectifs réellement enquêtés qui figurent dans le Tableau 1b. Toute l’analyse statistique est enfin réalisée sur les tableaux à cinq dimensions CSOED (où S désigne l’enquête) ou, de façon équivalente et après un réarrangement des cellules, CAOED (où A désigne le groupe d’âge).

⁴ À l’exception des cohortes de naissance 1906 à 1917 dans l’enquête de 1970 pour lesquelles la catégorie 3a ne peut être distinguée de la catégorie 3b.

2. Qualité et homogénéité des données

2.1. Distribution des origines sociales par cohorte (Tableau 2)

C Frequency Row Pct	O							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1906-24	440.721 4.15	309.708 2.91	567.985 5.34	1803.66 16.97	3185.66 29.97	1760.57 16.56	2560.7 24.09	10629
1925-34	683.773 4.83	484.984 3.43	780.793 5.51	2185.87 15.44	3741.71 26.43	2774.66 19.60	3507.21 24.77	14159
1935-44	976.973 6.56	613.338 4.12	839.27 5.64	2169.24 14.57	3307.73 22.22	3227.38 21.68	3751.07 25.20	14885
1945-54	1081.11 7.44	888.529 6.11	908.651 6.25	1957.51 13.46	2403.23 16.53	3720.67 25.59	3578.29 24.61	14538
1955-64	633.729 9.34	457.069 6.74	476.873 7.03	778.207 11.47	844.672 12.45	2067.35 30.47	1527.1 22.51	6785
1965-73	400.966 10.54	329.746 8.67	249.731 6.56	501.132 13.17	299.355 7.87	1189.41 31.26	834.664 21.94	3805
Total	4217.27	3083.37	3823.3	9395.62	13782.4	14740	15759	64801

Au fil des cohortes de naissance, la variation de la structure des origines sociales est conforme à ce qu'on pouvait attendre. On observe une claire croissance des catégories supérieures (I et II) comme de la classe ouvrière qualifiée (V-VI). Au contraire, la part des agriculteurs exploitants (IVc) se réduit très fortement alors que la diminution n'est que légère pour les petits indépendants (IVab). Enfin, l'importance relative des employés qualifiés (IIIa) et de la classe ouvrière non qualifiée (VIIab-IIIb) est demeurée assez stable au fil des cohortes.

Bien sûr, pour une même cohorte de naissance, la distribution des origines sociales est « fixe » et n'est pas supposée varier au fil des enquêtes, c'est-à-dire lorsque les échantillons de répondants sont interrogés à des âges différents. Nos données se comportent de manière satisfaisante vis-à-vis de ce critère. Pour aucune des cinq cohortes qui sont observées dans plusieurs enquêtes successives, on ne met au jour de différence ou de tendance réellement problématique au fil des enquêtes pour la distribution des origines sociales.

First Cohort (1906-24) - Distribution of Class Origin by Survey (Cramer's V = 0.0505)

S Frequency Row Pct	O							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1970	4.05	2.13	5.59	16.31	30.71	16.63	24.59	6467
1977	4.10	3.92	4.96	18.21	29.49	16.14	23.19	3271
1985	5.04	4.95	4.95	17.23	26.40	17.64	23.78	891
Total								10629

Second Cohort (1925-34) - Distribution of Class Origin by Survey (Cramer's V = 0.0391)

S Frequency Row Pct	O							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1970	5.24	2.71	6.08	14.71	26.66	18.70	25.91	5300
1977	4.36	3.78	5.07	15.16	26.99	18.84	25.79	4632
1985	4.79	3.87	5.04	16.95	25.25	22.14	21.97	3405
1993	5.03	4.25	6.36	15.42	26.60	19.10	23.24	822
Total								14159

Third Cohort (1935-44) - Distribution of Class Origin by Survey (Cramer's V = 0.0390)

S Frequency Row Pct	O							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1970	6.32	2.44	6.58	14.14	22.88	20.46	27.18	2937
1977	6.52	4.31	5.33	15.07	21.92	19.97	26.90	4608
1985	6.55	5.13	4.72	15.12	22.21	23.46	22.80	3953
1993	6.55	4.31	5.81	14.29	22.36	22.57	24.10	1615
2003	7.14	3.99	6.77	13.04	21.83	23.39	23.85	1772
Total								14885

Fourth Cohort (1945-54) - Distribution of Class Origin by Survey (Cramer's V = 0.0391)

S Frequency Row Pct	O							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1977	6.33	5.67	7.18	14.96	17.99	21.09	26.79	2118
1985	7.58	6.25	5.54	13.08	16.01	26.73	24.81	6123
1993	9.23	6.15	7.36	13.27	15.65	25.69	22.65	2245
2003	6.80	6.11	6.23	13.37	17.05	26.17	24.27	4052
Total								14538

Fifth Cohort (1955-64) - Distribution of Class Origin by Survey (Cramer's V = 0.0589)

S Frequency Row Pct	O							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1985	7.70	6.98	6.65	10.02	16.09	27.79	24.76	662
1993	8.51	6.78	7.64	10.69	9.67	34.45	22.25	1935
2003	9.98	6.68	6.80	12.06	13.16	29.05	22.27	4188
Total								6785

2.2. Distribution des niveaux d'éducation par cohorte (Tableau 3)

C Frequency Row Pct	E						Total
	1ab	1c	2ab	2c	3a	3b	
1906-24	8244.59 77.57	698.339 6.57	812.072 7.64	456.409 4.29	53.6765 0.51	363.918 3.42	10629
1925-34	10097.5 71.31	1777.3 12.55	1125.26 7.95	428.556 3.03	139.331 0.98	591.077 4.17	14159
1935-44	7962.17 53.49	3175.39 21.33	1663.15 11.17	624.919 4.20	405.985 2.73	1053.39 7.08	14885
1945-54	5743.89 39.51	3440.7 23.67	2180.25 15.00	1117.49 7.69	784.313 5.39	1271.36 8.75	14538
1955-64	1973.6 29.09	1401.08 20.65	1533.68 22.60	712.468 10.50	544.662 8.03	619.502 9.13	6785
1965-73	778.948 20.47	506.528 13.31	874.082 22.97	593.666 15.60	475.852 12.51	575.925 15.14	3805
Total	34800.7	10999.3	8188.49	3933.5	2403.82	4475.17	64801

Dans la société française, l'expansion de l'enseignement a été considérable tout au long du XX^e siècle. Les hommes qui obtenaient au plus un diplôme élémentaire (1ab) représentaient plus des trois quarts de la cohorte 1906-1924 contre un cinquième de la cohorte 1965-1973. À l'inverse, la part des titulaires d'un diplôme intermédiaire (2ab) ou final (2c) de l'enseignement secondaire, comme d'un diplôme intermédiaire (3a) ou final (3b) de l'enseignement supérieur, s'est constamment accrue. Enfin, les diplômes de l'enseignement professionnel court (1c) ont vu leur importance augmenter jusqu'à la cohorte 1945-1954 pour décliner ensuite.

Puisque notre variable ne prend en compte que la formation initiale, on devrait de nouveau observer que, pour une même cohorte, la distribution des niveaux d'éducation est « fixe » et ne varie pas au fil des enquêtes qui ont interrogé des échantillons de répondants à des âges variables. Nos données se conforment assez largement à ce critère, mais on peut néanmoins relever que, pour une même

cohorte, l'importance relative des catégories inférieures (1ab et 1c) est plus faible dans les enquêtes plus récentes alors qu'il en va à l'inverse pour les niveaux d'éducation plus élevés. Les enquêtes plus récentes sont, par définition, réalisées dans une société « plus éduquée » dans laquelle il serait plus difficile de déclarer à l'enquêteur l'obtention d'un niveau d'éducation faible ou très faible (Baudelot, 1989).

First Cohort (1906-24) - Distribution of Education by Survey (Cramer's V = 0.0544)

S	E						Total
	1ab	1c	2ab	2c	3a	3b	
Frequency							
Row Pct							
1970	78.07	7.40	6.90	4.30	0.27	3.07	6467
1977	77.55	5.37	8.36	4.08	0.89	3.75	3271
1985	74.00	4.98	10.36	5.04	0.78	4.84	891
Total							10629

Second Cohort (1925-34) - Distribution of Education by Survey (Cramer's V = 0.0363)

S	E						Total
	1ab	1c	2ab	2c	3a	3b	
Frequency							
Row Pct							
1970	72.75	12.89	6.88	2.79	0.94	3.75	5300
1977	72.13	11.46	7.97	2.98	0.98	4.48	4632
1985	69.71	12.38	8.99	3.40	1.15	4.36	3405
1993	64.13	17.23	10.36	3.31	0.56	4.42	822
Total							14159

Third Cohort (1935-44) - Distribution of Education by Survey (Cramer's V = 0.0559)

S	E						Total
	1ab	1c	2ab	2c	3a	3b	
Frequency							
Row Pct							
1970	59.95	21.02	10.03	2.57	1.62	4.81	2937
1977	54.57	20.81	10.89	3.73	2.88	7.12	4608
1985	51.33	22.44	11.05	4.94	3.02	7.22	3953
1993	46.29	25.72	11.68	5.18	3.00	8.13	1615
2003	51.35	16.74	13.61	5.57	3.27	9.45	1772
Total							14885

Fourth Cohort (1945-54) - Distribution of Education by Survey (Cramer's V = 0.0681)

S	E						Total
	1ab	1c	2ab	2c	3a	3b	
Frequency							
Row Pct							
1977	45.32	22.76	13.96	4.94	4.97	8.05	2118
1985	39.45	26.54	13.69	7.06	5.22	8.04	6123
1993	33.95	25.69	14.17	9.35	5.74	11.09	2245
2003	39.63	18.68	17.98	9.15	5.69	8.86	4052
Total							14538

Fifth Cohort (1955-64) - Distribution of Education by Survey (Cramer's V = 0.0907)

S	E						Total
	1ab	1c	2ab	2c	3a	3b	
Frequency							
Row Pct							
1985	38.71	24.76	16.62	6.96	5.78	7.17	662
1993	26.90	25.34	19.66	10.52	8.14	9.44	1935
2003	28.58	17.83	24.91	11.05	8.33	9.30	4188
Total							6785

2.3. Distribution des positions sociales par cohorte (Tableau 4)

C Frequency Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1906-24	1002.27 9.43	716.72 6.74	650.024 6.12	1278.42 12.03	1455.2 13.69	2613.56 24.59	2912.81 27.40	10629
1925-34	1502.34 10.61	932.592 6.59	783.269 5.53	1496.73 10.57	1571.69 11.10	4291.53 30.31	3580.85 25.29	14159
1935-44	2137.49 14.36	1374.3 9.23	920.928 6.19	1527.2 10.26	876.419 5.89	4823.8 32.41	3224.86 21.67	14885
1945-54	2291.48 15.76	1664.17 11.45	1103.79 7.59	1350.43 9.29	590.903 4.06	4772.45 32.83	2764.78 19.02	14538
1955-64	1040.12 15.33	701.186 10.33	506.79 7.47	488.482 7.20	273.908 4.04	2277.03 33.56	1497.48 22.07	6785
1965-73	628.276 16.51	434.859 11.43	287.617 7.56	200.256 5.26	108.213 2.84	1286.05 33.80	859.727 22.59	3805
Total	8601.98	5823.82	4252.42	6341.51	4876.33	20064.4	14840.5	64801

Au fil des cohortes de naissance, la variation de la structure des positions sociales est approximativement semblable à celle que l'on a déjà commentée pour les origines sociales : croissance des deux catégories supérieures (I et II) et de la classe ouvrière qualifiée (V-VI) ; forte réduction de la part des agriculteurs exploitants (IVc) et des petits indépendants (IVab), mais aussi, plus modérément, de la classe ouvrière non qualifiée (VIIab-IIIb) ; stabilité de la part des employés qualifiés (IIIa).

À la différence des deux variables précédentes, il n'y a ici aucune raison de supposer que, pour une même cohorte, la distribution des positions sociales devrait être stable au fil des enquêtes. Premièrement, cette distribution reflète la structure de la population active qui évolue au cours du temps du fait 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 intragénérationnelle ou professionnelle est susceptible d'intervenir dans les deux directions, on peut s'attendre à une prédominance de la mobilité ascendante si les salariés sont promus en conséquence d'une plus longue expérience sur le marché du travail.

Les données confirment cette attente. Pour chacune des cinq cohortes qui sont observées dans plusieurs enquêtes, la part de la classe supérieure (I) augmente régulièrement entre la première interrogation et la dernière, c'est-à-dire à mesure que les membres de la cohorte avancent en âge. Cela est particulièrement frappant pour la cohorte 1935-1944 – la part de la classe I, cadres et gros indépendants, s'accroît de 8,1% en 1970 (à l'âge de 30-35 ans) à 20,3% en 2003 (à l'âge de 59-64 ans) – et la cohorte 1945-1954. Ces résultats sont cohérents avec ceux établis dans d'autres travaux, notamment Baudelot et Gollac (1997), Chauvel (1998), Koubi (2004) et Peugny (2007).

L'incidence de la mobilité en cours de carrière a donc une conséquence importante pour la suite de 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.

First Cohort (1906-24) - Distribution of Class Destination by Survey (Cramer's V = 0.0704)

S Frequency Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1970	8.47	5.97	5.84	13.16	14.44	23.65	28.47	6467
1977	9.67	8.08	6.72	10.09	12.59	27.19	25.66	3271
1985	15.52	7.45	5.88	10.94	12.28	21.83	26.10	891
Total								10629

Second Cohort (1925-34) - Distribution of Class Destination by Survey (Cramer's V = 0.0517)

S Frequency Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1970	8.94	5.57	5.29	10.13	11.51	30.04	28.51	5300
1977	10.05	6.79	5.85	11.12	11.12	31.42	23.65	4632
1985	13.47	7.40	5.83	10.34	10.61	28.87	23.47	3405
1993	12.70	8.65	4.07	11.23	10.31	31.74	21.30	822
Total								14159

Third Cohort (1935-44) - Distribution of Class Destination by Survey (Cramer's V = 0.0768)

S Frequency Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1970	8.10	7.76	6.45	9.03	6.75	32.82	29.09	2937
1977	12.12	10.49	7.15	9.58	5.61	33.71	21.34	4608
1985	16.96	9.04	5.28	11.77	6.18	30.96	19.81	3953
1993	19.25	8.36	5.51	10.41	5.43	33.56	17.48	1615
2003	20.29	9.62	5.90	10.56	4.93	30.53	18.17	1772
Total								14885

Fourth Cohort (1945-54) - Distribution of Class Destination by Survey (Cramer's V = 0.0594)

S Frequency Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1977	12.32	13.39	8.95	7.14	4.28	33.76	20.17	2118
1985	13.47	11.07	7.69	9.20	4.20	34.37	20.01	6123
1993	17.98	10.95	7.90	11.59	3.81	31.35	16.42	2245
2003	19.79	11.28	6.57	9.27	3.89	30.83	18.36	4052
Total								14538

Fifth Cohort (1955-64) - Distribution of Class Destination by Survey (Cramer's V = 0.0679)

S Frequency Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1985	9.68	9.60	7.15	5.36	5.04	37.48	25.69	662
1993	13.39	10.38	8.93	6.41	3.15	35.78	21.96	1935
2003	17.12	10.43	6.85	7.85	4.29	31.91	21.55	4188
Total								6785

3. Description des liaisons bivariées au fil des cohortes

3.1. Variation de la mobilité sociale observée (Tableau 5)

Étudions brièvement l'évolution des destinées sociales des membres des différentes classes d'origine, au fil des cohortes de naissance. Parmi ceux qui ont grandi dans les classes supérieures (I et II), il est remarquable que la distribution des positions sociales ne s'améliore pas, et semble même se détériorer quelque peu, des cohortes les plus anciennes aux plus récentes. Pour ce qui concerne l'accès aux mêmes classes supérieures (I et II), c'est surtout la stabilité qui caractérise la distribution des positions sociales des hommes, fils d'employés qualifiés (IIIa) ou d'ouvriers non qualifiés (VIIab-IIIb). Au contraire, au fil des cohortes, l'accès aux classes supérieures (I et II) s'est élargi pour les fils de petits indépendants (IVab), d'agriculteurs exploitants (IVc) et d'ouvriers qualifiés (V-VI). Au total, ces différentes tendances suggéreraient donc plutôt une certaine croissance de la fluidité sociale, des cohortes les plus anciennes aux plus récentes.

Class Origin I - Distribution of Class Destination by Cohort

C Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1906-24	51.63	9.15	7.46	10.53	2.10	11.77	7.37	
1925-34	52.74	12.17	7.21	7.31	1.73	12.51	6.34	
1935-44	54.62	15.59	6.39	6.13	0.42	13.28	3.58	
1945-54	51.33	16.48	9.03	6.46	0.29	11.70	4.71	
1955-64	48.51	14.47	8.33	5.98	0.55	13.63	8.52	
1965-73	45.78	13.51	7.91	7.16	0.00	16.64	9.00	

Class Origin II - Distribution of Class Destination by Cohort

C Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1906-24	31.63	23.50	12.26	7.63	0.77	15.20	9.00	
1925-34	35.34	19.66	7.22	5.81	0.85	23.33	7.79	
1935-44	34.03	17.08	10.04	8.47	0.00	22.99	7.38	
1945-54	31.93	21.53	11.94	8.00	0.25	17.66	8.68	
1955-64	32.76	17.41	7.97	6.44	0.35	23.98	11.07	
1965-73	28.63	18.32	9.65	3.69	0.52	22.93	16.26	

Class Origin IIIa - Distribution of Class Destination by Cohort

C Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1906-24	16.70	13.19	11.55	10.46	0.70	27.22	20.16	
1925-34	18.05	12.86	11.45	8.89	1.88	31.59	15.28	
1935-44	21.77	15.94	9.01	8.06	0.22	29.53	15.46	
1945-54	18.95	16.63	11.06	5.92	0.25	31.03	16.15	
1955-64	14.05	18.75	12.57	4.65	0.74	32.30	16.94	
1965-73	17.15	14.89	11.35	3.63	1.07	33.07	18.85	

Class Origin IVab - Distribution of Class Destination by Cohort

C Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1906-24	12.91	7.07	7.03	28.92	2.82	21.71	19.53	
1925-34	16.13	6.26	6.64	27.33	1.50	25.24	16.91	
1935-44	18.94	8.87	7.33	23.65	1.43	24.51	15.27	
1945-54	19.43	12.05	5.95	21.99	0.96	24.41	15.22	
1955-64	19.78	11.07	6.37	18.99	0.78	26.39	16.60	
1965-73	18.42	11.61	8.49	12.38	1.10	31.94	16.07	

Class Origin IVc - Distribution of Class Destination by Cohort

C Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1906-24	2.78	3.42	4.11	7.55	39.54	14.16	28.45	
1925-34	2.52	2.60	2.76	7.76	37.64	18.66	28.06	
1935-44	5.16	5.15	4.48	7.76	23.89	25.39	28.17	
1945-54	7.44	7.16	6.01	7.62	21.61	27.92	22.24	
1955-64	6.29	5.35	4.77	5.33	28.23	27.39	22.65	
1965-73	8.36	5.81	6.80	4.56	30.26	23.58	20.63	

Class Origin V-VI - Distribution of Class Destination by Cohort

C Row Pct	D							Total
	I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	VIIabIII b	
1906-24	8.34	8.30	7.36	10.03	1.86	39.51	24.61	
1925-34	7.86	8.21	6.80	8.73	0.44	44.62	23.34	
1935-44	11.99	10.57	6.68	8.64	0.34	43.07	18.71	
1945-54	12.59	11.12	7.51	7.65	0.41	42.33	18.38	
1955-64	10.27	9.77	8.03	5.85	0.50	41.64	23.93	
1965-73	12.01	11.55	7.16	3.53	0.35	41.24	24.16	

Class Origin VIIab-IIIb - Distribution of Class Destination by Cohort

C Row	Pct	D						Total
		I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	
1906-24	4.45	5.71	4.93	8.21	3.76	32.09	40.86	
1925-34	4.70	5.47	4.92	6.25	2.50	38.72	37.44	
1935-44	6.51	7.45	5.29	7.98	1.02	41.15	30.60	
1945-54	7.07	9.00	7.24	7.19	0.84	41.45	27.21	
1955-64	6.32	7.01	6.66	5.58	0.68	41.22	32.53	
1965-73	5.67	8.40	5.71	3.91	0.44	40.73	35.15	

3.2. Variation des destinées scolaires selon l'origine sociale

Le Tableau A1 reporté en annexe fait clairement apparaître que l'expansion de l'enseignement tout au long du XX^e siècle et l'accès à un niveau d'éducation plus élevé ont concerné les hommes originaires de toutes les classes sociales, sans exception. Utiliser pour critère la diminution de l'importance relative de la catégorie la moins diplômée (1ab) suggère en outre qu'une tendance vers une moindre inégalité des chances scolaires est intervenue. Il est cependant visible que l'amélioration des niveaux d'éducation obtenus a été plus forte pour les fils d'agriculteurs exploitants (IVc) que pour les fils d'ouvriers, qualifiés ou non qualifiés (V-VI, VIIab-IIIb).

3.3. Variation des rendements sociaux de l'éducation

Enfin, et selon le Tableau A2 reporté en annexe, la variation des rendements sociaux de l'éducation au fil des cohortes a été beaucoup moins prononcée pour les catégories extrêmes – au plus un diplôme élémentaire (1ab) d'un côté, un diplôme final de l'enseignement supérieur (3b) de l'autre – que pour les niveaux d'éducation intermédiaires – en particulier diplôme intermédiaire (2ab) ou final (2c) de l'enseignement secondaire, et diplôme intermédiaire de l'enseignement supérieur (3a). Parmi les membres des cohortes récentes qui détiennent ces derniers titres scolaires, la probabilité d'accès aux classes supérieures (I et II) a fortement chuté alors que la probabilité d'appartenir à la classe ouvrière qualifiée (V-VI) a considérablement crû. Cependant et en lui-même, le Tableau A2 ne laisse pas apercevoir clairement si cette diminution des rendements sociaux de l'éducation en termes absolus s'est ou non accompagnée d'un affaiblissement en termes relatifs, c'est-à-dire d'un niveau de diplôme par rapport à un autre et pour une position sociale donnée par rapport à une autre.

4. Modélisation log-multiplicative des tendances des associations statistiques au fil des cohortes

4.1. Méthodologie

Soit le tableau de contingence à quatre dimensions CAOD à partir duquel peut être étudiée la fluidité sociale, c'est-à-dire l'association statistique, nette des marges, entre origine et position sociales, et ses variations au fil des cohortes et selon le groupe d'âge. On notera c une cohorte quelconque, a un groupe d'âge quelconque, i et i' deux origines sociales, j et j' deux positions sociales.

Le *odds ratio* qui décrit la force de l'association entre les origines et positions considérées, pour la cohorte et le groupe d'âge en question, s'écrit :
$$od_{ca} = \frac{m_{caij} / m_{caij'}}{m_{cai'j} / m_{cai'j'}}$$

Nous débutons l'analyse par le modèle log-linéaire, noté {CAO CAD OD}, qui postule la stricte invariance de l'association statistique entre origine et position sociale, et s'écrit :

$$\text{Log}(m_{caij}) = \lambda + \lambda_c^C + \lambda_a^A + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{ca}^{CA} + \lambda_{ci}^{CO} + \lambda_{cj}^{CD} + \lambda_{ai}^{AO} + \lambda_{aj}^{AD} + \lambda_{cai}^{CAO} + \lambda_{caj}^{CAD} + \lambda_{ij}^{OD}$$

Tout en reproduisant parfaitement les marges observées de chacune des tables de mobilité, un tel modèle implique en effet :

$$\text{Log}(od_{ca}) = \lambda_{ij}^{OD} + \lambda_{i'j'}^{OD} - \lambda_{ij'}^{OD} - \lambda_{i'j}^{OD}$$

Puis nous utilisons de manière systématique le modèle log-multiplicatif de différence uniforme – ou Unidiff – (Erikson et Goldthorpe, 1992 ; Xie, 1992) qui autorise l'association statistique entre origine et position sociales à être uniformément plus faible ou plus forte d'une table de mobilité à une autre.

Par exemple, supposer que la force générale du lien OD, ou encore le niveau de la fluidité sociale, a pu varier selon la cohorte de naissance correspond au modèle log-multiplicatif noté {CAO CAD β_c OD} qui s'écrit :

$$\text{Log}(m_{caij}) = \lambda + \lambda_c^C + \lambda_a^A + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{ca}^{CA} + \lambda_{ci}^{CO} + \lambda_{cj}^{CD} + \lambda_{ai}^{AO} + \lambda_{aj}^{AD} + \lambda_{cai}^{CAO} + \lambda_{caj}^{CAD} + \beta_c \lambda_{ij}^{OD}$$

Un tel modèle implique en effet : $\text{Log}(od_{ca}) = \beta_c (\lambda_{ij}^{OD} + \lambda_{i'j'}^{OD} - \lambda_{ij'}^{OD} - \lambda_{i'j}^{OD})$.

β_c étant conventionnellement fixé à 1 pour la première cohorte, le fait que le paramètre estimé pour une cohorte ultérieure soit supérieur à 1 (respectivement, inférieur à 1) s'interprétera comme le fait que l'association statistique entre origine et position sociales y est plus forte (respectivement, plus faible), c'est-à-dire que la fluidité sociale y est plus faible (respectivement, plus forte) que dans la première cohorte.

Au-delà de cette variation éventuelle au fil des cohortes, supposer que, de surcroît et de manière indépendante, le niveau de la fluidité sociale a pu varier au fil de l'avancée en âge correspond au modèle log-multiplicatif noté {CAO CAD $\beta_c \beta_a$ OD} qui s'écrit :

$$\text{Log}(m_{caij}) = \lambda + \lambda_c^C + \lambda_a^A + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{ca}^{CA} + \lambda_{ci}^{CO} + \lambda_{cj}^{CD} + \lambda_{ai}^{AO} + \lambda_{aj}^{AD} + \lambda_{cai}^{CAO} + \lambda_{caj}^{CAD} + (1 + \beta_c + \beta_a) \lambda_{ij}^{OD}$$

Un tel modèle implique en effet : $\text{Log}(od_{ca}) = (1 + \beta_c + \beta_a) (\lambda_{ij}^{OD} + \lambda_{i'j'}^{OD} - \lambda_{ij'}^{OD} - \lambda_{i'j}^{OD})$.

Ici, les paramètres β_c et β_a s'interprètent comme des déviations par rapport à une modalité de référence – respectivement la première cohorte et le groupe d'âge *middle* – pour laquelle ils prennent la valeur 0.

De même, relaxer l'hypothèse précédente que les effets de la cohorte et du groupe d'âge sur le niveau de la fluidité sociale sont indépendants correspond au modèle log-multiplicatif noté {CAO CAD β_{ca} OD} qui s'écrit :

$$\text{Log}(m_{caij}) = \lambda + \lambda_c^C + \lambda_a^A + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{ca}^{CA} + \lambda_{ci}^{CO} + \lambda_{cj}^{CD} + \lambda_{ai}^{AO} + \lambda_{aj}^{AD} + \lambda_{cai}^{CAO} + \lambda_{caj}^{CAD} + \beta_{ca} \lambda_{ij}^{OD}$$

Un tel modèle implique en effet : $\text{Log}(od_{ca}) = \beta_{ca} (\lambda_{ij}^{OD} + \lambda_{i'j'}^{OD} - \lambda_{ij'}^{OD} - \lambda_{i'j}^{OD})$.

Les modèles estimés ci-dessous sont identiques à ceux qui viennent d'être décrits ou en constituent des variations. Ils seront présentés au sein des tableaux à partir de leur notation symbolique. On rappellera enfin que, du fait du plan d'observation décrit par le Tableau 1a, les analyses des tableaux CSOD et CAOD sont équivalentes, puisque les données des tableaux CSOD et CAOD sont strictement identiques et ne diffèrent que par un réarrangement des tables de mobilité sociale étudiées.

4.2. Variation du lien OD (Tableau 6)

Modèle		G^2	ddl	p	$\Delta(\%)$	Bic
1.	CO CD OD	451.90	180	.000	2.64	-1542.34
2.	CO CD β_C OD	396.63	175	.000	2.40	-1542.21
	Différence 1-2	55.27	5	.000		
	β_C 1 (1906-24)	1.103 (.027)	1.022 (.026)	0.954 (.025)	0.965 (.030)	0.900 (.036)
3.	CSO CSD OD	1147.06	684	.000	4.19	-6431.03
4.	CSO CSD β_C OD	1090.18	679	.000	4.04	-6432.52
	Différence 3-4	56.88	5	.000		
	β_C 1 (1906-24)	1.105 (.027)	1.030 (.026)	0.958 (.025)	0.961 (.030)	0.897 (.036)
5.	CSO CSD $\beta_C\beta_A$ OD	1033.20	675	.000	3.93	-6445.18
	Différence 4-5	56.98	4	.000		
	β_C (déviation) 0 (1906-24)	+0.072	-0.029	-0.108	-0.089	-0.191
	β_A (déviation) 0 (middle)	-0.019 (old)	-0.097 (old+)	+0.073 (young)	+0.187 (young+)	
6.	CSO CSD $\beta_C\beta_A\beta_S$ OD	1030.05	671	.000	3.92	-6404.01
	Différence 5-6	3.15	4	ns		
7.	CSO CSD β_{CA} OD	1020.85	665	.000	3.90	-6346.74
	Différence 5-7	12.35	10	ns		

Sur le tableau à trois dimensions COD, le modèle Unidiff détecte une augmentation significative et relativement légère de la fluidité sociale au fil des cohortes de naissance (Modèle 2). Fixé à 1 pour la cohorte 1906-1924, le paramètre log-multiplicatif est estimé à 1,10 pour la suivante, puis décline jusqu'à 0,90 pour la cohorte 1965-1973.

Ce résultat est confirmé sur le tableau à quatre dimensions CSOD avec des estimations presque identiques (Modèle 4). En outre, l'ajustement aux données est significativement amélioré en combinant, de manière additive, des effets Unidiff sur l'âge et la cohorte (Modèle 5). Les paramètres log-multiplicatifs relatifs aux groupes d'âge indiquent que la fluidité sociale est plus forte – ou que l'association entre origine et position sociales tend à être plus faible – lorsque la position sociale des répondants est observée à un âge plus avancé. Incorporer cet effet Unidiff sur l'âge amplifie aussi l'effet Unidiff sur la cohorte, c'est-à-dire révèle une augmentation plus forte de la fluidité sociale : fixé à 1 pour la cohorte 1906-1924, le paramètre log-multiplicatif est estimé à 1,07 pour la suivante, puis décline désormais jusqu'à 0,81 pour la cohorte 1965-1973.

En partant du Modèle 5, le Modèle 6 établit qu'il n'est pas nécessaire d'ajouter un effet Unidiff supplémentaire sur l'enquête (ou la période), et le Modèle 7 montre qu'il n'est pas non plus utile d'aller au-delà de la simple combinaison additive des effets Unidiff sur l'âge et la cohorte.

Au total, sur le tableau CSOD, la statistique Bic sélectionne le Modèle 5. Nous concluons donc que le lien entre origine et position sociales s'est un peu distendu dans la société française, les cohortes récentes étant observées comme « plus fluides » que les cohortes anciennes. Le même lien se distend également au fil de l'avancée en âge. Enfin, l'amplitude des paramètres log-multiplicatifs estimés suggère que les variations de la fluidité sociale selon la cohorte d'une part, et l'âge d'autre part, sont d'ampleur comparable.

4.3. Variation du lien OE (Tableau 7)

Modèle		G^2	ddl	p	$\Delta(\%)$	Bic
1.	CO CE OE	810.23	150	.000	3.49	-851.63
2.	CO CE β_C OE	620.53	145	.000	3.15	-985.93
	Différence 1-2	189.70	5	.000		
	β_C 1 (1906-24)	1.027 (.034)	0.885 (.029)	0.751 (.025)	0.717 (.030)	0.705 (.037)
3.	CSO CSE OE	1390.49	570	.000	4.52	-4924.58
4.	CSO CSE β_C OE	1201.60	565	.000	4.20	-5058.08
	Différence 3-4	188.89	5	.000		
	β_C 1 (1906-24)	1.031 (.034)	0.893 (.029)	0.755 (.026)	0.718 (.030)	0.707 (.037)
5.	CSO CSE $\beta_C\beta_A$ OE	1187.91	561	.000	4.19	-5027.45
	Différence 4-5	13.69	4	.008		
	β_C (déviation) 0 (1906-24)	+0.029	-0.113	-0.265	-0.289	-0.293
	β_A (déviation) 0 (middle)	+0.035 (old)	-0.077 (old+)	+0.003 (young)	+0.082 (young+)	
6.	CSO CSE $\beta_C\beta_A\beta_S$ OE	1177.82	557	.000	4.18	-4993.23
	Différence 5-6	10.09	4	.039		
7.	CSO CSE β_{CA} OE	1165.98	551	.000	4.15	-4938.59
	Différence 5-7	21.93	10	.016		

Sur le tableau à trois dimensions COE, le modèle Unidiff détecte, au fil des cohortes de naissance, une diminution hautement significative et relativement marquée de la force du lien entre origine sociale et niveau d'éducation obtenu (Modèle 2). Fixé à 1 pour la cohorte 1906-1924, le paramètre log-multiplicatif est estimé à 1,03 pour la cohorte 1925-1934, puis décline assez fortement pour les deux suivantes (0,89 et 0,75). La réduction de l'inégalité des chances devant l'enseignement en France a donc surtout concerné les cohortes 1935-1944 et 1945-1954, puis elle a très nettement marqué le pas dans les deux cohortes les plus récentes.

Ce résultat est confirmé sur le tableau à quatre dimensions CSOE avec des estimations presque identiques (Modèle 4). Au-delà, l'ajustement aux données n'est que marginalement amélioré en combinant, de manière additive, un effet Unidiff sur l'âge avec celui sur la cohorte (Modèle 5). Alors que les paramètres log-multiplicatifs relatifs aux cohortes sont quasiment inchangés, ceux concernant l'âge montrent que, comparativement aux trois autres groupes, le lien entre origine sociale et niveau d'éducation est légèrement plus faible (respectivement, plus fort) lorsque les répondants appartiennent au groupe le plus âgé (respectivement, le plus jeune). Ce pattern est cohérent avec ce que l'on a montré plus haut (section 2.2) à propos de la variation dans la déclaration du niveau d'éducation obtenu.

En partant du Modèle 5 et de nouveau, la qualité de l'ajustement aux données n'est que marginalement améliorée en autorisant un effet Unidiff supplémentaire relatif à l'enquête (ou la période) (Modèle 6), ou encore en allant au-delà de la simple combinaison additive des effets Unidiff sur l'âge et la cohorte (Modèle 7).

Au total, sur le tableau CSOE, la statistique Bic sélectionne le Modèle 4. Nous concluons donc que le lien entre origine sociale et niveau d'éducation s'est distendu dans la société française, la réduction de l'inégalité des chances devant l'enseignement ayant surtout concerné les générations nées entre 1935 et 1954. Au-delà de cette variation – irrégulière – selon la cohorte de naissance, effet d'âge et effet d'enquête (ou de période) apparaissent faibles et marginalement significatifs de sorte qu'ils peuvent vraisemblablement être négligés.

4.4. Variation du lien ED (Tableau 8)

Modèle		G^2	ddl	p	$\Delta(\%)$	Bic
1. CE CD ED		762.16	150	.000	2.95	-899.70
2. CE CD β_C ED		700.85	145	.000	2.67	-905.62
	Différence 1-2	61.31	5	.000		
	β_C 1 (1906-24)	1.012 (.029)	0.937 (.025)	0.865 (.023)	0.888 (.028)	0.853 (.032)
3. CSE CSD ED		1534.80	570	.000	4.16	-4780.27
4. CSE CSD β_C ED		1473.09	565	.000	3.98	-4786.59
	Différence 3-4	61.71	5	.000		
	β_C 1 (1906-24)	1.014 (.029)	0.937 (.026)	0.866 (.023)	0.888 (.028)	0.850 (.032)
5. CSE CSD $\beta_C\beta_A$ ED		1373.05	561	.000	3.79	-4842.31
	Différence 4-5	100.04	4	.000		
	β_C (déviation) 0 (1906-24)	-0.020	-0.107	-0.191	-0.172	-0.247
	β_A (déviation) 0 (middle)	-0.059 (old)	-0.162 (old+)	+0.071 (young)	+0.136 (young+)	
6. CSE CSD $\beta_C\beta_A\beta_S$ ED		1361.62	557	.000	3.72	-4809.42
	Différence 5-6	11.43	4	.022		
7. CSE CSD β_{CA} ED		1356.34	551	.000	3.72	-4748.23
	Différence 5-7	16.71	10	.081		

Sur le tableau à trois dimensions CED, le modèle Unidiff détecte, au fil des cohortes de naissance, une diminution significative et d'amplitude modérée de la force du lien entre niveau d'éducation obtenu et position sociale occupée (Modèle 2). Fixé à 1 pour la cohorte 1906-1924, le paramètre log-multiplicatif est estimé à 1,01 pour la cohorte 1925-1934, puis décline jusqu'à 0,87 pour la cohorte 1945-1954 et demeure ensuite assez stable.

Ce résultat est confirmé sur le tableau à quatre dimensions CSED avec des estimations presque identiques (Modèle 4). En outre, l'ajustement aux données est très significativement amélioré en combinant, de manière additive, des effets Unidiff sur l'âge et la cohorte (Modèle 5). Les paramètres log-multiplicatifs relatifs aux groupes d'âge révèlent que le lien entre niveau d'éducation obtenu et position sociale occupée tend à être plus faible lorsque les répondants sont observés à un âge plus avancé. Incorporer cet effet Unidiff sur l'âge amplifie aussi l'effet Unidiff sur la cohorte, c'est-à-dire révèle un affaiblissement plus marqué du lien entre éducation et position occupée : fixé à 1 pour la cohorte 1906-1924, le paramètre log-multiplicatif est estimé à 0,98 pour la suivante, puis décline assez régulièrement jusqu'à 0,75 pour la cohorte 1965-1973.

En partant du Modèle 5, la qualité de l'ajustement aux données n'est que marginalement améliorée en autorisant un effet Unidiff supplémentaire relatif à l'enquête (ou la période) (Modèle 6), ou encore en allant au-delà de la simple combinaison additive des effets Unidiff sur l'âge et la cohorte (Modèle 7).

Au total, sur le tableau CSED, la statistique Bic sélectionne le Modèle 5. Nous concluons donc que le lien entre niveau d'éducation et position sociale occupée s'est distendu dans la société française, surtout pour les cohortes nées à partir de 1945. Le même lien se distend également au fil de l'avancée en âge. Enfin, l'amplitude des paramètres log-multiplicatifs estimés suggère que les variations de l'association entre éducation et position sociale sont un peu plus fortes selon l'âge que selon la cohorte.

4.5. Interaction entre O, E et D (Tableau 9)

Modèle		G^2	ddl	p	$\Delta(\%)$	Bic
1.	COE CD	45201.85	1476	.000	31.09	28849.13
2.	COE CD OD	23437.83	1440	.000	19.61	7483.96
3.	COE CD ED	16082.45	1446	.000	15.82	62.10
4.	COE CD OD ED	2653.32	1410	.000	5.62	-12968.18
5.	COE CD β_E OD ED	2579.14	1405	.000	5.54	-12986.96
	Différence 4-5	74.18	5	.000		
	β_E	1 (1ab)	0.913 (1c)	0.879 (2ab)	0.730 (2c)	0.774 (3a)
		(.027)	(.029)	(.039)	(.060)	0.585 (3b)
					(.060)	

L'analyse élémentaire du tableau COED indique, comme attendu, que la position sociale occupée dépend davantage du niveau d'éducation atteint (Modèle 3) que de l'origine sociale (Modèle 2). Au-delà de la prise en compte simultanée de ces deux effets (Modèle 4), la qualité de l'ajustement aux données est significativement améliorée en autorisant une interaction entre O, E et D. Plus précisément, le Modèle 5 établit que la force de l'association partielle – ou du lien « direct » – entre origine et position sociales varie selon le niveau d'éducation. Atteignant sa valeur maximale pour les individus ayant au plus obtenu un diplôme de l'enseignement élémentaire (1ab), elle décline ensuite de manière presque monotone et atteint son minimum pour les titulaires d'un diplôme final de l'enseignement supérieur (3b). Cette interaction est robuste et son existence peut aussi être mise en évidence sur le tableau CAOED, y compris après que l'on a pris en compte le fait que la force du lien OD est aussi susceptible de varier log-multiplicativement selon le groupe d'âge.

Des analyses complémentaires, non détaillées ici, des tableaux COED et CAOED établissent enfin que la force de l'association partielle – c'est-à-dire, à origine sociale contrôlée – entre niveau d'éducation et position sociale occupée a, en comparaison des cohortes anciennes, un peu décliné pour celles nées à partir de 1945. Elles suggèrent aussi qu'après une première baisse, la force du lien « direct » entre origine et position sociales pourrait avoir connu une inflexion à la hausse pour les cohortes 1955-1964 et 1965-1973. Surtout, l'analyse du tableau CAOED confirme l'existence des effets d'âge établis dans les sections précédentes. D'une part, l'association partielle entre éducation et position sociale s'affaiblit avec l'avancée en âge et dans la carrière. D'autre part, le lien « direct » entre origine et position sociales s'atténue au fil de la vie professionnelle.

5. Mécanismes explicatifs de l'augmentation de la fluidité sociale au fil des cohortes de naissance

La section 4.2 a établi que l'association statistique *totale* entre origine et position sociales a quelque peu décliné au fil des cohortes, c'est-à-dire que le niveau général de la fluidité sociale a un peu augmenté. La réduction de l'inégalité des chances devant l'enseignement (section 4.3) est susceptible de constituer un premier élément d'explication. L'expansion de l'enseignement au fil des cohortes en fournit un second du fait de l'effet de composition qu'elle produit : elle accroît en effet le poids relatif des catégories plus diplômées pour lesquelles, comme on vient de le voir (section 4.5), le lien « direct » entre origine et position sociales est tendanciellement plus faible. La variation, au fil des cohortes, des associations partielles entre niveau d'éducation et position sociale d'une part, origine et position sociales d'autre part, forme encore deux éléments d'explication potentiellement influents. En adoptant une méthodologie proposée par Breen (2010), il est possible de préciser l'importance relative de ces quatre mécanismes explicatifs au fil des cohortes de naissance. Pour des raisons de simplicité d'exposition, on débutera l'analyse en négligeant les effets d'âge (section 5.1) avant de les prendre en compte explicitement (section 5.2).

5.1. Sur le tableau COED, i.e. en négligeant les effets d'âge

5.1.1. Méthodologie

Partons d'un modèle à deux équations que l'on nommera *Baseline* et qui postule qu'aucune variation relative aux cohortes et liée aux quatre mécanismes explicatifs n'est intervenue : selon la première équation, le niveau d'éducation atteint ne dépend que de l'origine sociale ; selon la seconde équation,

la position sociale occupée dépend de la cohorte d'une part, de l'origine sociale, du niveau d'éducation atteint et de leur interaction d'autre part. Un tel modèle peut s'écrire :

```
* Baseline model of no interesting change over cohorts (no C change)
* mod E/CO {OE}
*   D/COE {CD OED}
```

À partir des effectifs estimés sous ce modèle, il est possible de construire le tableau COD impliqué, puis d'estimer le modèle Unidiff qui autorise une variation du lien entre origine et position sociales au fil des cohortes. En d'autres termes, on simule ici ce qu'impliquent les hypothèses du modèle *Baseline* en termes de variation de la fluidité sociale.

Le deuxième modèle, que l'on nommera *Expand*, ajoute l'association CE dans la première équation, c'est-à-dire prend en compte l'expansion de l'enseignement :

```
* In addition, there is educational expansion over cohorts (adding CE)
* mod E/CO {OE CE}
*   D/COE {CD OED}
```

En raison de la présence de l'interaction OED dans la deuxième équation, ce modèle permettra donc de simuler la variation de la fluidité sociale due à la *seule* expansion de l'enseignement. Comme précédemment et comme pour les modèles ultérieurs, cela sera accompli en construisant le tableau COD impliqué par *Expand*, puis en lui ajustant le modèle Unidiff qui autorise une variation du lien entre origine et position sociales au fil des cohortes.

Le troisième modèle, que l'on nommera *Equalize*, ajoute l'interaction COE dans la première équation, c'est-à-dire prend en compte la variation de l'inégalité des chances devant l'enseignement :

```
* In addition, there is educational equalization over cohorts (adding COE)
* mod E/CO {COE}
*   D/COE {CD OED}
```

Par l'ajustement du modèle Unidiff au tableau COD impliqué par *Equalize*, on rendra donc visible la variation *additionnelle* de la fluidité sociale due à la réduction des inégalités devant l'école.

Le quatrième modèle, que l'on nommera *EducReturn*, ajoute l'interaction CED dans la seconde équation, c'est-à-dire autorise une variation cohortale du lien entre niveau d'éducation et position occupée :

```
* In addition, there is change in educational returns over cohorts (adding CED)
* mod E/CO {COE}
*   D/COE {CD OED CED}
```

En procédant de même, on fera donc apparaître la variation additionnelle de la fluidité sociale liée à ce seul effet.

Le cinquième modèle, que l'on nommera *OriginReturn*, ajoute l'interaction COD dans la seconde équation, c'est-à-dire autorise une variation cohortale du lien « direct » entre origine et position sociales :

```
* In addition, there is change in (direct) origin-destination association over cohorts (adding COD)
* mod E/CO {COE}
*   D/COE {CD OED CED COD}
```

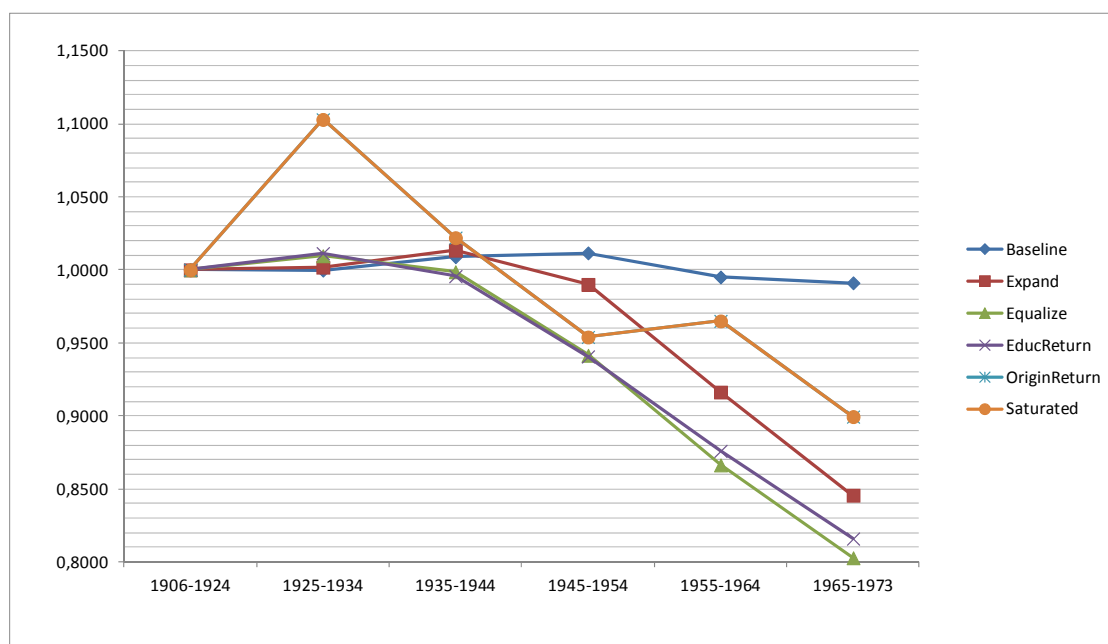
En procédant de même, on fera donc apparaître ici la variation additionnelle de la fluidité sociale liée à ce seul effet.

Enfin le dernier modèle (*Saturated*) sature le modèle de la seconde équation et, de ce fait, l'ajustement du modèle Unidiff au tableau COD qu'il implique rend visible la variation *observée* de la fluidité sociale au fil des cohortes :

```
* Finally, the saturated model (adding COED)
* mod E/CO {COE}
*   D/COE {COED}
```

Notons en conclusion que l'ordre d'introduction des quatre mécanismes explicatifs est fortement contraint. D'une part, *Expand* doit précéder *Equalize* car, dans l'ordonnancement hiérarchique des modèles log-linéaires, il est impossible d'introduire l'interaction COE avant que CE ne figure dans le modèle. D'autre part, *OriginReturn* doit correspondre au dernier mécanisme introduit puisque, par construction, le tableau COD qu'il implique est rigoureusement identique au tableau observé. Il s'ensuit que, dans la Figure 1, les deux dernières analyses, *OriginReturn* et *Saturated*, sont confondues.

5.1.2. Résultats (Figure 1)



En comparaison des cohortes antérieures, la légère augmentation de la fluidité sociale qui caractérise la cohorte 1945-1954 est une conséquence de l'expansion de l'éducation (*Expand*), mais surtout de la réduction des inégalités devant l'école (*Equalize*), la variation du lien entre éducation et position occupée (*EducReturn*) et celle du lien « direct » entre origine et position sociales (*OriginReturn*) ayant en elles-mêmes une influence presque négligeable.

Dans les cohortes postérieures – 1955-1964 et 1965-1973 – l'expansion de l'éducation devient le facteur dominant et la réduction des inégalités devant l'école le facteur secondaire pour expliquer l'augmentation de la fluidité sociale. Dans ces cohortes récentes, la variation du lien entre éducation et position occupée a de nouveau une influence négligeable. En revanche, la variation du lien « direct » entre origine et position sociales produit un effet marqué et *dans la direction opposée*. En d'autres termes, elle réduit très sensiblement la croissance de la fluidité sociale qui aurait été produite par les seuls deux premiers facteurs – expansion et démocratisation de l'enseignement.

Ainsi, la réduction des inégalités devant l'école paraît fournir l'explication centrale de la croissance de la fluidité sociale pour la cohorte 1945-1954. Par contraste, l'expansion de l'enseignement devient le facteur explicatif clé dans les cohortes plus récentes.

Enfin, ce qui retient l'attention dans cette analyse et pour les deux dernières cohortes, c'est aussi le degré auquel la variation de l'effet « direct » de l'origine sociale – c'est-à-dire son renforcement – élimine une part substantielle de la croissance de la fluidité sociale produite par l'expansion de l'enseignement en premier lieu, par la réduction des inégalités devant l'école en second lieu. Il faut toutefois rappeler que la présente analyse a pour limite de ne pas prendre en compte les effets d'âge alors que ceux-ci sont susceptibles d'affecter cette dernière conclusion puisque les cohortes 1955-1964 et 1965-1973 sont en moyenne observées à un âge plus jeune que les précédentes.

5.2. Sur le tableau CAOED, i.e. avec les effets d'âge

5.2.1. Méthodologie

La logique générale de l'analyse est identique à celle exposée plus haut, à cette différence près que tous les modèles autorisent désormais des effets et variations systématiques selon l'âge. Ils s'écrivent donc :

Baseline

* Baseline model of no interesting change over cohorts (no C change)
* mod E/CAO {AOE}
* D/CAOE {CAD AOED}

Expand

* In addition, there is educational expansion over cohorts (adding CE)
* mod E/CAO {AOE CE}
* D/CAOE {CAD AOED}

Equalize

* In addition, there is educational equalization over cohorts (adding COE)
* mod E/CAO {AOE COE}
* D/CAOE {CAD AOED}

EducReturn

* In addition, there is change in educational returns over cohorts (adding CED)
* mod E/CAO {AOE COE}
* D/CAOE {CAD AOED CED}

OriginReturn

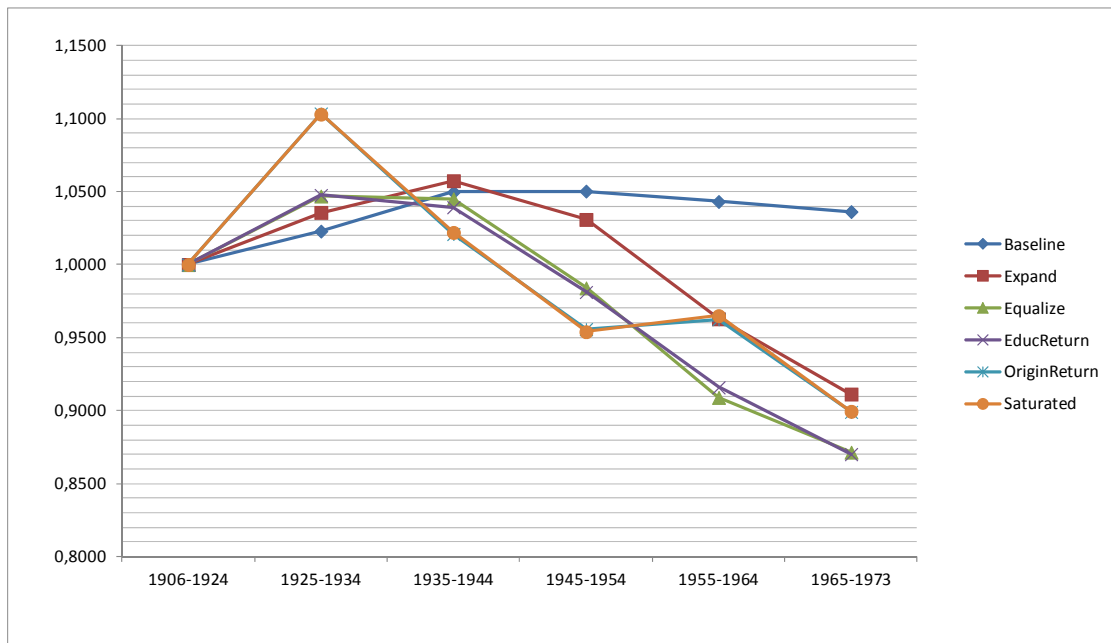
* In addition, there is change in (direct) origin-destination association over cohorts (adding COD)
* mod E/CAO {AOE COE}
* D/CAOE {CAD AOED CED COD}

Saturated

* Finally, the saturated model (adding CAO and CAOD)
* mod E/CAO {CAOE}
* D/CAOE {CAOD}

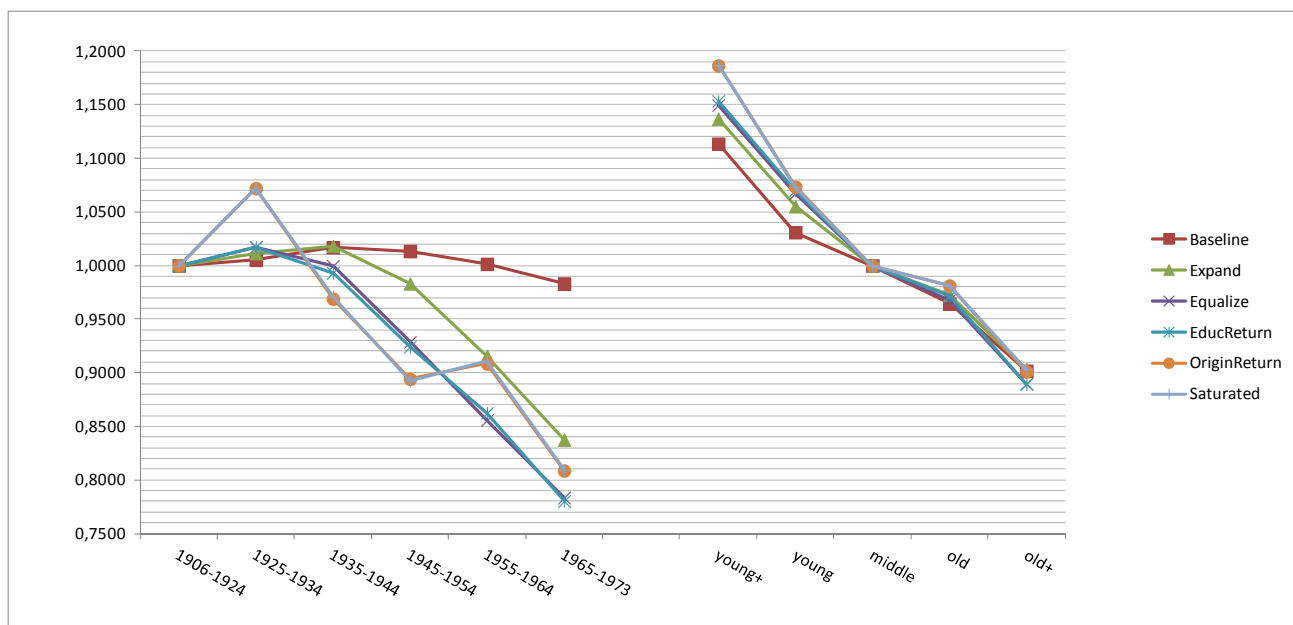
Par ailleurs, la simulation de la variation de la fluidité sociale qu'implique chaque modèle peut être effectuée comme précédemment sur le tableau COD impliqué (Figure 2), ou bien sur le tableau CAOD impliqué en autorisant alors une combinaison additive des effets Unidiff sur la cohorte et l'âge (Figure 3).

5.2.2. Résultats (Figures 2 et 3)



Dans cette première variante, la contribution des quatre mécanismes explicatifs à la variation de la fluidité sociale est, comme précédemment, évaluée à partir des tableaux COD impliqués. De manière générale, les résultats et commentaires précédents sont confirmés et apparaissent donc robustes. On relèvera néanmoins une nuance importante. Même si, dans les deux dernières cohortes, la variation de l'effet « direct » de l'origine sociale opère encore dans la direction d'une *diminution* de la fluidité sociale, l'amplitude de l'effet est nettement réduite – environ de moitié – lorsque l'analyse prend en compte les effets d'âge.

Au total et selon cette analyse, on peut donc avancer que, dans les cohortes nées après 1954, l'effet négatif de la variation du lien « direct » entre origine et position sociales élimine l'effet positif associé à la réduction des inégalités devant l'école, de sorte que la croissance observée de la fluidité sociale est à peu près semblable au changement qui aurait été produit par la *seule* expansion de l'enseignement et l'effet de structure qui l'accompagne. Enfin, alors que la variation de l'effet « direct » du milieu d'origine tend à réduire la fluidité sociale dans les cohortes nées à partir de 1955, on peut relever que le même facteur a un effet modeste, mais *opposé* – c'est-à-dire contribuant à une augmentation de la fluidité sociale – dans les cohortes nées entre 1935 et 1954.



Dans cette dernière variante, la contribution des quatre mécanismes explicatifs à la variation de la fluidité sociale est évaluée à partir des tableaux CAOD impliqués : le changement au fil des cohortes et le changement au fil des groupes d'âge sont donc analysés simultanément en combinant, de manière additive, les effets Unidiff relatifs à la cohorte et à l'âge.

Pour ce qui concerne les cohortes, tous les commentaires précédents sont confirmés. En particulier, on relève encore l'inversion de la contribution de l'effet « direct » du milieu d'origine, entre les cohortes 1935-1954 – où elle tend à augmenter la fluidité sociale – et les cohortes 1955-1973 – où elle tend à la réduire. De même, comme précédemment et par comparaison à la première analyse, l'ampleur de ce tout dernier effet est assez nettement diminuée après prise en compte des effets d'âge.

Pour ce qui concerne les groupes d'âge qui ont ici le statut de variable de contrôle, les différentes simulations reproduisent le même pattern de façon robuste : la variation de la fluidité sociale au fil des groupes d'âge suggère nettement que cette dernière augmente avec l'avancement dans la carrière professionnelle ; par ailleurs, l'ampleur de l'évolution correspondante apparaît au moins aussi importante que celle intervenue des cohortes les plus anciennes aux plus récentes.

Enfin et de manière assez rassurante, la variation de la fluidité sociale au fil des groupes d'âge est peu affectée par l'introduction progressive des quatre mécanismes explicatifs au fil des cohortes dans les données simulées. On peut néanmoins relever que l'expansion de l'enseignement, sa démocratisation, l'évolution du lien entre éducation et position occupée, enfin la variation de l'effet « direct » de l'origine sociale semblent avoir accru la distance, en termes de fluidité sociale, entre les deux groupes les plus jeunes – observés comme moins fluides – et les trois autres.

Bibliographie

- Baudelot C. (1989), « L'âge rend-il plus savant ? Un exemple de biais de réponse dans les enquêtes » in L'Hardy P., Thélot C. (dir.), *Les ménages. Mélanges en l'honneur de Jacques Desabie*, Paris, Insee, pp. 159-173.
- Baudelot C., Gollac M. (1997), « Le salaire du trentenaire : question d'âge ou de génération ? », *Économie et Statistique*, 304-305, pp. 17-35.
- Brauns H., Steinmann S. (1999), « Educational reform in France, West-Germany and the United Kingdom: updating the CASMIN educational classification », *ZUMA-Nachrichten*, 44, pp. 7-44.
- Breen R. (2010), « Educational Expansion and Social Mobility in the Twentieth Century », *Social Forces*, 89(2), pp. 365-388.
- Chauvel L. (1998a), « La seconde explosion scolaire : diffusion des diplômes, structure sociale et valeur des titres », *Revue de l'OFCE*, 66, pp. 5-36.
- Chauvel L. (1998b), *Le destin des générations. Structure sociale et cohortes en France au XX^e siècle*, Paris, Presses Universitaires de France.
- Erikson R., Goldthorpe J. H. (1992), *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford, Clarendon Press.
- Goldthorpe J. H., Portocarero L. (1981), « La mobilité sociale en France, 1953-1970. Nouvel examen », *Revue française de sociologie*, 22(2), pp. 151-166.
- Hout M. (1988), « More Universalism, Less Structural Mobility: the American Occupational Structure in the 1980s », *American Journal of Sociology*, 93(6), pp. 1358-1400.
- Koubi M. (2003), « Les trajectoires professionnelles : une analyse par cohorte », *Économie et Statistique*, 369-370, pp. 119-147.
- Peugny C. (2007), « Éducation et mobilité sociale : la situation paradoxale des générations nées dans les années 1960 », *Économie et Statistique*, 410, pp. 23-45.
- Thélot C. (1976), « Origine et position sociales : faits et interprétation », *Économie et Statistique*, 81-82, pp. 73-88.
- Thélot C. (1982), *Tel père, tel fils ? Position sociale et origine familiale*, Paris, Dunod.
- Thélot C., Vallet L.-A. (2000), « La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle », *Économie et Statistique*, 334, pp. 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 de l'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(1), pp. 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 Breen R. (ed.), *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, pp. 115-147.
- Vallet L.-A. (2014), « Mobilité observée et fluidité sociale en France de 1977 à 2003 », *Idées économiques et sociales*, 175, pp. 6-17.
- Vallet L.-A., Selz M. (2007), « Évolution historique de l'inégalité des chances devant l'école : des méthodes et des résultats revisités », *Éducation et Formations*, 74, pp. 65-74.
- Xie Y. (1992), « The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables », *American Sociological Review*, 57(3), pp. 380-395.

Tableau A1 – Variation des destinées scolaires selon l'origine sociale, au fil des cohortes

Class Origin I - Distribution of Education by Cohort

C	E						Total
	Row Pct	1ab	1c	2ab	2c	3a	
1906-24		26.38	5.62	15.65	16.55	2.95	32.85
1925-34		26.17	6.26	16.25	12.41	5.60	33.31
1935-44		12.85	7.43	17.89	12.83	7.61	41.39
1945-54		9.59	6.51	14.21	15.07	13.76	40.85
1955-64		8.97	4.52	16.69	17.21	16.80	35.82
1965-73		6.37	3.65	10.35	17.73	17.11	44.79

Class Origin II - Distribution of Education by Cohort

C	E						Total
	Row Pct	1ab	1c	2ab	2c	3a	
1906-24		34.78	8.05	21.37	20.87	1.47	13.46
1925-34		34.95	15.24	16.19	11.83	5.13	16.66
1935-44		27.09	17.72	20.75	9.41	6.32	18.71
1945-54		18.87	14.08	19.34	13.99	12.04	21.67
1955-64		11.14	10.80	23.94	16.91	17.72	19.50
1965-73		5.64	5.02	19.63	21.62	18.02	30.07

Class Origin IIIa - Distribution of Education by Cohort

C	E						Total
	Row Pct	1ab	1c	2ab	2c	3a	
1906-24		62.15	9.82	15.14	7.94	0.86	4.09
1925-34		52.98	19.53	14.24	4.85	1.86	6.54
1935-44		35.32	24.61	18.12	7.44	5.75	8.76
1945-54		29.97	24.61	17.59	12.57	5.37	9.89
1955-64		24.96	20.54	24.55	12.15	9.38	8.43
1965-73		14.05	8.74	26.11	24.90	12.04	14.16

Class Origin IVab - Distribution of Education by Cohort

C	E						Total
	Row Pct	1ab	1c	2ab	2c	3a	
1906-24		71.24	6.28	11.42	5.65	0.78	4.62
1925-34		61.65	13.21	13.30	5.24	0.98	5.61
1935-44		42.57	22.87	15.66	5.67	3.31	9.93
1945-54		31.06	22.78	17.53	9.44	7.78	11.42
1955-64		22.46	17.88	26.33	11.35	11.02	10.97
1965-73		16.91	13.98	21.99	15.49	15.22	16.42

Class Origin IVc - Distribution of Education by Cohort

C	E						Total
	Row Pct	1ab	1c	2ab	2c	3a	
1906-24		91.15	3.01	2.65	1.90	0.31	0.98
1925-34		90.56	4.46	2.73	1.08	0.15	1.02
1935-44		75.12	13.84	5.90	1.91	1.13	2.11
1945-54		48.78	24.13	15.02	5.45	3.22	3.39
1955-64		32.30	20.23	27.78	9.71	5.74	4.25
1965-73		19.04	15.79	27.20	18.75	12.07	7.14

Class Origin V-VI - Distribution of Education by Cohort

C	E						Total
	Row Pct	1ab	1c	2ab	2c	3a	
1906-24		73.20	10.83	10.63	3.55	0.24	1.55
1925-34		66.97	19.28	9.19	2.11	0.79	1.66
1935-44		49.95	28.60	11.85	3.66	2.40	3.53
1945-54		40.98	28.19	15.54	6.88	4.24	4.17
1955-64		31.37	25.67	22.30	9.89	5.91	4.87
1965-73		22.85	15.07	25.84	14.36	11.98	9.89

Class Origin VIIab-IIIb - Distribution of Education by Cohort

C	E						Total
	Row Pct	1ab	1c	2ab	2c	3a	
1906-24		85.52	7.54	4.43	1.90	0.12	0.48
1925-34		78.16	14.75	5.04	1.00	0.36	0.70
1935-44		62.75	24.28	7.78	2.00	1.54	1.64
1945-54		52.96	26.46	11.54	4.03	2.58	2.43
1955-64		42.62	25.18	19.71	6.12	3.68	2.70
1965-73		34.29	18.80	24.40	10.14	7.53	4.85

Tableau A2 – Variation des rendements sociaux de l'éducation, au fil des cohortes

Education 1ab - Distribution of Class Destination by Cohort

C	D							Total
		I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	
Row Pct								
1906-24		2.87	3.64	5.53	12.28	16.86	25.34	33.49
1925-34		3.09	3.73	5.03	10.18	14.63	30.82	32.52
1935-44		3.27	3.90	5.99	9.15	8.72	35.19	33.78
1945-54		2.74	4.02	6.64	8.09	4.69	39.37	34.45
1955-64		1.10	2.91	5.45	6.26	3.04	36.71	44.54
1965-73		0.75	1.82	4.13	5.80	1.96	37.82	47.73

Education 1c - Distribution of Class Destination by Cohort

C	D							Total
		I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	
Row Pct								
1906-24		8.41	9.69	7.56	12.73	3.17	46.17	12.28
1925-34		7.30	7.71	6.45	15.72	2.67	47.45	12.70
1935-44		6.27	8.14	6.38	15.93	3.56	46.68	13.04
1945-54		4.36	7.96	6.29	13.61	5.01	46.84	15.94
1955-64		2.60	4.56	5.28	9.46	3.54	51.95	22.62
1965-73		1.99	2.73	4.95	8.22	1.58	50.42	30.10

Education 2ab - Distribution of Class Destination by Cohort

C	D							Total
		I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	
Row Pct								
1906-24		25.59	18.34	12.21	14.13	3.02	20.59	6.12
1925-34		25.10	19.75	11.05	11.59	2.62	24.34	5.54
1935-44		23.56	22.16	10.12	11.36	3.30	23.62	5.88
1945-54		16.38	19.31	14.47	9.72	4.80	27.23	8.10
1955-64		8.64	11.93	11.45	8.57	7.00	36.92	15.51
1965-73		4.76	8.01	8.66	5.06	4.90	45.50	23.09

Education 2c - Distribution of Class Destination by Cohort

C	D							Total
		I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	
Row Pct								
1906-24		39.45	32.21	7.55	10.12	2.35	5.09	3.24
1925-34		50.64	23.24	5.32	6.73	2.43	9.68	1.97
1935-44		39.38	29.23	7.10	6.68	1.01	14.15	2.44
1945-54		28.89	25.98	10.78	9.24	3.02	17.91	4.19
1955-64		21.96	24.21	12.30	8.63	5.66	21.85	5.39
1965-73		11.17	17.70	12.08	5.40	4.12	33.39	16.14

Education 3a - Distribution of Class Destination by Cohort

C	D							Total
		I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	
Row Pct								
1906-24		42.14	42.01	3.63	5.40	5.41	0.78	0.62
1925-34		40.90	43.28	4.00	6.24	0.00	5.29	0.28
1935-44		41.33	39.33	3.66	5.96	0.75	7.96	1.00
1945-54		36.45	39.17	5.73	5.27	1.10	10.76	1.51
1955-64		37.55	29.09	8.32	3.81	2.22	16.26	2.75
1965-73		24.14	27.99	11.68	2.97	3.39	25.08	4.75

Education 3b - Distribution of Class Destination by Cohort

C	D							Total
		I	II	IIIa	IVab	IVc	V-VI	
Row Pct								
1906-24		81.56	8.43	1.58	3.76	1.23	3.13	0.30
1925-34		85.30	6.19	1.42	3.63	1.25	2.21	0.00
1935-44		82.84	8.97	1.29	3.63	0.42	2.46	0.39
1945-54		80.11	11.07	1.97	4.81	0.17	1.67	0.21
1955-64		78.87	10.67	2.70	3.03	0.76	2.30	1.66
1965-73		67.64	17.10	4.75	3.99	0.26	3.61	2.64