

**Zeitschrift:** Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue suisse de sociologie  
= Swiss journal of sociology

**Herausgeber:** Schweizerische Gesellschaft für Soziologie

**Band:** 39 (2013)

**Heft:** 1

  

**Artikel:** Le rôle de la classe sociale d'origine dans la détermination des positions de classe à niveau de formation équivalent

**Autor:** Jacot, Cédric

**DOI:** <https://doi.org/10.5169/seals-814989>

### **Nutzungsbedingungen**

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

### **Conditions d'utilisation**

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

### **Terms of use**

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

**Download PDF:** 29.01.2026

**ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>**

## Le rôle de la classe sociale d'origine dans la détermination des positions de classe à niveau de formation équivalent<sup>1</sup>

Cédric Jacot\*

### 1 Introduction

L'évolution de la mobilité sociale dans le temps est un thème classique des recherches sur la stratification sociale. De multiples études ont été effectuées à ce propos dans différents pays. Les résultats récents montrent une tendance à l'augmentation de la fluidité sociale<sup>2</sup> au cours des générations dans plusieurs pays européens (Breen 2004). La plupart des explications de cette augmentation se sont centrées sur la réduction de l'inégalité des chances vis-à-vis de la formation (Breen 2010) et ont négligé le rôle des effets directs de l'origine sociale<sup>3</sup> dans l'explication de la variation de la fluidité sociale. Le présent article vise à apporter une contribution sur cet aspect de la mobilité sociale qui a été étudié de façon moins systématique (Torche et Ribeiro 2010). Il aborde, dans une perspective intergénérationnelle, l'influence directe de la position d'origine sur la position de destination et la variation de cette influence selon le niveau de formation pour le cas de la Suisse où il n'y a que très peu de recherches sur le sujet. À partir des données de l'enquête du Panel Suisse de Ménages ainsi que de l'enquête Statistics on Income and Living Conditions<sup>4</sup> (SILC) pilote pour l'année 2004, une analyse est effectuée à ce sujet pour les femmes et les hommes. Les résultats montrent que cette influence ne consiste pas uniquement en des effets de reproduction. Ils mettent aussi en évidence que l'hétérogénéité de la relation entre origine et destination au sein de chaque niveau de formation est

---

\* Institut de Sociologie, Université de Neuchâtel, CH-2000 Neuchâtel, cedric.jacot@unine.ch.

1 Je tiens à remercier particulièrement Julie Falcon pour ses commentaires, critiques et suggestions sur des versions antérieures de ce papier. Mes remerciements vont également à André Berchtold, Eric Crettaz, Dominique Joye et Christian Suter ainsi qu'aux trois reviewers anonymes et au comité éditorial de la Revue Suisse de Sociologie qui ont tous contribué à l'amélioration de cet article.

2 La fluidité sociale est une mesure globale de l'inégalité des chances existant entre les différentes classes sociales d'origine pour l'accès aux différentes positions de classes. Lorsqu'elle augmente, cela signifie que cette inégalité des chances diminue, c'est-à-dire que globalement, les positions de classes obtenues dépendent moins de la classe sociale d'origine. Lorsqu'elle diminue, cela signifie que cette inégalité des chances augmente de façon globale.

3 Par relation directe entre origine et destination, nous faisons référence à la partie de la relation entre origine et destination qui ne transite pas par le niveau de formation.

4 Enquête européenne sur les revenus et les conditions de vie. L'enquête de 2004 est la première version suisse de cette enquête, c'est pourquoi elle est nommée pilote.

trop importante pour que l'effet de composition<sup>5</sup> joue un rôle sur la variation de la fluidité sociale dans le cas suisse.

Après une revue de la littérature qui permettra de préciser et situer nos questions de recherche (section 2), nous présenterons nos hypothèses et les aspects théoriques qui les sous-tendent (section 3), puis la méthode utilisée pour les tester (section 4) et enfin nos résultats et analyses (section 5) ainsi qu'une discussion de ceux-ci en conclusion (section 6).

## 2 L'impact de l'origine sociale sur les positions sociales à niveau de formation équivalent

L'origine sociale a bien un effet sur les positions sociales à niveau de formation équivalent. Ceci a été maintes fois démontré sur une période assez longue et dans plusieurs pays (Blau et Duncan 1967 ; Hauser et Featherman 1977 ; Yamaguchi 1983 ; Hout 1984 ; Hout 1988 ; Ishida et al. 1995 ; Goux et Maurin 1997 ; Buchmann et Sacchi 1998 ; Breen 2004 ; Breen et Jonsson 2007 ; Torche et Ribeiro 2010). L'objet du débat actuel vise l'évolution de l'intensité de cette relation selon le niveau de formation<sup>6</sup> ainsi que la façon de modéliser cette relation.

### 2.1 Variation de l'influence de la position d'origine sur la position de destination selon le niveau de formation

Hout (1984 et 1988) fut le premier à mettre en évidence, pour le cas des Etats-Unis, la diminution de l'intensité de la relation directe entre origine sociale et position sociale lorsque le niveau de formation s'élève. Associée à l'augmentation de l'importance relative des niveaux de formation supérieurs dans les nouvelles générations par rapport aux générations plus anciennes, cela permettait de rendre compte de la diminution de la relation totale entre origine et destination au cours des générations. Par la suite, cet effet de composition<sup>7</sup> a été observé dans d'autres pays : en France par Vallet (2004), en Suède par Breen et Jonsson (2007) et en Allemagne par Breen et Luijkx (2007). En Grande-Bretagne (Breen et Luijkx 2007 ; Breen 2010) et au Brésil (Torche et Ribeiro 2010), cet effet n'a pas été observé, malgré l'expansion scolaire, parce que l'intensité du lien entre origine sociale et position sociale ne diminue pas uniformément lorsque le niveau de formation s'élève. Dans le cas de la Grande-Bretagne, cela s'explique par la forte hétérogénéité de la relation

5 Une définition de cet effet de composition est proposée à la prochaine section.

6 Il y a également l'évolution de cette relation dans le temps qui fait débat, mais ce sujet ne sera pas abordé dans cet article faute de place.

7 Par effet de composition, le lecteur l'aura compris, nous entendons une augmentation de la fluidité sociale résultant de la conjonction de deux phénomènes : l'expansion scolaire et la diminution de l'intensité des effets directs de l'origine sociale sur les positions de classe lorsque le niveau de formation s'élève.

entre origine et destination au sein de chaque niveau de formation. Celle-ci étant due à la fois à la faible standardisation du système de formation britannique et à l'importance des facteurs non-liés à la formation dans l'acquisition d'une position sociale (Breen et Luijkx 2007). Au Brésil, cela s'explique par la forte discrimination de classe dont font preuve les employeurs, y compris pour les personnes les plus diplômées (Torche et Ribeiro 2010).

En Suisse, le fait que les générations plus jeunes soient globalement mieux formées que les générations plus anciennes est également un fait avéré (Buchmann et Charles 1993; Levy et al. 1997; Buchmann et al. 2007) même si l'expansion scolaire n'a pas été aussi forte que dans d'autres pays, et ce particulièrement au niveau universitaire. Par ailleurs, plusieurs recherches ont mis en évidence une stabilité de la fluidité sociale dans le temps, que ce soit avec une perspective de périodes (Bergman et al. 2002; Joye et al. 2003) ou avec une perspective de cohortes (Falcon 2012; Jann et Combet 2012). Il n'y a par contre pas de recherches suisses sur l'évolution de l'intensité de la relation entre origine sociale et position sociale selon le niveau de formation. Il nous semble donc intéressant de l'étudier dans la mesure où cela permettra d'apporter une contribution à l'explication de la stabilité de la fluidité sociale dans le temps en Suisse.

## 2.2 Modélisation de la relation directe entre origine et destination

Yamaguchi (1983) a proposé une théorisation du degré de généralité (ou de spécificité) des ressources jouant un rôle dans l'acquisition d'une position de classe. Dans ce cadre, l'origine sociale est considérée comme une ressource conditionnellement spécifique (spécifique à niveau de formation équivalent). En effet, dans ce cas, elle n'affecte pas toutes les probabilités d'accès aux différentes classes sociales<sup>8</sup> mais seulement certaines. Plus précisément, elle joue surtout selon lui un effet de reproduction, c'est-à-dire que son effet se limite principalement à affecter les chances d'accès aux positions sociales similaires à celles des parents. Cette hypothèse a été vérifiée dans le cas des Etats-Unis (Yamaguchi 1983), en France (Goux et Maurin 1997) et aux Pays-Bas (Ganzeboom et Luijkx 2004). Elle reste cependant discutable dans son sens le plus strict (considérer que l'origine sociale joue un rôle direct uniquement sur les positions sociales similaires à celles des parents) car plusieurs recherches (Ishida et al. 1995; Goldthorpe et Mills 2004; Müller et Pollak 2004) ont montré qu'au-delà des effets de reproduction, des effets de secteur, d'affinités négatives et positives<sup>9</sup> persistaient lorsque le niveau de formation est contrôlé.

En Suisse, les recherches concernant l'impact direct de l'origine sociale sur les positions sociales ne sont pas nombreuses. L'étude de Levy et al. (1997) met en

---

8 Les termes position de classe, classe sociale de destination, position sociale et destination sont considérés comme des synonymes. Plusieurs termes sont donc utilisés pour rendre compte du même phénomène afin d'éviter de trop importantes répétitions.

9 Ces différents effets sont définis dans la section suivante.



évidence deux particularités helvétiques : l'influence très forte de la formation sur la mobilité sociale et la spécificité des chemins de mobilité des enfants d'indépendants (due à la forte diminution du nombre d'indépendants en Suisse dans les années 1970 et 1980), mais le niveau de formation n'était pas contrôlé directement. L'étude de Buchmann et Sacchi (1998) souligne l'importance des aspects institutionnels dans la transition école-emploi en Suisse, et notamment des rapports entre le système de formation et le marché du travail. L'analyse était limitée à la partie suisse allemande et aux nouveaux entrants sur le marché du travail, ce qui peut amener à sous-estimer le rôle direct de l'origine sociale si ce dernier se manifeste surtout en cours de carrière (Girod et Fricker 1971). Dans la mesure où il constitue une particularité helvétique, le cas des chemins de mobilité des enfants d'indépendants nous semblent particulièrement intéressant. Ce d'autant plus que les effectifs des indépendants ont continué à varier après les années 80 en Suisse : ils ont connu une augmentation relativement importante à partir des années 1990 jusqu'en 2000 (Tillmann et Budowski 2007 ; Buchmann et al. 2009). Cette forte évolution des effectifs des indépendants a certainement affecté les régimes de mobilité et entraîné des flux de mobilité relativement importants ne se limitant pas à des effets de reproduction.

### 3 Théorie et hypothèses

Deux questions de recherche structurent cet article : la première concerne l'évolution de l'intensité de la relation entre origine et destination lorsque le niveau de formation varie ; la seconde concerne la façon de modéliser la relation directe entre origine et destination. Nous présentons dans cette section nos hypothèses à propos de ces deux questions en prenant en compte le contexte helvétique.

Pour que l'effet de l'origine sociale sur les positions sociales diminue uniformément lorsque le niveau de formation augmente, deux conditions doivent être remplies (Breen et Luijkx 2007) : d'une part, il faut que cet effet soit homogène au sein de chaque niveau de formation (sinon l'uniformité est compromise), d'autre part, l'intensité de cet effet doit diminuer lorsque le niveau de formation s'élève. Ces deux conditions vont être examinées dans le cas suisse, ce qui permettra de définir notre hypothèse.

Le système de formation helvétique (Buchmann et Sacchi 1998) se caractérise par un fort degré de standardisation (la valeur d'un diplôme donné sur le marché du travail ne dépend que peu de l'établissement scolaire qui le délivre en Suisse), une orientation professionnelle prononcée (qui se manifeste surtout au niveau secondaire avec le système de formation duale école-entreprise mais également au niveau tertiaire avec les hautes écoles spécialisées et les écoles polytechniques fédérales) et une forte stratification du cursus scolaire (la distribution des élèves dans des filières hiérarchiquement ordonnées se réalise assez tôt, après cinq ou six ans d'école selon

les cantons). Ces différentes caractéristiques conduisent à une forte association entre la formation et les postes de travail obtenus, association confirmée par le fait que la plupart des emplois requièrent des diplômes spécifiques (Buchmann et Sacchi 1998 ; Kriesi et al. 2010). Ces derniers constituent donc des signaux forts pour les employeurs, ce qui devrait laisser relativement peu de place aux caractéristiques liées à l'origine sociale dans les processus d'embauche<sup>10</sup> et assurer une certaine homogénéité de l'effet de l'origine sociale au sein de chaque niveau de formation. La forte standardisation du système de formation contribue également à cette homogénéité en donnant aux diplômes acquis la même valeur (indépendamment de l'établissement scolaire qui les décerne).

La diminution de l'intensité de l'association entre origine et destination lorsque le niveau de formation augmente peut s'expliquer par une mobilisation différente des ressources familiales selon le niveau de formation de la part des personnes originaires des classes supérieures (Goldthorpe 2000 ; Goldthorpe et Jackson 2008). Plus le niveau de formation de ces dernières est bas, plus leur risque de mobilité descendante est grand et plus elles vont puiser dans leurs ressources extra-scolaires (capital social et économique) pour éviter un tel déclassement. Le fait que les différences entre origine sociale supérieure et inférieure concernant les chances d'accès à la classe de service<sup>11</sup> soient d'autant plus importantes que le niveau de formation est bas (Goldthorpe et Jackson 2008) va dans le sens de cette interprétation. Mais il est également possible d'envisager un effet de seuil : si presque tous les détenteurs d'un titre universitaire se retrouvent dans la classe de service, les différences entre origines sociales (s'il y en a) concerneront pour ce niveau de formation le positionnement au sein de cette classe plutôt que les chances d'accès à cette classe. Autrement dit, en faisant des distinctions plus fines au sein de la classe supérieure, il est possible que des différences non négligeables persistent entre les origines sociales et que la mobilisation des ressources extra-scolaires par les individus d'origine sociale élevée soit tout aussi importante lorsque le niveau de formation est élevé mais jouent à un autre niveau (pour l'accès à la partie supérieure de la classe de service par exemple).

Suite à ces considérations théoriques, notre hypothèse est que le degré d'homogénéité du lien entre origine et destination au sein de chaque niveau de formation est assez fort en Suisse. Nous postulons que ce lien diminue uniformément lorsque le niveau de formation augmente mais que cette diminution dépend de la façon d'opérationnaliser les classes sociales et sera d'autant plus forte qu'il y a peu de distinctions au sein des classes supérieures.

Pour élaborer notre seconde hypothèse, nous nous basons sur les différents effets sous-tendant la relation entre origine et destination proposés par Erikson et Goldthorpe (1992), à savoir les effets de hiérarchie, de reproduction, de secteur et

---

10 Comparativement à d'autres pays où la relation entre formation et emploi est moins forte.

11 Elle constitue la classe sociale supérieure du schéma de classe de Goldthorpe (2000).

d'affinités positives et négatives. Nous prenons en compte le contexte helvétique pour spécifier les effets d'affinités positives et négatives.

C'est à partir de considérations générales sur la façon dont la distribution des individus dans des positions de classe influence les régimes de mobilité que ces différents effets ont été définis. Trois éléments jouent un rôle central (Goldthorpe 1987) : la désirabilité relative des destinations de classe ; les avantages relatifs des individus d'origine sociale différente en termes de capital culturel, économique et social ; et enfin les obstacles rencontrés par les individus souhaitant accéder à une classe sociale de destination (obstacles principalement liés à la (non) possession des différents capitaux susmentionnés). Les effets de hiérarchie rendent compte des barrières à la mobilité dues à la dotation différentielle en capital culturel, économique et social selon l'origine sociale : plus l'origine sociale est modeste, plus la dotation en capitaux l'est également, et plus les barrières pour l'accès aux positions de classe supérieure sont fortes. Les effets de reproduction prennent en compte à la fois la préférence des enfants pour la profession de leurs parents (préférence liée à leur socialisation familiale, Jonsson et al. 2009) ainsi que la possibilité d'un héritage du patrimoine économique facilitant la reprise de l'activité professionnelle familiale. Etant donné que les femmes sont largement exclues de la transmission patrimoniale en Suisse (Levy et al. 1997), nous postulons que l'effet de reproduction des indépendants est plus fort pour les hommes que pour les femmes. Les effets de secteur mettent en évidence les barrières à la mobilité entre secteurs, particulièrement entre le secteur primaire et les autres secteurs. Enfin, les affinités positives relèvent les chemins de mobilité intergénérationnels privilégiés existant entre des positions de classe spécifiques et les affinités négatives les chemins de mobilité particulièrement peu probables. Ce sont surtout les effets de hiérarchie qui sont liés aux niveaux de formation (Ishida et al. 1995 ; Goldthorpe et Mills 2004 ; Müller et Pollak 2004), les autres effets ne diminuant pas beaucoup lorsque le niveau de formation est contrôlé.

Nous avons déjà évoqué plus haut la forte évolution des effectifs des indépendants en Suisse. Nous pensons qu'elle a des incidences sur les effets d'affinité positive<sup>12</sup>. Les années 1970–1980 marquent une forte diminution des indépendants<sup>13</sup> et amènent un déclassement de leurs enfants vers la classe des ouvriers non qualifiés (donc à une affinité positive entre indépendant comme classe d'origine et ouvriers non-qualifiés comme classe de destination), ceux-ci n'ayant pas beaucoup de ressources utilisables ailleurs que dans leur classe d'origine (Levy et al. 1997). L'augmentation récente des indépendants depuis les années 1990 amène selon nous à un renouvellement de ceux-ci par les enfants des classes supérieures (donc à une affinité positive entre la classe de service comme origine et les indépendants

12 La focalisation sur les indépendants s'explique par l'importance qu'ils jouent dans les effets directs de l'origine sociale sur les positions de classe.

13 Les professions libérales et les patrons de « grandes » entreprises ne sont pas comptés comme indépendants mais sont mis dans la classe de service (qui constitue la classe supérieure du schéma de classe de Goldthorpe).

comme classe de destination). La mise à son propre compte étant selon nous une façon d'éviter le chômage dans un contexte de crise économique pour les enfants des classes supérieures qui peuvent utiliser le capital économique familial comme mise de départ pour l'accès au statut d'indépendant. Etant donné la forte ségrégation de genre du marché du travail suisse (Kriesi et al. 2010), nous postulons une affinité positive entre les travailleurs manuels qualifiés et non-qualifiés pour les hommes et une même affinité pour les femmes mais entre les travailleuses non-manuelles qualifiées et non-qualifiées. Concernant les effets d'affinité négative, nous postulons comme corollaire du déclassement des enfants d'indépendants, des barrières importantes entre les indépendants comme classe d'origine et la classe de service comme classe de destination. Nous faisons également l'hypothèse que les enfants issus de la classe de service possèdent assez de ressources pour éviter de se retrouver dans la classe ouvrière. Enfin, nous conjecturons un accès difficile au statut d'indépendant pour les personnes issues des classes ouvrières non-qualifiées, à cause de leur faible dotation en capital économique (donc une affinité négative entre la classe ouvrière non-qualifiée comme origine et la classe des indépendants comme destination).

Suite à ces considérations théoriques, notre seconde hypothèse est que les effets de secteur et d'affinités positives et négatives sont assez importants en Suisse lorsque le niveau de formation est contrôlé (contrairement aux effets de hiérarchie pour lesquels nous postulons une forte diminution). Ce qui implique une insuffisance des effets de reproduction à rendre compte, à eux seuls, de la relation directe entre origine et destination.

## 4 Méthode

Le test empirique des hypothèses de cet article s'effectue à partir des données du Panel Suisse de Ménages (PSM) et de l'enquête SILC pilote. Nous avons choisi la vague du PSM de 2004, car couplée avec les données de l'enquête SILC pilote de 2004, cela permet d'avoir à disposition un échantillon de grande taille, ce qui est nécessaire pour les modélisations log-linéaires utilisées. Le fait que ces deux enquêtes aient été réalisées (en 2004) selon une procédure similaire assure une comparabilité entre les deux jeux de données et facilite la tâche de la pondération, dans la mesure où il est possible de reprendre celle proposée par les concepteurs de la base de données. Nous présentons dans cette section des informations sur la population retenue et la façon d'opérationnaliser nos variables.

Nous avons décidé de limiter notre population d'étude aux personnes âgées entre 20 et 64 ans, l'exclusion des personnes de 65 ans et plus permettant d'éviter les biais liés à la mortalité différentielle entre les classes sociales (Breen et al. 2009). Nous analysons séparément la mobilité des femmes et des hommes<sup>14</sup>. Etant donné

---

14 Le choix de faire une analyse séparée selon le genre plutôt que de faire une analyse globale avec le

l'importance des interruptions de carrière féminines pour raisons familiales en Suisse (Levy et al. 1997), nous ne retenons que les femmes actives sur le marché du travail au moment de l'enquête, afin d'éviter d'assigner à celles-ci des positions de classe liées à un emploi occupé il y a longtemps (Breen 2004). Pour les hommes, par contre, nous incluons également les personnes précédemment actives, la plupart des interruptions professionnelles consistant en des départs anticipés à la retraite et des arrêts maladies dans leur cas (Ganzeboom et Luijkx 2004). Cela nous donne, une fois éliminées les personnes pour lesquelles nous n'avions pas les informations nécessaires à notre analyse, une population de 2 846 femmes et 3 580 hommes.

Nous avons opté pour le schéma de classes de Goldthorpe (2000 ; Goldthorpe et Macknight 2006) pour opérationnaliser à la fois l'origine sociale (mesurée par la profession du père du répondant(e) à l'âge de 15 ans<sup>15</sup>) et la position sociale (mesurée par la profession du répondant(e) au moment de l'enquête). Contrairement à d'autres schémas de classes, et notamment celui de Wright ou les catégories socioprofessionnelles helvétiques, la formation n'intervient pas dans l'opérationnalisation des classes de Goldthorpe, ce qui permet de clarifier la distinction entre effet direct et indirect de l'origine sociale. Par ailleurs, ce schéma de classes offre des possibilités de comparaison internationale. Goldthorpe (2000 ; Goldthorpe et Macknight 2006) se base sur le critère des relations d'emploi pour construire les différentes classes sociales. Tout d'abord, il distingue les employés des indépendants. Puis, il fait des distinctions au sein des indépendants (avec ou sans employés) et surtout au sein des employés. Parmi ces derniers, il distingue deux classes qui ont des relations d'emploi sensiblement différentes. La classe de service est caractérisée par un échange avec l'employeur qui est diffus et de long terme, ce dernier prenant la forme non seulement d'un salaire mais également d'opportunités de carrières, d'assurance de sécurité via des pensions ou des contrats de travail de longue durée, d'une hausse de salaire planifiée, etc. La classe de travail se caractérise par un échange avec l'employeur spécifique et de court terme, ce dernier prenant typiquement la forme d'une rémunération basée sur le temps ou le nombre de pièces effectuées. Il existe également des situations mixtes caractérisées par un échange avec l'employeur moins diffus et sur un moins long terme que la classe de service mais plus diffus et de plus long terme que la classe de travail, c'est-à-dire un mélange des caractéristiques de la classe de travail et de service. Ces distinctions des différentes formes de relation d'emploi lui permettent de construire un schéma de classes qui dans sa version la plus « longue » contient 11 classes et dans la version la plus « courte », c'est-à-dire avec d'importants regroupements, contient 4 classes. Nous utilisons dans le présent

---

genre comme facteur explicatif se justifie par notre intérêt pour le rôle de la classe sociale d'origine sur les positions de classe (qui peut varier selon le genre d'où l'analyse séparée pour les femmes et les hommes) plutôt que pour le rôle du genre dans la détermination de la classe sociale.

15 Le choix de la profession du père (plutôt que celle de la mère ou d'un mélange des deux) se justifie par le fait que pour la génération des parents, il constitue un bon indicateur des « chances de vie » de la famille (Breen 2004).



article, une version en 6 classes pour opérationnaliser à la fois l'origine et la position sociale, les regroupements effectués se justifiant par la volonté d'éviter au maximum les cellules vides dans les tableaux croisés :

1. les professions libérales et intellectuelles de niveau supérieur (I dans la numérotation romaine en 11 classes de Goldthorpe) ;
2. les professions libérales et intellectuelles de niveau inférieur (II) ;
3. les travailleurs non-manuels de routine (IIIa et b) ;
4. la petite bourgeoisie (IVa et b) et les agriculteurs (IVc) ;
5. les travailleurs manuels qualifiés (V et VI) ;
6. les travailleurs manuels non-qualifiés (VIIa) ainsi que les ouvriers agricoles (VIIb).

Notons que notre classe quatre est assez hétérogène, regroupant les agriculteurs avec les indépendants sans salariés et les petits employeurs (< 10 employés), les gros employeurs (> 10 employés) étant catégorisés dans la classe une. Pour l'opérationnalisation des niveaux de formation, cinq niveaux ont été distingués à partir de la classification CASMIN<sup>16</sup> adapté pour la Suisse (Buchmann et Sacchi 1998). Les deux regroupements effectués se justifient par les faibles effectifs des niveaux 1bc et 2b :

1. Ecole obligatoire (1a) et formation professionnelle élémentaire (1bc) ;
2. Formation secondaire professionnelle (2a) et formation secondaire générale sans maturité (2b) ;
3. Formation secondaire générale avec maturité (2c) ;
4. Formation professionnelle supérieure (3a) ;
5. Formation universitaire (3b).

## 5 Résultats et analyses

Pour tester notre première hypothèse, nous allons déterminer si l'intensité de la relation entre classe sociale d'origine et position de classe varie uniformément en fonction du niveau de formation en comparant plusieurs modèles log-linéaires et log-multiplicatifs<sup>17</sup>. Nous allons comparer le modèle de fluidité sociale constante

16 Comparative analysis of social mobility in industrial nations, enquêtes internationales sur la mobilité sociale menées sous la direction de J. Goldthorpe et W. Müller.

17 Pour tester ces différents modèles log-linéaires et log-multiplicatifs, c'est le logiciel gratuit pour l'analyse des données catégorielles « LEM » (Vermunt 1997) qui est utilisé.

(CSF) avec le modèle de différence uniforme (UNIDIFF)<sup>18</sup> et avec le modèle de tendance linéaire (LINEAR TREND). Le modèle CSF postule que l'intensité du lien entre la classe sociale d'origine (O) et la position de classe (D) reste constante lorsque le niveau de formation (E) varie. Il teste dans quelle mesure les éléments  $F_{ijk}$  de la table de mobilité origine-formation-destination peuvent se décomposer de la manière suivante :

$$\log F_{ijk} = \mu + \lambda_i^O + \lambda_j^E + \lambda_k^D + \lambda_{i,j}^{OE} + \lambda_{j,k}^{ED} + \lambda_{i,k}^{OD}$$

Le modèle UNIDIFF postule par contre que l'intensité des liens unissant la classe sociale d'origine et la position de classe peut varier en fonction du niveau de formation. Cette variation est exprimée par les paramètres  $\beta_E$  : il décompose les éléments  $F_{ijk}$  de la manière suivante :

$$\log F_{ijk} = \mu + \lambda_i^O + \lambda_j^E + \lambda_k^D + \lambda_{i,j}^{OE} + \lambda_{j,k}^{ED} + \beta_E \psi_{i,k}^{OD}$$

Au lieu de conjecturer un effet fixe de la classe sociale d'origine sur les positions de classe, il permet à cet effet de varier en intensité selon le niveau de formation. Le modèle de tendance linéaire est semblable au modèle UNIDIFF mis à part qu'il contraint les paramètres  $\beta_E$  à varier linéairement. Autrement dit, il décompose les éléments  $F_{ijk}$  de la manière suivante :

$$\log F_{ijk} = \mu + \lambda_i^O + \lambda_j^E + \lambda_k^D + \lambda_{i,j}^{OE} + \lambda_{j,k}^{ED} + \lambda_{i,k}^{OD} (1 + \beta)$$

Pour évaluer si le modèle UNIDIFF (ou le modèle LINEAR TREND) s'ajuste mieux aux données que le modèle CSF, nous déterminons si la différence de valeur du  $G^2$  entre ces deux modèles est significative étant donné la différence de degrés de liberté<sup>19</sup>. L'examen des paramètres  $\beta_E$  (ou  $\beta$ ) nous renseigne sur l'évolution de la force de la relation entre classe sociale d'origine et position de classe en fonction du niveau de formation. Ce paramètre  $\beta_E$  est fixé à 1 pour le niveau de formation le plus bas. S'il diminue pour les niveaux plus élevés, alors la force de ce lien entre origine et destination diminue au sein des niveaux plus élevés. S'il augmente, cela veut dire que la force de ce lien augmente.

Les tableaux 1a et 1b indiquent que la prise en compte de la relation directe entre la classe sociale d'origine et la position de classe (OD) amène à une amélioration nette de la qualité de l'ajustement des modèles log-linéaires, que ce soit pour les femmes ou les hommes. En comparant le modèle CSF avec le modèle (OE, ED) on observe d'une part, une diminution forte du  $G^2$  comparativement à la diminution du nombre de degrés de liberté et d'autre part une réduction importante du pourcentage de cellules mal classées (indice de dissimilarité  $\Delta$ ) selon le modèle. Ainsi, la classe sociale d'origine a bien un impact sur les positions de classe à niveau de

18 Le lecteur désireux d'en savoir plus sur le modèle UNIDIFF pourra consulter Xie (1992) ou Erikson et Goldthorpe (1992).

19  $G^2$  est une mesure de la distance globale entre les effectifs observés et les effectifs théoriques (déduts du modèle), il suit une distribution du Khi-carré.



Tableau 1a      Qualité de l'ajustement empirique de différents modèles log-linéaires, les séries A différenciant la partie supérieure de la partie inférieure de la classe de service alors que les séries B utilisent une version indifférenciée de la classe de service : femmes (N = 2 846)

Modèle	G <sup>2</sup>	dl	p	Δ
<b>Séries A</b>				
1. (OE)(ED)	217	125	p < 0.0001	0.088
2. CSF	117	100	p = 0.12	0.056
3. UNIDIFF(E)*	114	96	p = 0.1	0.056
4. LINEAR TREND**	115	99	p = 0.135	0.056
5. (3)–(2)	3	4	p > 0.05	
6. (4)–(2)	2	1	p > 0.05	
<b>Séries B</b>				
1. (OE)(ED)	170	80	p < 0.0001	0.076
2. CSF	86	64	p = 0.035	0.044
3. UNIDIFF(E)***	85	60	p = 0.018	0.044
4. LINEAR TREND****	85	63	p = 0.036	0.044
5. (3)–(2)	1	4	p > 0.05	
6. (4)–(2)	1	1	p > 0.05	

\* Les valeurs des paramètres  $\beta_E$  sont :  $\beta_1 = 1$  ;  $\beta_2 = 0.75$  ;  $\beta_3 = 0.76$  ;  $\beta_4 = 1.18$  ;  $\beta_5 = 1.23$ .

\*\* La valeur du paramètre  $\beta$  est : 0.011.

\*\*\* Les valeurs des paramètres  $\beta_E$  sont :  $\beta_1 = 1$  ;  $\beta_2 = 0.87$  ;  $\beta_3 = 0.66$  ;  $\beta_4 = 1.05$  ;  $\beta_5 = 1.04$ .

\*\*\*\* La valeur du paramètre  $\beta$  est : 0.012.

formation équivalent. Une différence entre femmes et hommes est tout de même à noter sur ce point : l'impact direct de l'origine sociale sur la classe sociale de destination est plus fort chez les hommes que chez les femmes, ce qui s'explique par l'opérationnalisation de l'origine sociale par la profession du père. Le marché du travail suisse connaissant de fortes division de genre (Kriesi et al. 2010), les filles ont moins de chance que les fils d'avoir le même emploi que celui de leur père (toutes choses égales d'ailleurs).

Pour les femmes, le modèle UNIDIFF et le modèle LINEAR TREND n'apportent pas d'amélioration significative de la qualité de l'ajustement empirique par rapport au modèle CSF, que ce soit dans le cas où une différenciation de la classe de service en deux parties est effectuée ou dans le cas où la classe de service est indifférenciée. Dans les deux cas, la réduction du G<sup>2</sup> n'est pas suffisante, étant donné la diminution du nombre de degrés de liberté, pour que le modèle UNIDIFF et le LINEAR TREND soient à préférer au modèle CSF (cf. le tableau 1a). Cette faible diminution du G<sup>2</sup> – malgré une variation importante des paramètres  $\beta_E$  – signale

Tableau 1b      Qualité de l'ajustement empirique de différents modèles log-linéaires, les séries A différenciant la partie supérieure de la partie inférieure de la classe de service alors que les séries B utilisent une version indifférenciée de la classe de service : hommes (N = 3 580)

Modèle	G <sup>2</sup>	dl	p	Δ
<b>Séries A</b>				
1. (OE)(ED)	384	125	p < 0.0001	0.11
2. CSF	119	100	p = 0.098	0.049
3. UNIDIFF(E)*	112	96	p = 0.12	0.049
4. LINEAR TREND**	116	99	p = 0.121	0.049
5. (3)–(2)	7	4	p > 0.05	
6. (4)–(2)	3	1	p > 0.05 (p = 0.08)	
<b>Séries B</b>				
1. (OE)(ED)	318	80	p < 0.0001	0.096
2. CSF	72	64	p = 0.21	0.032
3. UNIDIFF(E)***	62	60	p = 0.4	0.03
4. LINEAR TREND****	66	63	p = 0.38	0.032
5. (3)–(2)	10	4	p < 0.05	
6. (4)–(2)	6	1	p < 0.05	

\* Les valeurs des paramètres  $\beta_E$  sont :  $\beta_1 = 1$  ;  $\beta_2 = 0.86$  ;  $\beta_3 = 0.48$  ;  $\beta_4 = 0.79$  ;  $\beta_5 = 0.41$ .

\*\* La valeur du paramètre  $\beta$  est :  $-0.012$ .

\*\*\* Les valeurs des paramètres  $\beta_E$  sont :  $\beta_1 = 1$  ;  $\beta_2 = 0.81$  ;  $\beta_3 = 0.38$  ;  $\beta_4 = 0.77$  ;  $\beta_5 = 0.09$ .

\*\*\*\* La valeur du paramètre  $\beta$  est :  $-0.025$ .

une hétérogénéité du lien direct entre origine et destination plus forte qu'attendue au sein de chaque niveau de formation. Celle-ci peut s'expliquer par le fait que nous ne contrôlons ni les possibles effets liés à l'âge (par exemple l'influence directe de l'origine sociale sur la position de classe peut être plus forte en fin de carrière qu'en début), ni les possibles effets liés au temps de travail (l'origine sociale se manifestant peut-être plus fortement lorsque le temps de travail est plus élevé). Par ailleurs, il est possible que le rôle direct de l'origine sociale sur les destinations soit plus important que prévu aux niveaux de formation supérieurs, notamment via les réseaux sociaux. La recherche de Franzen et Hangartner (2005) montre en effet que l'utilisation du réseau social pour trouver un emploi est courante parmi les détenteurs d'un titre universitaire en Suisse. Ainsi, notre hypothèse ne se vérifie pas pour les femmes : l'examen des paramètres  $\beta_E$  montre que la force de l'association entre origine et destination diminue pour les niveaux de formation secondaire (professionnel et général) comme conjecturé, mais se renforce dans les niveaux supérieurs (cf. valeur

du paramètre  $\beta_E$  est plus élevée qu'elle ne l'était pour le niveau de formation le plus bas). Nous interprétons cette évolution en U par la conjonction de deux phénomènes : d'une part, la forte proportion de femmes travaillant à temps partiel en Suisse (le pourcentage de femmes employées à temps partiel est l'un des plus hauts d'Europe, Branger 2008) ; d'autre part, l'augmentation du volume de travail des femmes lorsque leur niveau de formation s'élève. A notre avis, les différences entre origines sociales sont d'autant plus marquées que le volume de travail est important ce qui explique l'augmentation de l'intensité de la relation entre origine sociale et position de classe aux niveaux de formation supérieurs dans le cas des femmes suisses<sup>20</sup>.

Pour les hommes, le modèle UNIDIFF et le modèle LINEAR TREND apportent une amélioration significative de la qualité de l'ajustement aux données par rapport au modèle CSF uniquement dans le cas où la classe de service est indifférenciée<sup>21</sup> (cf. série B du tableau 1b). Dans ce cas, conformément à notre hypothèse, la diminution de l'intensité de la relation directe entre origine et destination est particulièrement prononcée au niveau de formation universitaire, comme le montre l'examen des paramètres  $\beta_E$ . Parmi les hommes détenant un titre universitaire, 93.5% se retrouvent dans la classe de service. Cela ne laisse plus beaucoup de pouvoir de discrimination à l'origine sociale lorsqu'il n'y a pas de distinctions faites au sein de cette classe. Par contre, lorsqu'une séparation est faite entre la partie supérieure et la partie inférieure de la classe de service, la valeur du paramètre  $\beta_E$  est plus élevée au niveau universitaire, ce qui montre que l'origine sociale joue plus pour le positionnement au sein de cette classe que pour l'accès à cette classe chez les universitaires. Cela confirme notre hypothèse d'un effet de seuil. Comme pour les femmes, mais de façon moins marquée, la réduction du  $G^2$  opérée par le passage entre le modèle CSF et UNIDIFF (ou entre le modèle CSF et le LINEAR TREND) est relativement faible malgré la forte variation des paramètres  $\beta_E$  ce qui signale à nouveau une hétérogénéité plus élevée que prévue du lien entre origine et destination au sein de chaque niveau de formation.

En résumé, l'hypothèse de la diminution uniforme de l'intensité du lien entre origine et destination lorsque le niveau de formation s'élève tend à être confirmée dans le cas des hommes : les paramètres diminuent, même si les améliorations apportées par les modèles UNIDIFF et LINEAR TREND par rapport au modèle CSF sont moins importantes que prévu. Mais ce n'est pas le cas pour les femmes où l'évolution des paramètres suit une courbe en U, ce qui à notre avis est lié au temps partiel qui complique la relation entre origine, formation et destination.

20 La modélisation log-linéaire et log-multiplicative n'est pas appropriée pour tester cette hypothèse sur le rôle du volume de travail dans le cas des femmes, c'est pourquoi nous nous limitons dans cet article à des interprétations.

21 Dans le cas où des distinctions sont faites au sein de la classe de service (cf. série A du tableau 1b), l'amélioration apportée par le modèle LINEAR TREND par rapport au modèle CSF n'est pas significative mais est proche du seuil de significativité ( $p = 0.08$ ).

Tableau 2a Adéquation du Core S et du modèle de quasi-indépendance :  
Femmes (N = 2 846)

Modèles	G <sup>2</sup>	dl	p	Δ
Core S	27	19	p = 0.11	0.034
OE, ED, Core S	140	119	p = 0.09	0.065
OE, ED, Quasi-Indépendance	172	119	p = 0.0011	0.074

Paramètres du Core S, selon que le niveau de formation est contrôlé ou non

Paramètres	Sans contrôle de E	Avec contrôle de E	Evolution en %
HI 1	−0.18***	−0.07	−61.0
HI 2	−0.42***	−0.23**	−45.0
IN 1	0.18**	0.14	−22.2
IN 2	0.67***	0.66***	−1.5
AF 1	0.51***	0.40**	−21.5
AF 2	−0.30***	−0.20**	−33.3

\*\*\* : p < 0.001; \*\* : p < 0.01.

Tableau 2b Adéquation du Core S et du modèle de quasi-indépendance :  
Hommes (N = 3 580)

Modèles	G <sup>2</sup>	dl	p	Δ
Core S	28	19	p = 0.09	0.036
OE, ED, Core S	137	119	p = 0.12	0.055
OE, ED, Quasi-Indépendance	224	119	p < 0.0001	0.072

Paramètres du Core S, selon que le niveau de formation est contrôlé ou non

Paramètres	Sans contrôle de E	Avec contrôle de E	Evolution en %
HI 1	−0.14*	−0.004	−97.0
HI 2	−0.44***	−0.24**	−45.0
IN 1	0.32**	0.27***	−15.6
IN 2	0.79***	0.85***	7.6
AF 1	0.36***	0.25**	−30.0
AF 2	−0.58***	−0.49***	−15.5

\*\*\* : p < 0.001; \*\* : p < 0.01; \*p < 0.05.

Pour tester notre seconde hypothèse, nous utilisons une variante du Core Model (Erikson et Goldthorpe 1992) composée de six effets modélisant la relation entre origine et destination : deux effets de hiérarchie, deux effets de reproduction et deux effets d'affinités (positive et négative). Nous n'avons pas pu intégrer les effets de secteur dans la mesure où ne distinguons ni les agriculteurs des autres indépendants, ni les ouvriers agricoles des ouvriers non-qualifiés pour cause de faibles effectifs de ces classes. Pour les effets de hiérarchie, nous distinguons les trajets de mobilité franchissant un niveau hiérarchique (HI 1) des trajets de mobilité franchissant deux niveaux hiérarchiques (HI 2). Pour les effets de reproduction, outre l'effet général (IN 1) qui rend compte de la reproduction pour toutes les classes, nous avons ajouté un effet spécifique pour les indépendants (IN 2) sachant que la reproduction y est plus élevée qu'ailleurs (Erikson et Goldthorpe 1992). Les effets d'affinité positive (AF 1) et négative (AF 2) opérationnalisent directement nos hypothèses présentées dans la section précédente. La traduction de ces différents effets sous forme matricielle est disponible en annexe. Nous allons tout d'abord déterminer la qualité d'ajustement de notre variante du Core Model<sup>22</sup> pour la table de mobilité origine-destination. Puis nous allons introduire les niveaux de formation et examiner comment les paramètres de ce modèle varient. Enfin, nous allons comparer le Core S au modèle de quasi-indépendance<sup>23</sup> (qui ne prend en compte que les effets de reproduction) pour la table de mobilité origine-formation-destination afin de déterminer si les effets de reproduction sont suffisants pour modéliser la relation directe entre origine et destination.

Que ce soit pour les femmes ou les hommes, le Core S s'ajuste bien aux données (cf. tableaux 2a et 2b). Dans les deux cas, il ne peut être rejeté selon le critère du Khi-carré ( $p > 0.05$ ), le pourcentage de cellules mal classées ( $\Delta$ ) est faible (en dessous de 4%) et tous les paramètres du modèle ont un effet significatif dans la direction attendue, les paramètres des effets de hiérarchie et d'affinité négative sont négatifs et les paramètres des effets de reproduction et d'affinité positive sont positifs<sup>24</sup>. Des différences entre femmes et hommes ressortent de l'examen des paramètres du mo-

---

22 Que nous nommons Core S, le S étant une abréviation de Suisse.

23 Le modèle de quasi-indépendance a également six paramètres, comme le Core S. Cependant, ces six paramètres modélisent les effets de reproduction. Pour des informations plus détaillées sur le modèle de quasi-indépendance, veuillez consulter l'annexe.

24 Nous avons dû modifier quelque peu les effets d'affinité positive et négative postulés dans le cas des femmes pour obtenir cette qualité d'adéquation empirique. Nous avons remplacé l'affinité positive entre la classe de service comme origine et les indépendants comme classe de destination par celle entre la classe des travailleurs non-manuels de routine comme origine et les indépendants comme classe de destination. La mise à son propre compte étant plus fréquente que prévue pour les filles de travailleurs non-manuels de routine selon nos données. Nous avons également remplacé l'affinité négative entre la classe des indépendants comme origine et la classe de service comme destination par celle entre la classe des travailleurs manuels qualifiés comme origine et la classe de service comme destination. Les difficultés d'accès à la classe de service concernant plus les enfants de travailleurs manuels qualifiés pour les femmes et plus les enfants d'indépendants dans le cas des hommes selon nos données.

dèle. Tout d'abord, les effets de reproduction, que ce soit l'effet général (IN 1) ou celui concernant les indépendants (IN 2), sont moins forts chez les femmes que chez les hommes. Dans le cas de la reproduction des indépendants, cela confirme notre hypothèse du caractère fortement genré de la transmission du patrimoine en Suisse (Levy et al. 1997). Dans le cas de l'effet de reproduction général, cela s'explique par le choix de la profession du père pour opérationnaliser l'origine sociale : le marché du travail suisse connaissant de fortes divisions liées au genre (Kriesi et al. 2010), les filles ont moins de chance que les fils d'avoir le même emploi que leur père (toutes choses égales d'ailleurs). Ensuite, les effets d'affinité positive (AF 1) sont plus forts parmi les femmes que parmi les hommes alors que pour les effets d'affinité négative (AF 2) c'est l'inverse qui se produit. Ce résultat constitue à notre avis un corollaire de la plus forte reproduction des hommes : se retrouvant plus souvent que les femmes dans une position de classe semblable à celle de leur père, ils ont moins de chances de se retrouver dans d'autres positions de classe (d'où l'importance des affinités négatives). Par contre, les femmes connaissant une moins forte reproduction, elles ont plus de chances de se retrouver dans d'autres positions de classe que leur père (d'où l'importance des affinités positives dans leur cas).

En ce qui concerne la variation des paramètres du Core S lorsque le niveau de formation est contrôlé, nous constatons que conformément à notre hypothèse, ce sont surtout les effets de hiérarchie qui diminuent, particulièrement HI1 qui devient pratiquement inexistant et non significatif lorsque la formation est prise en considération. Ainsi, les mouvements de mobilité verticaux, ascendants ou descendants, sont principalement liés aux niveaux de formation, ce qui a déjà été mis en évidence à plusieurs reprises dans d'autres pays (Ishida et al. 1995 ; Goldthorpe et Mills 2004 ; Müller et Pollak 2004). Par contre, les autres paramètres ne varient pas beaucoup (au plus une réduction de 30%) : pour les femmes, seuls les effets HI1 et IN 1 perdent leur significativité alors que pour les hommes, il n'y a que l'effet HI 1 qui perd sa significativité lorsque le niveau de formation est contrôlé. Autrement dit, cela montre que les effets de l'origine sociale sur les positions de classe ne transitant pas par la formation ne sont pas négligeables, même dans un pays comme la Suisse où l'importance de la formation dans les processus de mobilité est un fait avéré (Levy et al. 1997). Nous rejoignons à ce propos Goldthorpe et Mills (2004) qui avec des résultats similaires aux nôtres dans le cas de la Grande-Bretagne concluent que le rôle joué par la formation comme médiateur des processus de mobilité est souvent exagéré.

Nous en arrivons à la question de savoir si les effets de reproduction sont suffisants à eux seuls pour modéliser la relation directe entre origine et destination. A ce propos, la meilleure qualité de l'ajustement empirique du Core S par rapport au modèle de quasi-indépendance est patente pour les femmes comme pour les hommes (cf. les tableaux 2a et b). Que ce soit avec le critère du test du Khi-carré (le Core S ne peut être rejeté au seuil de 0.05 alors que le modèle de quasi-indépendance peut



largement l'être) ou avec celui du pourcentage de cellules mal classées par le modèle (qui est nettement plus élevé dans le cas du modèle de quasi-indépendance), la meilleure adéquation du Core S est nette. Ainsi, conformément à notre hypothèse, le fait de prendre en compte les effets de hiérarchie mais surtout les effets d'affinités (qui diminuent moins lorsque le niveau de formation est contrôlé) permet de mieux rendre compte du lien direct entre origine et destination.

## 6 Conclusion

Notre contribution dans cet article concerne deux points<sup>25</sup> : les conditions de possibilité de l'effet de composition ; le degré de spécificité de l'origine sociale comme ressource pour acquérir une position de classe lorsque le niveau de formation est contrôlé.

Pour que l'effet de composition ait lieu, il faut à la fois observer une expansion scolaire au cours des générations et une diminution uniforme de l'intensité du lien direct entre origine et destination lorsque le niveau de formation augmente. Alors que la première condition possède un caractère général (la plupart des pays occidentaux ont connu une expansion scolaire), la seconde est plus spécifique comme le remarquent Breen et Luijkx (2007) dans la mesure où des caractéristiques institutionnelles liées à l'histoire propre des pays interviennent comme condition de possibilité. La Suisse avec son système de formation fortement standardisé, stratifié et orienté professionnellement (Buchmann et Sacchi 1998) semblait à première vue posséder les conditions requises. Nos résultats montrent que c'est plutôt le cas pour les hommes mais pas pour les femmes. Pour les hommes, nous observons bien une diminution de l'intensité du lien entre origine et destination lorsque le niveau de formation s'élève, mais l'hétérogénéité de ce lien est plus importante que prévue au sein de chaque niveau de formation ce qui explique son faible impact sur la fluidité sociale. Pour les femmes, non seulement l'hétérogénéité de ce lien est trop importante, mais en plus il n'y a pas de diminution de son intensité lorsque le niveau de formation s'élève. Une partie de l'hétérogénéité observée peut s'expliquer par l'absence de contrôle des effets de l'âge, mais dans le cas des femmes nous pensons qu'un autre élément entre en jeu : le volume de travail. Jusqu'à présent, l'effet de composition a été observé pour les femmes en France (Vallet 2004) et en Suède (Breen et Jonnson 2007), deux pays où le taux d'occupation partiel féminin est beaucoup moins prononcé qu'en Suisse (Branger 2008). La forte présence de celui-ci en Suisse peut à la fois expliquer l'hétérogénéité du lien entre origine et destination et l'évolution de

---

25 Notre recherche admet également des lacunes et limites. En particulier, nous pensons au rôle de la ségrégation horizontale du marché du travail – qui est très prononcée en Suisse – sur les processus de mobilité sociale et aux modifications de la structure sociale dues au développement des nouvelles technologies de l'information et de la communication qui n'ont pas été étudiés ici et qui constituent des pistes de recherches prometteuses pour l'avenir.



son intensité selon les niveaux de formation dans le cas des femmes. Mais cela reste des conjectures et des recherches empiriques devront être faites pour déterminer la pertinence de cette interprétation.

Notre seconde contribution ne vise pas à remettre en question le fait que l'origine sociale est une ressource conditionnellement spécifique (à niveau de formation équivalent), mais plutôt à interroger son degré de spécificité ou mieux à interroger ce qui constitue cette spécificité. Nous avons de bonnes raisons de penser que dans le cas de la Suisse, le rôle direct de l'origine sociale ne consistait pas uniquement en des effets de reproduction, à cause de la forte variation des effectifs des indépendants. Nos résultats confirment cette hypothèse et montrent que les effets d'affinité positive et négative (au sein desquels la classe des indépendants a une place importante) contribuent de façon non négligeable à rendre compte de la relation directe entre origine et destination. Plus généralement, ils mettent en évidence que ces effets directs de l'origine sociale sont relativement forts en Suisse, ce qui rejoint les résultats pour la Grande-Bretagne (Goldthorpe et Mills 2004) et remet en question la toute puissance de la formation dans la détermination des positions de classe.

## 7 Références bibliographiques

- Bergman, Manfred M., Dominique Joye et Beat Fux. 2002. Social change, mobility and inequality in Switzerland in the 1990s. *Revue Suisse de Sociologie* 28(2): 261–295.
- Blau, Peter M. et Otis Dudley Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Branger, Katja. 2008. *Egalité entre femmes et hommes : la Suisse en comparaison internationale. Un choix d'indicateurs d'égalité dans les domaines de la formation, du travail et de la politique*. Actualités OFS, Neuchâtel : OFS.
- Breen, Richard. 2004. *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press.
- Breen, Richard. 2010. Educational expansion and social mobility in the twentieth-century. *Social Forces* 89(2): 365–388.
- Breen, Richard et Jan O. Jonsson. 2007. Explaining change in social fluidity: educational equalization and educational expansion in twentieth-century Sweden. *American Journal of Sociology* 112(6): 1775–1810.
- Breen, Richard et Ruud Luijkx. 2007. Social mobility and education: a comparative analysis of period and cohort trends in Britain and Germany. Pp. 102–124 in *From Origin to Destination: Trends and Mechanisms in Social Stratification Research*, édité par Stefan Scherer, Reinhard Pollak, Gunnar Otte et Markus Gangl. New York: Campus.
- Breen, Richard, Ruud Luijkx, Walter Müller et Reinhard Pollak. 2009. Nonpersistent inequality in educational attainment: evidence from eight European countries. *American Journal of Sociology* 114(5): 1475–1521.
- Buchmann, Marlis, Maria Charles et Stefan Sacchi. 1993. The lifelong shadow. Social origins and educational opportunities in Switzerland. Pp. 177–192 in *Persistent Inequality. Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, édité par Yossi Shavit et Hans-Peter Blossfeld. Boulder: Westview.

- Buchmann, Marlis, Irene Kriesi et Stefan Sacchi. 2009. Labour market, job opportunities, and transitions to self-employment: evidence from Switzerland from the mid 1960s to the late 1980s. *European Sociological Review* 25(5): 569–583.
- Buchmann, Marlis et Stefan Sacchi. 1998. The transition from school to work in Switzerland. Pp. 407–442 in *From School to Work*, édité par Yossi Shavit et Walter Müller. Oxford: Oxford University Press.
- Buchmann, Marlis, Stefan Sacchi, Markus Lamprecht et Hanspeter Stamm. 2007. Switzerland: tertiary education expansion and social inequality. Pp. 321–348 in *Stratification in Higher Education. A Comparative Study*, édité par Yossi Shavit, Richard Arum et Adam Gamoran. Stanford: Stanford University Press.
- Erikson, Robert et John H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux*. Oxford: Oxford University Press.
- Falcon, Julie. 2012. Temporal trends in intergenerational social mobility in Switzerland: a study on men and women born between 1912 and 1974. *Revue Suisse de Sociologie* 38(2): 153–175.
- Franzen, Axel et Dominik Hangartner. 2005. Soziale Netzwerke und beruflicher Erfolg: eine Analyse des Arbeitsmarkteintritts von Hochschulabsolventen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 57(3): 443–465.
- Ganzeboom, Harry B. G. et Ruud Luijkx. 2004. Recent trends in intergenerational occupational class reproduction in the Netherlands 1970–99. Pp. 345–381 in *Social Mobility in Europe*, édité par Richard Breen. Oxford: Oxford University Press.
- Girod, Roger et Yves Fricker. 1971. Mobilité séquentielle. *Revue de Sociologie Française* 12(1): 3–18.
- Goldthorpe, John H. 1987. *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford: Clarendon Press.
- Goldthorpe, John H. 2000. *On Sociology*. Oxford: Oxford University Press.
- Goldthorpe, John H. et Michelle Jackson. 2008. Education-based meritocracy: the barriers to its realization. Pp. 93–117 in *Social Class. How Does it Work?*, édité par Annette Lareau et Dalton Conley. New York: Russell Sage Foundation.
- Goldthorpe, John H. et Abigail MacKnight. 2006. The economic basis of social class. Pp. 109–136 in *Mobility and Inequality*, édité par Stephen L. Morgan, David B. Grusky et Gary S. Fields. Stanford: Stanford University Press.
- Goldthorpe, John H. et Colin Mills. 2004. Trends in intergenerational class mobility in Britain in the late twentieth century. Pp. 195–224 in *Social Mobility in Europe*, édité par Richard Breen. Oxford: Oxford University Press.
- Goux, Dominique et Eric Maurin. 1997. Meritocracy and social heredity in France. *European Sociological Review* 13: 159–177.
- Hauser, Robert M. et David L. Featherman. 1977. *The Process of Stratification. Trends and Analyses*. New York: Academic Press.
- Hout, Michael. 1984. Status, autonomy and training in occupational mobility. *American Journal of Sociology* 89: 1379–1409.
- Hout, Michael. 1988. More universalism, less structural mobility: the American occupational structure in the 1980s. *American Journal of Sociology* 93: 1358–1400.
- Ishida, Hiroshi, Walter Müller et John M. Ridge. 1995. Class origin, class destination, and education: a cross-national study of industrial nations. *American Journal of Sociology* 101: 145–193.
- Jann, Ben et Benita Combet. 2012. Zur Entwicklung der intergenerationalen Mobilität in der Schweiz. *Revue Suisse de Sociologie* 38(2): 177–199.
- Jonsson, Jan O., David B. Grusky, Matthew Di Carlo, Reinhard Pollak et Mary C. Brinton. 2009. Microclass mobility: social reproduction in four countries. *American Journal of Sociology* 114(4): 977–1036.

- Joye, Dominique, Manfred M. Bergman et Paul Lambert. 2003. Intergenerational educational and social mobility in Switzerland. *Revue Suisse de Sociologie* 29(2): 263–291.
- Kriesi, Irene, Marlis Buchmann et Stefan Sacchi. 2010. Variation in job opportunities for men and women in the Swiss labor market 1962–1989. *Research in Social Stratification and Mobility* 28: 309–323.
- Levy, René, Dominique Joye, Olivier Guye et Vincent Kaufmann. 1997. *Tous égaux? De la stratification aux représentations*. Zurich: Seismo.
- Müller, Walter et Reinhard Pollak. 2004. Social mobility in West Germany: the long arms of history discovered? Pp. 77–113 in *Social Mobility in Europe*, édité par Richard Breen. Oxford: Oxford University Press.
- Tillmann, Robin et Monica Budowski. 2007. Inégalités et classes sociales en Suisse : quelle configuration ? *Revue Suisse de Sociologie* 33(2): 193–212.
- Torche, Florencia et Carlos Costa Ribeiro. 2010. Pathways of change in social mobility: industrialization, education and growing fluidity in Brazil. *Research in Social Stratification and Mobility* 28: 291–307.
- Vallet, Louis-André. 2004. Change in intergenerational class mobility in France from the 1970s to the 1990s and its explanation: an analysis following the Casmin approach. Pp.115–147 in *Social Mobility in Europe*, édité par Richard Breen. Oxford: Oxford University Press.
- Vermunt, Jeroen K. 1997. *LEM 1.0: a General Program for the Analysis of Categorical Data*. Tilburg: Tilburg University.
- Xie, Yu. 1992. The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables. *American Sociological Review* 57: 380–395.
- Yamaguchi, Kazuo. 1983. The structure of intergenerational occupational mobility: generality and specificity in resources, channels and barriers. *American Journal of Sociology* 88(4): 718–745.

## 8 Annexe

Le Core S peut s'écrire de la façon suivante dans le cas d'une table de mobilité origine-destination :

$$\log F_{ij} = \mu + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \sum_{k=1}^2 \lambda_{i,j}^{Hlk} + \sum_{l=1}^2 \lambda_{i,j}^{INl} + \sum_{m=1}^2 \lambda_{i,j}^{AFm},$$

les paramètres des éléments  $\lambda_{i,j}^{Hlk} + \lambda_{i,j}^{INl} + \lambda_{i,j}^{AFm}$  à estimer étant définis par les matrices suivantes :

$$\text{HI 1: } \begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad \text{HI 2: } \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\text{IN 1: } \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad \text{IN 2: } \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Pour les femmes :

$$\text{AF 1: } \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad \text{AF 2: } \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Pour les hommes :

$$\text{AF 1:} \quad \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \quad \text{AF 2:} \quad \begin{pmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

Le modèle de quasi-indépendance, dans le cas d'une table de mobilité origine-destination, peut s'écrire de la façon suivante :

$$\log F_{ij} = \mu + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{i,j}^R ,$$

les paramètres de l'élément  $\lambda_{i,j}^R$  à estimer étant définis par la matrice suivante :

$$\text{R:} \quad \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 6 \end{pmatrix}$$