

LES VERTUS EXPLICATIVES D'UNE MÉTHODE STATISTIQUE DESCRIPTIVE EN SOCIOLOGIE :

le modèle log-linéaire et log-multiplicatif d'un tableau de contingence pour expliquer la croissance de la fluidité sociale en France

Louis-André Vallet¹

RÉSUMÉ

Une précédente communication a présenté les avancées récentes intervenues pour analyser la variation d'une association statistique entre deux variables catégorielles selon une troisième variable. On utilise ici la première de ces avancées pour progresser vers l'explication sociologique de la lente croissance de la fluidité sociale entre générations intervenue en France entre 1970 et 1993. Les données utilisées proviennent des enquêtes nationales Formation – Qualification Professionnelle de 1970, 1977, 1985 et 1993. L'introduction de termes log-multiplicatifs dans un modèle log-linéaire topologique de la table de mobilité sociale permet de mettre au jour les dimensions du régime de mobilité entre générations qui ont été spécifiquement transformées en un quart de siècle. De même, s'agissant du tableau tri-dimensionnel croisant origine sociale, niveau d'éducation et position sociale, l'introduction de termes log-multiplicatifs permet d'identifier quelles associations statistiques ont été transformées et dans quelles directions.

1. INTRODUCTION

Dans le cadre du modèle log-linéaire d'un tableau de contingence, l'analyse de la variation de l'association statistique entre deux variables qualitatives (par exemple, l'origine sociale et la position sociale) en fonction d'une troisième variable (par exemple, l'année d'enquête) se heurte fréquemment à un problème de manque de puissance. En effet, l'interaction entre les trois variables met généralement en jeu un nombre important de paramètres. Aussi, dès que l'association statistique analysée n'est affectée que de variations faibles ou lentes, le modèle log-linéaire se révèle peu approprié pour mettre en évidence les transformations intervenues et leur significativité statistique.

Dans une précédente communication au Colloque francophone sur les sondages 2002 (Vallet, 2004a), on a montré comment l'usage de modèles log-multiplicatifs permettait de résoudre ce problème. Par exemple, si O désigne l'origine sociale (avec NO modalités), P la position sociale (avec NP modalités) et T l'année d'enquête (avec NT modalités), le modèle log-linéaire qui postule que la fluidité sociale est constante, c'est-à-dire que le lien entre origine et position sociales est rigoureusement stable au cours du temps, au sens de l'égalité des *odds ratios*, s'écrit :

$$\text{Log}(m_{opt}) = \lambda + \lambda_o^O + \lambda_p^P + \lambda_t^T + \lambda_{ot}^{OT} + \lambda_{pt}^{PT} + \lambda_{op}^{OP}$$

et implique : $\text{Log}\left(\frac{m_{opt}}{m_{o'pt}}\right) = \lambda_{op}^{OP} + \lambda_{o'p'}^{OP} - \lambda_{op'}^{OP} - \lambda_{o'p}^{OP}$ quel que soit t .

En revanche, supposer que le lien entre origine et position sociales a varié librement dans le temps correspond au modèle log-linéaire saturé :

$$\text{Log}(m_{opt}) = \lambda + \lambda_o^O + \lambda_p^P + \lambda_t^T + \lambda_{ot}^{OT} + \lambda_{pt}^{PT} + \lambda_{op}^{OP} + \lambda_{opt}^{OPT}$$

qui met en jeu (NO-1)(NP-1)(NT-1) paramètres indépendants supplémentaires et implique :

¹ Vallet Louis-André, Laboratoire de Sociologie Quantitative, CNRS et CREST-INSEE, Timbre J350 – 3 avenue Pierre Larousse, F 92245 Malakoff Cedex, France (louis-andre.vallet@ensae.fr).

$$\text{Log}\left(\frac{m_{opt}/m_{op't}}{m_{o'pt}/m_{o'p't}}\right) = (\lambda_{op}^{OP} + \lambda_{o'p'}^{OP} - \lambda_{op'}^{OP} - \lambda_{o'p}^{OP}) + (\lambda_{opt}^{OPT} + \lambda_{o'p't}^{OPT} - \lambda_{op't}^{OPT} - \lambda_{o'pt}^{OPT})$$

Sur les données qui seront présentées ci-dessous, le modèle de constance fournit un khi-deux du rapport de vraisemblance G^2 de 300,1 pour 108 degrés de liberté. Il classe de manière erronée 2,4 % seulement de l'effectif total de l'échantillon et élimine 98,6 % de la valeur du khi-deux caractéristique du modèle d'indépendance entre origine et position sociales, conditionnellement à l'année d'enquête. Le modèle de constance doit aussi être préféré au modèle saturé car il fournit une statistique *bic* négative (-881,4) (cf. Tableau 2 – Modèle A).

Cependant, en suivant une suggestion de Goodman (1986), Xie (1992) et Erikson et Goldthorpe (1992) ont proposé le modèle log-multiplicatif de variation uniforme – ou Unidiff – qui, par rapport au modèle de constance, n'estime que (NT-1) paramètres supplémentaires :

$$\text{Log}(m_{opt}) = \lambda + \lambda_o^O + \lambda_p^P + \lambda_t^T + \lambda_{ot}^{OT} + \lambda_{pt}^{PT} + \beta_t \psi_{op}$$

En supposant stable la structure de l'association entre origine et position sociales, un tel modèle est apte à détecter une variation temporelle dans son intensité car il implique :

$$\text{Log}\left(\frac{m_{opt}/m_{op't}}{m_{o'pt}/m_{o'p't}}\right) = \beta_t (\psi_{op} + \psi_{o'p'} - \psi_{op'} - \psi_{o'p})$$

Sur les données qui seront présentées ci-dessous, le modèle Unidiff fournit une statistique G^2 de 258,2 pour 105 degrés de liberté. Selon un test sur la différence d'ajustement entre deux modèles emboîtés, il est donc significativement préférable au modèle de constance, ce que confirme aussi la statistique *bic* (-890,5). Fixé à 1 en 1970, le paramètre β_t est estimé à 0,953 en 1977, 0,887 en 1985 et 0,873 en 1993 : il indique donc une augmentation d'environ 13 % de la fluidité sociale en un quart de siècle.

Outil statistique essentiellement descriptif, le modèle log-linéaire et log-multiplicatif d'un tableau de contingence peut aussi être utilisé en sociologie dans une optique explicative. Cette communication en fournira une illustration en présentant deux utilisations avancées du modèle Unidiff. Elles permettent de progresser vers l'explication sociologique de la lente croissance de la fluidité sociale entre générations intervenue en France entre 1970 et 1993.

2. DONNÉES

Les données utilisées sont issues des enquêtes nationales Formation – Qualification Professionnelle réalisées par l'INSEE en 1970, 1977, 1985 et 1993. Pour chacune, elles portent sur les hommes, français ou étrangers, âgés de 25 à 64 ans, actifs occupés ou au chômage en ayant eu un emploi auparavant. L'échantillon total est de 56 356 hommes, soit 16 504 en 1970, 16 999 en 1977, 16 230 en 1985 et 6 623 en 1993. Pour tenir compte de la complexité du plan de sondage de chaque enquête, les tableaux de contingence analysés ont été extraits en utilisant les coefficients d'extrapolation à la population française, puis, avant l'analyse, ils ont été ramenés à l'effectif réellement enquêté ci-dessus qui leur correspond, au moyen d'une simple règle de trois. Les mêmes analyses ont aussi été conduites sur la population féminine correspondante et ont fourni des résultats très proches. Pour des raisons de place, elles ne peuvent être détaillées ici (Vallet, 2004b).

Les variables de position sociale et d'origine sociale (ou position sociale du père) utilisent la nomenclature internationale CASMIN en sept classes, soit :

I+II – *Service class*: professions libérales et intellectuelles, cadres administratifs, techniques et commerciaux ; techniciens de niveau supérieur ; contremaîtres dirigeant des employés.

III – *Routine non-manual workers*: employés dans l'administration et les affaires ; employés de commerce ; autres personnels de service.

IVa+b – *Petty bourgeoisie*: petits indépendants et artisans, etc., avec ou sans salarié(s).

IVc – *Farmers*: agriculteurs exploitants et autres travailleurs indépendants du secteur primaire.

V+VI – *Skilled workers*: techniciens de niveau inférieur ; contremaîtres dirigeant des ouvriers ; ouvriers qualifiés.

VIIa – *Non-skilled workers*: ouvriers semi-qualifiés et non qualifiés (en dehors de l'agriculture).

VIIb – *Agricultural labourers*: ouvriers de l'agriculture et du secteur primaire.

La variable de niveau d'éducation utilise le diplôme le plus élevé obtenu par le répondant en formation initiale (y compris l'apprentissage). Elle comporte neuf postes dont les extrêmes sont « Sans diplôme » (1a) d'une part, « Diplômes universitaires des deuxième et troisième cycles, Doctorat, CAPES, Agrégation, Diplôme de Grande École » (3b) d'autre part.

3. DES TERMES LOG-MULTIPLICATIFS DANS UN MODÈLE TOPOLOGIQUE DE LA TABLE DE MOBILITÉ

Plutôt que de décrire exhaustivement l'association statistique entre origine et position sociales au moyen de (NO-1)(NP-1) paramètres indépendants, le modèle dit « topologique » (Hauser, 1978 ; Vallet, 2005) suppose qu'un nombre limité de « niveaux de densité » sous-tend la table de mobilité. Erikson et Goldthorpe (1992) ont proposé un tel modèle « noyau » qui fournit une représentation théorique de la fluidité sociale caractéristique d'une société.

Selon ce modèle, les diverses cellules du tableau de mobilité sont sous-tendues par treize « niveaux de densité » qui traduisent le fait que les différents trajets de mobilité et d'immobilité ne sont pas également vraisemblables. Plutôt que d'être estimés directement à partir des données, ces niveaux de densité sont eux-mêmes conçus comme le résultat de la combinaison de paramètres plus élémentaires (au nombre de 8) qui expriment certains effets fondamentaux dont on suppose qu'ils gouvernent les processus de mobilité et dont on pourra estimer l'ampleur. Le modèle « noyau », représenté dans le tableau 1, inclut ainsi deux paramètres (HI1 et HI2) qui captent un effet de hiérarchie sociale : ils mesurent les barrières à la mobilité verticale de courte (HI1) et de longue (HI2) distance. Trois paramètres (IN1, IN2 et IN3) sont relatifs à un effet d'hérédité sociale et désignent donc les facteurs qui encouragent l'immobilité des individus à l'intérieur de leur classe d'origine : IN1 concerne toutes les classes sociales sans exception, alors que IN2 et IN3 mesurent la propension supplémentaire à l'immobilité dans les classes qui comprennent des indépendants et chez les seuls agriculteurs exploitants respectivement. Un autre paramètre (SE) mesure l'effet du secteur d'activité sous la forme des obstacles à la mobilité entre les deux classes sociales liées au secteur primaire et les autres. Le modèle inclut enfin deux paramètres supplémentaires relatifs à des effets d'affinité négative et positive entre classes (AF1 et AF2) : ils expriment des influences plus spécifiques sur la mobilité qui découlent de discontinuités (AF1) ou de relations (AF2) particulières entre classes et qui agissent respectivement pour renforcer ou pour compenser les effets généraux de hiérarchie et de secteur d'activité.

Tableau 1 – Le modèle « noyau » d'analyse de la fluidité sociale

Position Origine	I+II	III	IVa+b	IVc	V+VI	VIIa	VIIb
I+II	IN1+IN2	HI1+AF2	HI1+AF2	HI1+SE	HI1	HI1+HI2	HI1+HI2+SE+AF1
III	HI1+AF2	IN1	-	SE	-	HI1	HI1+SE
IVa+b	HI1+AF2	-	IN1+IN2	SE+AF2	-	HI1	HI1+SE
IVc	HI1+HI2+SE	HI1+SE	HI1+SE+AF2	HI1+IN1+IN2+IN3	HI1+SE	SE+AF2	-
V+VI	HI1	-	-	SE	IN1	HI1+AF2	HI1+SE
VIIa	HI1+HI2	HI1	HI1	HI1+SE	HI1+AF2	IN1	SE
VIIb	HI1+HI2+SE+AF1	HI1+SE	HI1+SE	HI1	HI1+SE	SE+AF2	IN1

Les divisions hiérarchiques de la structure sociale sont représentées horizontalement et en pointillé. Les divisions par secteurs d'activité sont représentées verticalement et en gras. Le tableau indique comment les paramètres élémentaires se combinent pour constituer les niveaux de densité caractéristiques de la table de mobilité en 7 classes. Voir aussi pour divers compléments Goldthorpe (1995).

Muni de cette représentation théorique et des tables de mobilité de 1970, 1977, 1985 et 1993, il est possible de procéder comme suit pour identifier les facteurs responsables de l'augmentation de la fluidité sociale en France (Tableau 2). Premièrement, la version temporellement invariante du modèle « noyau » (Modèle B) doit être préférée au modèle non contraint de constance (Modèle A) car sa statistique *bic* est meilleure et cette version ne classe de manière erronée que 3,3 % seulement de l'effectif total. On soulignera aussi que

les huit paramètres estimés à partir des quatre enquêtes sont très proches de ceux obtenus par Erikson et Goldthorpe (1992, p. 147) à partir des seules données françaises de 1970. Deuxièmement, avec 24 paramètres supplémentaires, la version temporellement variable du modèle « noyau » (Modèle C) fournit une statistique G^2 plus faible de 117,6 points. Dans le contexte du modèle « noyau », cela représente la totalité de la variation de la fluidité sociale intervenue en 23 ans, mais une compréhension plus profonde serait obtenue s'il était possible de rendre compte d'une grande partie de cette variation en utilisant seulement quelques paramètres, en plus des huit effets élémentaires.

Tableau 2 – Analyse de la variation temporelle de la fluidité sociale selon le modèle « noyau »

Modèle	G^2		ddl	ID	rG^2	bic		
A. Constance {OT}{PT}{OP}	300,1		108	2,4	98,6	-881,4		
Modèles « noyau »								
B. Paramètres invariants dans le temps	568,6		136	3,3	97,4	-919,1		
	<i>HI1</i>	<i>HI2</i>	<i>IN1</i>	<i>IN2</i>	<i>IN3</i>	<i>SE</i>	<i>AF1</i>	<i>AF2</i>
France 1970, 1977, 1985, 1993	-0,243	-0,570	0,399	0,824	1,140	-0,803	-0,817	0,451
France 1970 (<i>The Constant Flux</i> , p. 147)	-0,24	-0,47	0,41	0,92	1,00	-0,89	-0,75	0,47
C. Paramètres variables dans le temps	451,0		112	2,9	97,9	-774,2		
	<i>HI1</i>	<i>HI2</i>	<i>IN1</i>	<i>IN2</i>	<i>IN3</i>	<i>SE</i>	<i>AF1</i>	<i>AF2</i>
1970	-0,318	-0,703	0,350	0,975	0,935	-0,931	-0,572	0,459
1977	-0,289	-0,574	0,393	0,801	1,424	-0,665	-1,156	0,470
1985	-0,171	-0,538	0,425	0,742	1,091	-0,777	-0,767	0,426
1993	-0,083	-0,441	0,481	0,809	1,264	-0,687	-0,665	0,407
D. Seul HI1 varie dans le temps	515,5		133	3,1	97,6	-939,5		
E. Seul HI2 varie dans le temps	544,7		133	3,3	97,5	-910,2		
F. Seul IN1 varie dans le temps	550,0		133	3,3	97,5	-904,9		
G. Seul IN2 varie dans le temps	532,4		133	3,2	97,5	-922,6		
H. Seul IN3 varie dans le temps	566,4		133	3,3	97,4	-888,5		
I. Seul SE varie dans le temps	555,2		133	3,3	97,4	-899,8		
J. Seul AF1 varie dans le temps	561,5		133	3,3	97,4	-893,4		
K. Seul AF2 varie dans le temps	567,8		133	3,4	97,4	-887,1		
L. HI1 et HI2 varient dans le temps	499,5		133	3,1	97,7	-955,4		
	<i>Paramètre UNIDIFF pour HI1 et HI2</i>							
	1,000 (1970)	0,830 (1977)	0,619 (1985)	0,509 (1993)				
M. Modèle L muni d'une tendance linéaire	500,7		135	3,1	97,7	-976,1		
	<i>Tendance linéaire annuelle pour HI1, HI2</i>	-0,0230						
N. Modèle M + SE varie dans le temps	489,7		132	3,0	97,7	-954,3		
	<i>Tendance linéaire annuelle pour HI1, HI2</i>	-0,0227						
	<i>Paramètre UNIDIFF pour SE</i>							
	1,000 (1970)	0,825 (1977)	0,839 (1985)	0,846 (1993)				
O. Modèle N avec une contrainte d'égalité	489,8		134	3,0	97,7	-976,1		
	<i>Tendance linéaire annuelle pour HI1, HI2</i>	-0,0226						
	<i>Paramètre UNIDIFF (contraint) pour SE</i>							
	1,000 (1970)	0,834 (1977, 1985, 1993)						

La première étape dans cette direction consiste à estimer une série de modèles qui incluent un effet log-multiplicatif – ou Unidiff – au cours du temps pour *un seul* des huit paramètres élémentaires. En comparaison de la version temporellement invariante du modèle « noyau », une forte réduction est alors obtenue pour la statistique G^2 lorsque cet effet s'applique à HI1 (Modèle D), et des réductions substantielles sont aussi visibles lorsqu'il s'applique à IN2 et HI2 (Modèles G et E). Dans le modèle L, on a donc imposé un effet Unidiff sur *les deux* paramètres de hiérarchie *simultanément* et cela fournit le meilleur modèle parmi ceux examinés jusqu'alors dans le tableau 2. En outre, le changement monotone que les paramètres Unidiff révèlent peut être résumé, sans perte d'information significative, par une tendance linéaire (Modèle M). Enfin, ajouter un effet Unidiff au paramètre de secteur d'activité réduit significativement la statistique G^2 (Modèle N) et cet effet prend la forme d'un effet de seuil qui oppose l'enquête de 1970 aux suivantes (Modèle O). Bien que nous ayons envisagé de nombreuses variantes supplémentaires du modèle « noyau », il ne nous a pas été possible de mettre en évidence un modèle plus puissant que le modèle O : avec seulement deux paramètres, il élimine 67,1 % de la distance entre les versions temporellement invariante et temporellement variable du modèle « noyau ».

Ainsi, l'augmentation de la fluidité sociale entre générations dans la société française entre 1970 et 1993 semble renvoyer à deux évolutions plus élémentaires. D'une part, un affaiblissement progressif est

intervenir dans la dimension hiérarchique de la structure sociale, dimension qui en elle-même freine ou limite les mouvements de mobilité intergénérationnelle de courte ou de longue portée. D'autre part, la distance s'est aussi un peu réduite entre les classes des agriculteurs exploitants et ouvriers agricoles et les autres, suggérant donc que la variation de la fluidité sociale a résulté aussi d'un rapprochement du monde rural et du monde urbain.

4. DES TERMES LOG-MULTIPLICATIFS DANS L'ANALYSE DES LIENS ENTRE ORIGINE SOCIALE, ÉDUCATION ET POSITION SOCIALE

Si le niveau d'éducation est introduit comme variable intermédiaire entre origine et position sociales, l'affaiblissement de l'association statistique totale entre celles-ci est susceptible d'être expliqué par quatre transformations :

- un affaiblissement de l'effet « indirect » (i.e. médiatisé par l'éducation) de l'origine sur la position sociale, qui peut lui-même être décomposé en un affaiblissement de l'association entre origine et éducation – c'est-à-dire une diminution de l'inégalité des chances scolaires (première transformation) – et/ou un affaiblissement de l'association partielle entre éducation et position – c'est-à-dire, à origine sociale contrôlée, un déclin de l'avantage professionnel relatif procuré par l'éducation (deuxième transformation) ;
- troisièmement, un affaiblissement de l'effet « direct » (i.e. à éducation contrôlée) de l'origine sur la position sociale ;
- quatrièmement, un effet de composition lié au fait que l'expansion de l'éducation accroît, au cours du temps, le poids relatif des groupes plus diplômés pour lesquels l'association partielle entre origine et position sociales serait tendanciellement plus faible.

Le tableau 3 présente un test général de ces quatre hypothèses explicatives de l'accroissement de la fluidité sociale en France.

Tableau 3 – Analyse de la variation temporelle des liens entre origine sociale (O), niveau d'éducation (E) et position sociale (P)

Modèle	G ²	ddl	ID	rG ²	bic
<i>Analyse des tables Origine-Éducation</i>					
A. Indépendance conditionnelle {OT}{ET}	12720,2	192	16,5	-	10619,8
B. Association constante {OT}{ET}{OE}	418,4	144	2,8	96,7	-1156,9
C. UNIDIFF	335,9	141	2,5	97,4	-1206,5
	<i>Paramètres UNIDIFF pour {OE}</i> 1,000(1970) 0,886(1977) 0,808(1985) 0,784(1993)				
<i>Analyse des tables Origine-Éducation-Position</i>					
D. Indépendance conditionnelle {OET}{PT}	41547,0	1482	32,6	-	25334,8
E. Association {OP} constante {OET}{PT}{OP}	20126,4	1446	20,4	51,6	4307,9
F. Association {EP} constante {OET}{PT}{EP}	15920,4	1434	17,1	61,7	233,3
G. Associations constantes {OET}{PT}{OP}{EP}	2449,1	1398	5,8	94,1	-12844,3
H. Seule {OP} change dans le temps	2428,1	1395	5,7	94,2	-12832,5
	<i>Paramètres UNIDIFF pour {OP}</i> 1,000 0,956 0,894 0,890				
I. Seule {EP} change dans le temps	2342,4	1395	5,5	94,4	-12918,2
	<i>Paramètres UNIDIFF pour {EP}</i> 1,000 0,910 0,855 0,740				
J. À la fois {OP} et {EP} changent dans le temps	2325,5	1392	5,4	94,4	-12902,2
	<i>Paramètres UNIDIFF pour {OP}</i> 1,000 0,961 0,902 0,909				
	<i>Paramètres UNIDIFF pour {EP}</i> 1,000 0,912 0,859 0,743				
K. Modèle I + {OP} change selon l'éducation	2238,7	1387	5,4	94,6	-12934,3
	<i>Paramètres UNIDIFF (temps) pour {EP}</i> 1,000(1970) 0,906(1977) 0,851(1985) 0,740(1993)				
	<i>Paramètres UNIDIFF (éducation) pour {OP}</i> 1a 1b 1c 2a 2b 2cgen 2cvoc 3a 3b				
	1,000	1,089	1,014	0,988	0,858 0,499 0,814 0,725 0,633

Premièrement, nous avons analysé la dynamique temporelle de l'association entre origine sociale et niveau d'éducation atteint au moyen de nos modèles habituels. Le modèle Unidiff est préférable au modèle de constance et les paramètres log-multiplicatifs révèlent une diminution – 21,6 % dans le logarithme des *odds ratios* – pour la force de l'association entre classe d'origine et éducation atteinte, entre les populations enquêtées en 1970 et 1993 (Modèle C). La tendance déclinante s'atténue progressivement, ce qui correspond au fait que la majeure partie du changement a concerné les cohortes nées entre le milieu des

années 1930 et le milieu des années 1950. Notre première conclusion est donc qu'une diminution est intervenue dans l'inégalité des chances scolaires.

Deuxièmement, nous avons analysé les tableaux tri-dimensionnels croisant origine sociale, niveau d'éducation et position sociale dans une perspective temporelle. La statistique rG^2 suggère clairement que l'association partielle entre éducation et position sociale est plus forte que celle entre origine et position sociales (Modèles E et F). Puis, en partant du modèle qui incorpore ces deux associations (Modèle G), on peut introduire un effet log-multiplicatif selon le temps pour l'une, pour l'autre, ou pour les deux associations (Modèles H, I et J). Les statistiques G^2 et *bic* conduisent alors à préférer le modèle I qui révèle une diminution – 26,0 % dans le logarithme des *odds ratios* – pour la force de l'association partielle entre niveau d'éducation et position sociale. Notre deuxième conclusion est donc qu'un déclin est intervenu, à origine sociale contrôlée, dans l'avantage professionnel relatif que procure l'éducation, alors que l'effet direct de l'origine sur la position sociale a peu varié en France entre 1970 et 1993.

Troisièmement, une qualité d'ajustement encore meilleure est obtenue si l'on complète le modèle I par un effet log-multiplicatif relatif à l'éducation pour l'association partielle entre origine et position sociales (Modèle K). Malgré quelques irrégularités, les paramètres estimés font apparaître que l'effet direct de l'origine sur la position sociale est généralement plus faible parmi les individus plus diplômés – spécialement à partir du diplôme général du Brevet (2b) jusqu'aux diplômes de l'enseignement supérieur (3a et 3b). Notre troisième conclusion est donc qu'un effet de composition est intervenu, accroissant progressivement le poids relatif des groupes plus diplômés dans lesquels l'effet direct de l'origine sur la position sociale est réduit.

5. RÉFÉRENCES

Erikson, R., and J.H. Goldthorpe (1992), *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon Press.

Goldthorpe, J.H. (1995), « Le 'noyau dur' : fluidité sociale en Angleterre et en France dans les années 70 et 80 », *Revue française de sociologie*, 36, p. 61-79.

Goodman, L.A. (1986), « Some Useful Extensions of the Usual Correspondence Analysis Approach and the Usual Log-Linear Models Approach in the Analysis of Contingency Tables », *International Statistical Review*, 54, p. 243-270.

Hauser, R.M. (1978), « A Structural Model of the Mobility Table », *Social Forces*, 56, p. 919-953.

Vallet, L.-A. (2004a), « Modéliser la variation d'une association statistique selon une troisième variable : avancées récentes », in P. Ardilly (éd.), *Échantillonnage et méthodes d'enquêtes*, Paris : Dunod, p. 240-248.

Vallet, L.-A. (2004b), « Change in Intergenerational Class Mobility in France from the 1970s to the 1990s and its Explanation: An Analysis Following the CASMIN Approach », in R. Breen (ed.), *Social Mobility in Europe*, Oxford: Oxford University Press.

Vallet, L.-A. (2005), « Utiliser le modèle log-linéaire pour mettre au jour la structure du lien entre les deux variables d'un tableau de contingence : un exemple d'application à la mobilité sociale », Journées de Méthodologie Statistique 2005, Paris.

Xie, Y. (1992), « The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables », *American Sociological Review*, 57, p. 380-395.