

G I A N L U C A M A N Z O

# *Le modèle du choix éducatif interdépendant \**

*Des mécanismes théoriques  
aux données empiriques françaises et italiennes \*\*.*

*Ce qui est simple est toujours faux.  
Ce qui n'est l'est pas est inutilisable.  
Paul Valéry (1942, p. 864)*

L'ARTICLE présente un modèle théorique des mécanismes générateurs de la stratification éducative et il propose une formalisation mathématique de sa structure analytique (*section I*). Ce modèle est traduit ensuite dans un « système multi-agents » (*section II*). Les résultats des simulations sont enfin systématiquement comparés aux données empiriques décrivant la configuration des stratifications éducatives françaises et italiennes, telles que celles-ci apparaissaient dans les années quatre-vingt-dix (*section III*) ainsi que dans leurs évolutions temporelles au cours d'une grande partie du xx<sup>e</sup> siècle (*section IV*).

Cet exercice de modélisation, de formalisation et de simulation des mécanismes générateurs d'un phénomène social spécifique veut démontrer deux choses. D'une part, nous tâchons de convaincre le

\* Je tiens à exprimer toute ma reconnaissance à Frédéric Amblard car, sans ses compétences d'informaticien, je n'aurais pas pu mener à bien mon travail de sociologue. Qu'il trouve dans ce texte une première manifestation de notre collaboration et du plaisir que j'ai pris à travailler avec lui. À l'invitation de Filippo Barbera, une version préliminaire de cet article a été présentée au département de Sciences Sociales de l'Université de Turin durant le mois d'Avril 2006. Que Filippo Barbera, mes discutants – Nicola Negri et Flaminio Squazzoni – ainsi que Flavio Bonifacio, Carlo Barone, Flavio Ceravolo et Riccardo

Boero soient assurés de la pertinence et de l'utilité de leurs commentaires et suggestions.

\*\* À certains endroits du texte (c'est notamment le cas aux pages 19, 22, 29, 33 et 38 ainsi qu'aux notes 21 et 29), des données et des analyses sont commentées, sans être pour autant reportées *in extenso*. Ces informations qui, pour des raisons d'espace, ne trouvent pas leur place dans cet article sont bien évidemment disponibles auprès de l'auteur. Autrement, le lecteur peut se référer à notre thèse de doctorat (Manzo 2006a), en particulier aux informations contenues dans les chapitres 8 et 10 de celle-ci.

lecteur de l'impossibilité de mettre en œuvre une explication construite en termes de mécanismes générateurs sans passer par des techniques appropriées de simulation. D'autre part, nous voudrions attirer l'attention sur la nécessité de faire une utilisation « orientée vers les données » des méthodes de simulation afin d'éviter de réduire ces méthodes à de pures spéculations formalisées.

La première préoccupation renvoie à des évolutions récentes de la sociologie générale. Depuis le début des années quatre-vingt-dix, de nombreuses contributions ont fait du concept de « mécanisme générateur » le cœur d'une nouvelle manière d'entendre l'explication sociologique (Cherkaoui 2005 ; Hedstrom et Swedberg 1998a, b). On a même suggéré de fonder la notion de « causalité » sur celle de « mécanisme » (Goldthorpe 1999 ; Hedstrom 2003) (1). Ainsi, la sociologie dite « analytique » (Barbera 2003, 2004 ; Hedstrom 2005) est en train de se consolider, en développant par ailleurs une conception de l'explication déjà présente dans la tradition sociologique classique (2) et, plus explicitement, dans quelques travaux pionniers de Merton (1949, p. 103, 106, chap. 11, pp. 371-379 ; 1967, p. 43), de Boudon (1973a, 1976, 1979b ; Davidovitch et Boudon 1964), de Fararo (1969) et de Schelling (1971, 1978). Ces avancées récentes croisent par ailleurs la constitution en philosophie des sciences d'une tradition tout aussi tournée vers la notion de « mécanisme générateur » (Bunge 1997, 2004 ; « Philosophy of social science » 2004) et vers une conception « générative » de la causalité (Harré 1972 ; Harré et Secord 1972).

Or, un défi majeur pour cette perspective théorique est celui de la mise en œuvre d'une telle conception de l'explication. En effet, comment pourrait-on tester la pertinence de modèles théoriques centrés sur la combinaison d'entités qui, tout en étant le plus souvent inobservables, sont censées produire des régularités empiriques ? Comment représenter concrètement des mécanismes générateurs ? Comment étudier leurs conséquences ? Comment animer des boucles « Macro→Micro→Macro » dont le déroulement dynamique est au cœur de la perspective de la sociologie analytique ?

(1) En dehors de la sociologie, d'autres auteurs ont proposé de réserver la notion de causalité aux situations dans lesquelles il est possible de mettre en évidence l'action d'un « mécanisme » : cf. COX (1992, p. 297), COX et WERMUTH (1993, p. 207) et SIMON et IWASAKI (1988, p. 150).

(2) De nombreux auteurs ont mis en évidence l'esquisse d'une démarche par les mécanismes chez les « classiques » : Tocqueville

(BOUDON 2005, chap. VI ; CHERKAOUI 2003a, 2005a, p. chap. 1 ; EDLING et HEDSTROM 2005 ; ELSTER 2003, p. 44-48), Durkheim (CHERKAOUI 1998, chap. 3 ; 2000, p. 130, 135 ; 2005a, chap. 2 ; COLLINS 1988, chap. 6, 11 ; FARARO 1989, p. 134-137, 345, 346), Simmel (BUNGE 1997, p. 412) ainsi que Weber (CHERKAOUI 2003b, 2005a, chap. 3, 2006 ; HEDSTROM et SWEDBERG 1998b, p. 5).

Cette dernière dénonce le « vide » explicatif de toute démarche centrée sur l'analyse des relations entre les variables (Boudon 1976 ; Cherkaoui 2000 ; Hedstrom 2005, chap. 5 ; Sorensen 1998). Dégager la force et la forme des configurations empiriques des phénomènes sociaux laisse leur genèse à expliquer. Quelles méthodes permettraient alors de mettre en relation une concaténation de mécanismes générateurs et les régularités empiriques décelées ?

En raison de leur capacité à « écrire » des mécanismes et à « animer » les processus que ces derniers contiennent en puissance, certaines techniques de simulation – notamment, les « systèmes multi-agents » – constituent le cadre adéquat pour implémenter des explications construites en termes de mécanismes générateurs. Au sein de la « sociologie analytique », on commence à prendre conscience de l'importance de ce couplage (Hedstrom 2005, ch. 6) ; en dehors de celle-ci, cela semble chose faite (Cederman 2005) ; au sein de certaines ramifications hétérodoxes de l'économie contemporaine, enfin, on retrouve une « épistémologie générative » en partant des « systèmes multi-agents » (Epstein 1999, 2005, 2006).

Or, puisque l'objectif de la sociologie analytique est d'expliquer la configuration de phénomènes sociaux clairement délimités, introduire en son sein des méthodes de simulation signifie concevoir ces dernières comme des outils tournés vers des référents empiriques précis. Nous venons ainsi au second objectif de l'article : plaider en faveur d'une utilisation « orientée vers les données » des techniques de simulation.

Durant les années quatre-vingt-dix, en effet, une perspective sociologique qui se définit « computationnelle » est apparue sur la scène internationale (Fararo et Butts 1999 ; Hummon et Fararo 1995). Son objectif est de faire des méthodes de simulation l'outil principal pour faire avancer la théorie sociologique. Sans doute moins visible que la « sociologie analytique », cette perspective est néanmoins en voie de diffusion rapide (Abell 2004, p. 301). Mais, le programme même de la « sociologie computationnelle » met au second plan une utilisation « orientée vers les données » des méthodes de simulation. Comme cela est explicite dans de nombreux articles de Carley (1994, 1996, 1999), cette technique est conçue comme un « générateur » d'hypothèses sur les mécanismes plutôt que comme un outil pour tester leur pertinence et leur validité empirique. Ce qui se comprend d'ailleurs aisément dès lors que l'on note que la « sociologie computationnelle » apparaît, du moins en partie, comme une filiation de la « sociologie mathématique », dont l'épuisement en tant que branche sociologique à part entière est souligné par plusieurs auteurs (Edling 2002 ; Fararo 1997 ; Scott 1997). Ainsi, si

le langage informatique, en raison de sa plus grande flexibilité, promet davantage que le langage mathématique (Axtell 2000 ; Collins 1988), la vocation théorique de la « sociologie mathématique » semble cependant se transmettre à la « sociologie computationnelle ».

Quelques rares auteurs commencent cependant à reconnaître la nécessité d'« injecter » du réalisme dans les modèles de simulation, à la fois du point de vue de leur micro spécification et de la validation de leurs conséquences macro (Boero et Squazzoni 2005 ; Moss et Edmonds 2005 ; Hedstrom et Aberg 2005). Cet article s'inscrit dans cette lignée.

Ainsi, notre analyse des stratifications éducatives française et italienne repose sur une tentative d'intégration de trois perspectives sociologiques. La sociologie dite « des variables » (Esser 1996) constitue, d'une part, un « générateur » de régularités empiriques à expliquer, d'autre part, un moyen pour relier les « données simulées » aux données empiriques de départ. Nous prenons ensuite de la « sociologie analytique » l'intérêt pour la construction théorique de « modèles générateurs ». Nous tirons enfin de la « sociologie computationnelle » l'idée de formaliser ces modèles et d'en simuler le comportement (3). Cet article continue alors l'exploration d'un programme de recherche que nous avons d'abord annoncé (Manzo 2006b, 2007a), réélaboré ensuite (Manzo 2007b), et commencé à appliquer ailleurs (Manzo 2006c).

## I

*Le modèle du choix éducatif interdépendant*

La stratification sociale des diplômés sera conçue ici comme un macro phénomène émergent, c'est-à-dire un résultat collectif non voulu dérivant de la combinaison des choix scolaires individuels (4). Dès lors,

(3) Au passage, on notera que, à la différence de certains auteurs (cf. Goldthorpe 1996a, 1997), nous ne proposons pas ici de marier l'analyse quantitative par variables à une théorie sociologie particulière, notamment la théorie du choix rationnel. Comme on le déduira du modèle théorique proposé, nous n'imposons qu'une forme générale d'explication (l'« individualisme méthodologique complexe ») ainsi qu'une méthode de mise en œuvre de telle explication. Le contenu spécifique qu'il convient de donner à cette forme générale d'explication quant à l'image de

l'acteur (« mécanismes Micro-Micro ») dépendra du phénomène étudié (cf. sur ce point, EDLING 2000 ; HEDSTROM 2005, ch. 6).

(4) Cette conception de la stratification éducatrice en tant que phénomène émergent non voulu nous paraît implicite dans l'ouvrage désormais classique de Raymond Boudon, « *L'inégalité de chances* » (1973a). Quelques années plus tard, le sociologue français, en commentant la théorie de la stratification de Davis et Moore (1945), explicitera et élargira cette idée : « [...] *les phénomènes de stratification doivent souvent être considérés comme la résultante*

deux classes de mécanismes doivent être analytiquement distinguées : d'une part, ceux qui gèrent la logique de choix strictement individuelle, d'autre part, ceux qui rendent compte des modalités de composition de ces choix.

Le modèle théorique que nous présentons ici prête une attention particulière à cette seconde classe de mécanismes, c'est-à-dire à la manière dont les choix scolaires individuels s'influencent, directement et indirectement, les uns les autres. Dans la mesure où l'élément distinctif du modèle est de tenter une décomposition analytique d'une pluralité de formes d'interdépendance, nous choisissons l'appellation de « Modèle du Choix Éducatif Interdépendant ». Nous le proposons comme un développement possible du modèle explicatif actuellement dominant dans les études quantitatives de la stratification éducative (Barone 2005 ; Breen et Jonsson 2005), celui qu'on pourrait désormais qualifier d'« approche du choix éducatif rationnel » (Becker 2003 ; Boudon 1973a ; Breen 2001 ; Breen et Goldthorpe 1997 ; Breen et Yaish 2006 ; Davies, Heinesen et Holm 2002 ; Gambetta 1987 ; Goldthorpe 1996b ; Erikson et Jonsson 1996 ; Hillmert et Jacob 2003 ; Jonsson et Erikson 2000 ; Raftery et Hout 1993 ; Schizzerotto 1997) (5).

Ainsi, nous supposons que chaque acteur (indiqué par  $i$ ) construit une évaluation (notée  $E$ ) des différents diplômes (noté génériquement  $d$ ) qui se présentent successivement à lui. Cette évaluation, qui est à l'origine du choix de l'acteur, est supposée dépendre d'un certain nombre d'éléments.

1) En premier lieu, nous supposons, d'une part, que les acteurs considèrent la valeur de la rentabilité d'un diplôme sur le marché du travail (indiquons-là par  $RO_d$ , *rentabilité objective*), d'autre part, qu'ils apprécient subjectivement cette valeur du point de vue de leur position sociale d'origine  $g$  (indiquons cette grandeur par  $RS_{ig_d}$ , *rentabilité subjective*), l'objectif de chacun d'entre eux étant d'atteindre un diplôme utile pour éviter toute expérience de mobilité sociale intergénérationnelle descendante (6).

*tante non désirée de structures d'interdépendance [...] » (1977, p. 206, 207).*

(5) Nous avons proposé ce qualificatif dans Manzo (2004). Dans cet article, nous avons reconstruit dans le détail la littérature qui s'y réfère en abordant également les différences qui existent entre cette perspective et d'autres théorisations de la stratification éducative, notamment la théorie dite « du capital culturel » que l'on doit à Bourdieu et à Passeron (1964, 1970).

(6) Ce mécanisme est clairement repérable chez Boudon (1973a ; et, plus clairement, 1990, p. 17, 18). Il deviendra l'élément essentiel de la théorie du choix éducatif rationnel dans la version de Goldthorpe (1996b, p. 174) et de Breen et Goldthorpe (1997, p. 186, 189, 196). Mais, il est déjà présent chez Keller et Zavalloni (1964), desquelles, par ailleurs, tant Boudon (1973a, p. 95, 106) que Goldthorpe (1996b, p. 180 ; 2000, p. 242n) s'inspirent. L'assise empirique d'une telle hypothèse

Une telle conception des bénéfices d'un diplôme implique un premier effet inégalitaire. Plus l'on se situe aux rangs supérieurs de la structure sociale, plus l'on aura besoin d'instruction pour y rester, et donc plus l'on évaluera positivement tous les diplômes, notamment ceux de niveau élevé. C'est là un mécanisme que, suivant la typologie proposée par Hedstrom et Swedberg (1998b), on peut qualifier de « Macro→Micro ».

2) Puisque l'obtention d'un diplôme n'apporte pas seulement des bénéfices mais entraîne aussi des coûts (notons-les  $C_{igd}$ ), nous supposons ensuite que les acteurs soustraient les seconds des premiers. L'appréciation subjective des coûts est, elle aussi, fonction du groupe social d'origine des acteurs. Nous supposons que plus l'on se situe aux rangs supérieurs de la structure sociale, plus l'on dispose de ressources pour supporter les différents types de coûts (matériels, immatériels, cognitifs, relationnels) impliqués par le cursus scolaire (7). Il s'agit donc

mériterait sans doute d'être approfondie plus que les données d'enquête dont le sociologue de l'éducation dispose à l'heure actuelle ne permettent de le faire. Rares sont en effet les enquêtes qui collectent des données sur ce point précis en interrogeant directement les individus. À ce sujet, des éléments intéressants se trouvent, par exemple, dans Thélot (1982 ; chap. 7, pp. 277-311). L'auteur fait en effet une analyse empirique des projets professionnels des jeunes français. La classification empirique proposée par l'auteur des aspirations en fonction du milieu social d'origine des individus témoigne clairement de deux faits : d'une part, aucun groupe ne souhaite pour ces descendants des positions socioprofessionnelles inférieures à celle de départ, d'autre part, les parcours de mobilité envisagés sont principalement de courte portée. Plus récemment, Duru-Bellat (2002, p. 206, note 1) fait référence à des données de l'OCDE du 2001 selon lesquelles « *parmi les jeunes Français de 15 ans, aucun ne souhaite devenir ouvrier et employé non qualifié, les deux tiers visant des emplois de cadres ou des professions intermédiaires* ». Sollicitons, enfin, l'article de Poullaouec (2004) qui étudie directement les aspirations éducatives et sociales que les familles ouvrières françaises nourrissent pour leurs enfants. Sans ambiguïté, l'auteur constate que les familles ouvrières souhaitent, au pire, que leurs enfants ne descendent pas plus bas qu'eux et, au mieux, qu'ils puissent atteindre, par la voie du diplôme, des occupations de meilleur statut

que les leurs (notamment, chez les enseignants).

(7) Le mécanisme des coûts économiques de l'instruction est largement pris en compte par tous les auteurs de l'approche qui nous inspire (cf. GOLDTHORPE 1996b, p. 173-174, 175 ; BREEN et GOLDTHORPE 1997, p. 185-186 ; GAMBETTA 1987, 1998 ; JONSSON et ERIKSON 2000). Boudon (1973a, pp. 75, 115-116, 129-130, 210 ; 1990, pp. 22, 23, 24, 30) lui attribue même le rôle principal dans la genèse des inégalités de chances scolaires. Pour ce qui est en revanche des ressources immatérielles, le statut que l'« approche du choix éducatif rationnel » leur attribue, reste ambigu. Certains auteurs en reconnaissent l'importance plus que d'autres (cf. par exemple, JONSSON et ERIKSON 2000 ; GAMBETTA 1987) : mais, le plus souvent, les facteurs culturels et symboliques ne sont introduits qu'en s'appuyant sur la distinction entre « effets primaires » et « effets secondaires » (BOUDON 1973a, p. 63, 67, 69-70, 72, 103 ; GOLDTHORPE 1996b, p. 171 ; BREEN et GOLDTHORPE 1997, p. 186, 190-191, 192). Probablement, cette approche gagnerait en solidité, si l'on attribuait de manière plus ferme une place aux effets que le processus de socialisation entraîne en termes des ressources immatérielles et symboliques transmises aux individus. C'est précisément sur ce point, d'ailleurs, que le modèle du choix éducatif rationnel est le plus souvent attaqué (ESPING-ANDERSEN et MESTRES, 2003 ; GOUX et MAURIN 1995 ; MASSOT 2000 ; NASH 2003). Un

là d'un second mécanisme « situationnel » en ce sens qu'il tient à la transition « Macro→Micro ».

3) Nous faisons cependant, en troisième lieu, l'hypothèse que les acteurs réévaluent continuellement les coûts qu'ils associent aux différents diplômes en fonction de la réussite scolaire passée, cette dernière étant conçue dans le modèle en termes de « nombre de redoublements » (indiquons-le par  $Nr_i$ ). C'est là une représentation possible du risque. Sous l'hypothèse de rationalité, puisque les coûts s'aggraveront à mesure que les échecs s'accumulent, les acteurs seront moins prêts à risquer la poursuite de leur carrière scolaire (8).

La signification inégalitaire de ce troisième mécanisme (qui constitue à la fois un « mécanisme Macro→Micro » et un « mécanisme Micro→Micro ») est claire. Si la réussite scolaire passée est influencée par certaines ressources inégalement distribuées au départ, ceux qui en sont davantage dotés, notamment les individus issus des groupes supérieurs, auront une meilleure réussite et, donc, une propension plus favorable au risque.

Or, les bénéfices subjectifs, les coûts perçus et les risques estimés de l'investissement scolaire constituent le cœur de la perspective microsociologique désormais qualifiable d'« approche du choix éducatif rationnel ». Comme nous l'avons rappelé plus haut, notre modèle vise à raffiner légèrement la théorie en introduisant un mécanisme additionnel : les *choix éducatifs d'autrui*. En nous inspirant de certains modèles économiques « hétérodoxes » (cf. Durlauf 2001 ; Phan et Pajot 2006), nous considérons en effet important pour la modélisation des choix scolaires de prendre en compte le choix d'autrui dans le contexte des interactions dyadiques d'adjacence, c'est-à-dire des contacts directs, personnels et immédiats dont chaque acteur dispose (cf. Goux et Maurin 2004 ; Maurin 2004).

4) Ainsi, nous imaginons que chaque acteur a un voisinage (c'est-à-dire, un nombre  $V_i$  d'acteurs avec lesquels il est en interaction directe) et

auteur qui a particulièrement insisté sur le rôle que les capacités linguistiques, par exemple, jouent dans la genèse des inégalités de chances scolaires est sans doute le sociolinguiste anglais Basil Bernstein (1958, 1960, 1961, 1982). Pour ce qui est par ailleurs du rôle que les ressources culturelles des parents issus de milieux sociaux différents jouent dans leur capacité et disponibilité à entrer en contact avec l'institution scolaire, l'on se reportera par exemple à l'analyse empirique sur des données anglaises de Lareau (1987). En ce qui concerne, enfin, les ressources cognitives et sociales nécessaires pour

s'orienter au sein des multiples ramifications des systèmes scolaires contemporains, nous croyons que l'étude de Berthelot (1993) sur les pratiques françaises de l'« orientation scolaire » des élèves constitue un travail d'une très grande richesse et profondeur.

(8) La notion de risque ainsi conçue est au cœur de l'« approche du choix éducatif rationnel » depuis la formulation originariaire de Boudon (1973a, p. 63). Goldthorpe (1996b, p. 175 ; 2000b, p. 249), Breen et Goldthorpe (1997, p. 195) et Jonsson et Erikson (2000, p. 364) font la même hypothèse.

qu'il calculera le nombre de voisins (indiquons chacun d'entre eux par  $V_i^{FD}$ ) ayant émis un choix favorable à l'égard du diplôme  $d$ .

Le statut théorique que nous attribuons à l'interaction dyadique est le suivant : d'une part, le choix éducatif d'autrui est un véhicule d'information, d'autre part, il constitue une source d'aide matériel. Au plan cognitif, il s'agit d'informations que les acteurs peuvent utiliser pour s'orienter et pour mieux appréhender l'articulation et le fonctionnement du système scolaire. Au plan normatif, il s'agit en revanche d'informations sur la cohérence entre « ce qui se fait depuis toujours » ou « ce qui se fait le plus souvent » au sein d'un groupe donné et ce que l'acteur souhaite faire (9). Les relations de voisinage sont enfin une source potentielle de ressources concrètes à utiliser dans le déroulement quotidien de la vie scolaire (10).

Précisons que ces interactions directes peuvent être homophiles (on parlera d'« *interaction dyadique intragroupe* ») ou hétérophiles (on parlera d'« *interaction dyadique intergroupes* »). Si, dans les deux cas, le choix éducatif d'autrui peut se concevoir comme une source d'imitation rationnelle (cf. Hedstrom 1998, et, en économie, Orléan 2002), les effets inégalitaires entraînés par ces deux types d'interactions dyadiques ne sont cependant pas les mêmes. Dans le contexte de l'« *interaction dyadique intragroupe* », le « mimétisme » éducatif conduit les acteurs à suivre les choix éducatifs les plus fréquemment émis au sein du groupe. Ce type d'interaction renforce donc les choix émis selon les trois premiers mécanismes. L'effet de l'« *interaction dyadique intergroupes* » est plus complexe. D'une part, elle constitue une source potentielle d'« *innovation éducative* » (11). D'autre part, si le degré d'hétérogénéité sociale du réseau est faible, l'interaction dyadique intergroupes aura l'effet contraire d'accentuer la séparation des choix typiques émis au sein des différents groupes.

(9) Sur ce point précis, l'on se reportera, par exemple, au travail empirique récent de Beaud (2003) qui livre des aperçus significatifs sur les normes implicites qui façonnent les choix scolaires des individus issus des milieux sociaux les plus défavorisés.

(10) Sur cet aspect, les travaux empiriques ne nous semblent pas très nombreux. C'est sans doute du côté de la littérature sur la notion de « capital social » qu'il faudrait cependant se tourner dans le futur. À cet égard, sur le phénomène spécifique de la stratification éducative, l'article fondateur est probablement celui de Coleman (1988). En Italie, Ballarino et

Bernardi (2000) ont récemment tenté d'étudier empiriquement le rôle des relations sociales dans la genèse des inégalités de chances scolaires.

(11) En supposant cela, nous avons à l'esprit les travaux désormais classiques de Granovetter (1973) qui ont introduit l'idée, dans la sociologie économique et du marché du travail, de l'importance des contacts sociaux « faibles » pour obtenir des informations dont on pourrait plus difficilement bénéficier se limitant aux seules relations personnelles les plus fréquentes et les plus proches.



Du point de vue de la formation des préférences des acteurs, ces deux types d'interactions représentent un mécanisme que l'on pourrait qualifier de « Méso→Micro », ou, en suivant la typologie proposée par Tilly (2001), de « mécanisme relationnel ». En revanche, si l'on se situe du point de vue des régularités agrégées à expliquer, nous sommes là en présence d'un mécanisme qui pointe une première modalité de remontée du micro au macro. On peut donc parler d'un mécanisme de transformation (Hedstrom et Swedberg 1998b) (12). Puisque ce mécanisme porte sur une forme d'interdépendance (directe) entre les acteurs, nous proposons de le qualifier de « mécanisme de transformation complexe ».

Ces deux formes d'interactions directes n'épuisent pourtant pas les effets que les choix éducatifs d'autrui ont sur le choix de chaque acteur singulièrement pris. À mesure que les acteurs choisissent, des agrégats de choix et d'obtentions se constituent pour chaque diplôme *d* (indiquons-les par  $NP_d$ , « Nombre de Possesseurs »). Ces cumuls jouent probablement dans la prise de décision scolaire. C'est pourquoi nous introduisons dans le modèle deux formes d'interdépendance indirecte entre les choix éducatifs des acteurs.

5) D'une part, l'interdépendance qu'on qualifie en théorie des jeux de « paramétrique » en ce sens qu'elle joue sur des éléments de la situation de choix des acteurs (Abell 1996). Dans notre cas, il s'agit de la rentabilité des diplômes sur le marché du travail. En particulier, nous supposons que, à mesure qu'un diplôme se diffuse, sa valeur décroît.

6) D'autre part, nous admettons que la prise de conscience de la part des acteurs de ce processus inflationniste déclenche chez eux une stratégie défensive qui les amène à réévaluer à la hausse le diplôme en cours de dévaluation car son obtention est maintenant d'autant plus nécessaire. Il s'agit donc plus proprement de ce qu'on qualifie en théorie des jeux « interdépendance stratégique » (Abell 1996).

Ces deux formes d'interdépendances indirectes constituent donc à la fois deux mécanismes « Macro→Micro » (du point de vue de la formation des préférences) et deux mécanismes « Micro→Macro » de transformation complexe (du point de vue des régularités agrégées à expliquer). Elles alimentent par ailleurs un enchaînement d'effets de rétroaction du global sur le local et vice-versa qu'on a parfois appelé

(12) Cette distinction nous permet de préciser, comme le fait très clairement Barbera (2004, p. 85, note 13), que la qualification d'un mécanisme dépend du point de vue analytique que l'on endosse pour l'évaluer. Selon que l'objet de l'analyse soit un état individuel (préférences, croyances, etc.) ou bien une pro-

priété sociétale, un même mécanisme prenant en compte une structure d'interaction pourra être considéré ou bien comme un mécanisme « Macro→Micro » ou bien en tant que « mécanisme Micro→Macro d'agrégation complexe ».

« processus de transformation » (Boudon 1979a, chap. V) ou, aussi, « boucle causale récursive » (Morin 1984, p. 10 ; 1990, p. 115 ; Morin et Le Moigne 1999, p. 252, 262). Puisque les interdépendances « paramétrique » et « stratégique » alimentent un allongement des carrières scolaires, leurs effets inégalitaires semblent considérables. Elles permettent notamment aux effets inégalitaires associés aux autres mécanismes de s'exprimer pendant un laps de temps plus étendu (cf. Duru-Bellat 2006).

Telle est donc la structure analytique du « modèle du choix éducatif interdépendant ». En utilisant les notations introduites jusqu'ici, nous pouvons exprimer mathématiquement ce modèle selon l'équation suivante :

$$V_{iD} = \alpha \left( \frac{1}{\ln(NP_D)} RO_D \right) + \beta \left[ \ln \left( e + ENT \left( \frac{NP_D}{1000} \right) \right) RS_{iGID} \right] - \gamma \left( \frac{e^{\theta(Nr)j}}{1 + e^{\theta(Nr)j}} C_{iGID} \right) + \delta \frac{V_i^{FD}}{V_i}$$

Cette expression, que l'on qualifiera de « fonction d'évaluation », affirme que l'évaluation **E** qu'un acteur **i** quelconque émettra d'un diplôme **d** est fonction des éléments suivants (les nombres entre crochets renvoient aux mécanismes tels que nous venons de les énoncer) :

- la rentabilité [1] du diplôme **d** sur le marché du travail ( $RO_d$ );
- cette rentabilité [5]) est cependant une fonction décroissante du nombre d'individus qui possèdent ce diplôme  $d$  [ $1 / \ln (NP_d)$ ] (13) ;
- l'appréciation subjective [1] que l'acteur donne de la rentabilité du diplôme **d** à partir de sa position sociale d'origine ( $RS_{igd}$ ) ;
- cette appréciation subjective est cependant réévaluée [6]) à la hausse en fonction du nombre d'individus qui possèdent déjà le diplôme **d** [ $\ln(e + ENT((NP_d) / 1000))$ ] (14) ;

(13) Pour que cette décroissance ne soit pas trop rapide, nous avons besoin d'une fonction de ( $NP_d$ ) qui augmente de manière lente et, surtout, progressivement plus lente. En raison de nos connaissances et de son caractère élémentaire et familier, le logarithme naturel nous paraît un choix raisonnable.

(14) Nous choisissons cette spécifique forme fonctionnelle pour représenter deux idées. Premièrement, il s'agit de représenter l'idée d'une réévaluation qui se fait de manière non linéaire. Notamment, il nous faut une fonction du nombre de possesseurs qui n'augmente pas trop rapidement et, de plus, qui augmente de manière progressivement plus lente : le logarithme naturel est donc à nouveau une option attrayante. Deuxièmement, et surtout, nous voulons une fonction qui n'augmente pas de manière continue, mais par

paliers successifs. L'hypothèse théorique sous-jacente est que les acteurs prennent en compte les effets dépresseurs des choix d'autrui dès que ces effets sont assez grands pour être visibles : il y aura ainsi des phases où la réévaluation à la hausse sera stable, d'autres où elle explosera, d'autres encore où elle sera à nouveau stable ou très faible, d'autres où elle explosera à nouveau, et ainsi de suite (cf. pour des éléments empiriques allant dans ce sens, CHAUVEL 1998a (chap. 3, pp. 113-124), 1998b ; CHERKAoui (1982, chap. 1)). Si l'on rapporte le nombre de possesseurs à une base fixe (dans notre cas 1000, en raison de la taille de nos populations) et l'on prend la « division entière » (ENT) au lieu de la division simple, on se rapproche d'une « fonction en marches d'escalier » qui traduit cette évolution discontinue.

- les coûts perçus [2]) par l'acteur du point de vue de la richesse du panier de ressources dont il dispose en raison de sa collocation structurale ( $C_{igd}$ );

- ces coûts [3]) sont cependant pondérés par la réussite scolaire passée (conçue en termes de nombre de redoublements,  $Nr_i$ ), si bien qu'ils seront d'autant moins lourds que les résultats négatifs sont peu nombreux [ $e^{\theta(Nr_i)} / 1 + e^{\theta(Nr_i)}$ ] (15) ;

- le nombre de choix favorables [4]) au diplôme  $d$  qui existe dans le voisinage de l'acteur  $i$  ( $V_i^{FD} / V_i$ ).

II

*Une société artificielle gérée  
par le « modèle du choix éducatif interdépendant »*

Par quel moyen pouvons-nous maintenant déterminer les conséquences de la concaténation de mécanismes générateurs contenue dans le « modèle du choix éducatif interdépendant » ? Ce modèle opère en effet une décomposition analytique de la genèse de la stratification sociale des diplômés en termes d'actions, de réseaux et de structures. Mais, comment démontrer qu'une population d'acteurs agissant et interagissant selon cet ensemble de règles produit effectivement des phénomènes de stratification éducative ? Cette opération de « production » demande en effet que de nombreux éléments soient rassemblés.

Premièrement, il faudrait disposer d'un ensemble d'acteurs ayant des préférences et des ressources hétérogènes aussi bien au sein d'un groupe donné qu'entre les groupes. Deuxièmement, il faudrait que la formation

(15) Comme dans les cas des deux premiers termes, cette forme fonctionnelle spécifique tâche de représenter une idée précise : la réussite scolaire passée affecte de manière non linéaire la perception subjective des coûts. En particulier, nous supposons que : en dessous d'un certain seuil de réussite négative, les coûts ne sont pas particulièrement affectés ; à mesure qu'on s'éloigne de ce seuil, ils le seront de plus en plus ; enfin, au-delà d'un certain seuil de réussite négative, ils seront de plus en plus faiblement affectés. Il nous faut donc une forme fonctionnelle « croissante », « monotone », « convexe » et de « tendance asymptotique égal à 1 ». En raison de nos connaissances, de sa simplicité et de son caractère familier,

nous avons ainsi opté, parmi les nombreuses fonctions qui satisfont ces conditions, pour un type particulier de sigmoïde, la courbe dite « logistique ». Précisons enfin que le paramètre  $\theta$  a été inséré pour nous laisser la possibilité d'augmenter ou de diminuer l'importance que le « nombre de redoublements » a dans la « fonction d'évaluation » des agents. C'est donc un élément qui a le rôle d'augmenter la flexibilité et les potentialités de développement du modèle. Dans cette première phase de son exploration, ce paramètre sera cependant toujours maintenu à la valeur de 1 : ce qui veut dire que, dans les analyses reportées dans cet article, c'est comme si  $\theta$  était absent.

des choix éducatifs de chacun de ces acteurs réponde au « modèle du choix éducatif interdépendant ». Ensuite, puisque le modèle imagine des acteurs en situation d'interaction, il faudrait pouvoir disposer d'une structure résiliaire « intra » et « intergroupes » dans laquelle insérer ces derniers. Quatrièmement, il faudrait être capable de recueillir les produits de ces actions et de ces interactions locales car, et c'est là un cinquième élément, il faut ensuite représenter les effets de rétroaction de ces produits sur les actions qui prennent place à des instants  $t$  successifs. Enfin, il faudrait être en mesure d'insérer tous ces éléments dans une dynamique temporelle : le « modèle du choix éducatif interdépendant » contient en effet un processus.

Les difficultés résultent ainsi de ce que notre modèle théorique est une application d'une forme complexe d'individualisme méthodologique (Dupuy 1992, 1997), celle qu'on a parfois qualifiée de « structurelle » (Barbera 2002 ; Boudon 1983 ; Boudon et Bourricaud 1982a ; Lindenberg 1977 ; Raub 1982 ; Udehn 2001, 2002 ; Wippler 1978, 1985). Le modèle implique par ailleurs que l'on démultiplie dans le temps la boucle « Macro→Micro→Macro » sous-jacente à cette forme d'individualisme (Coleman 1986, 1990). Le modèle conduit en d'autres termes à ce qu'on pourrait appeler l'« extension temporelle » du « Coleman Boat » (Abell 1996, 2003 ; Coleman 1993).

Or, quelle méthode permettrait d'« animer » un ensemble d'hypothèses impliquant une telle hétérogénéité d'éléments et une telle multiplicité de niveaux ? Surtout, nous avons besoin d'un « dispositif » qui produise des données de façon exogène par rapport aux données empiriques qu'il s'agira d'expliquer. La notion même de « generativity » (Fararo 1989), qui est au cœur du concept de « mécanisme générateur », implique cette exigence de production de données *ex novo*, pour ainsi dire.

Une technique spécifique de simulation – les « systèmes multi-agents » – est particulièrement appropriée pour mettre en œuvre des modèles théoriques, tels le « modèle du choix éducatif interdépendant », qui sont construits en termes de mécanismes générateurs et s'inspirent d'une forme complexe d'individualisme méthodologique. Cette technique permet en effet de créer de véritables « sociétés artificielles » où le comportement de chaque membre ainsi que les interactions entre eux peuvent être modélisés et observés dans leur évolution dynamique. L'intérêt des « systèmes multi-agents » pour l'analyse sociologique commence d'ailleurs à être explicitement reconnu (Gilbert 1996 ; Hedstrom 2005, ch. 6 ; Macy et Willer 2002 ; Moretti 2004 ; Sawyer 2003, 2004a, b, 2005). Il en va de même en économie (Phan 2004), en

sciences politiques (Axelrod 1997 ; Cederman 2001 ; Johnson 1999) et, plus généralement, dans les sciences sociales (Amblard et Phan 2006) (16).

Ainsi, si nous indiquons par  $S$  le système en tant que tel, par  $P = A_i$  (avec  $i$  qui va de 1 à  $n$ ) la population d'agents qui le composent, par  $R$  le réseau qui soutient les interactions de ces derniers et par  $T$  le temps selon lequel le système évolue, le « système multi-agents » que nous utiliserons pour animer notre modèle théorique d'émergence de la stratification éducative peut s'exprimer formellement de la façon suivante (cf. Amblard 2003, pp. 9-12) :

$$S = \{P, R, T\}$$

Pour comprendre la nature de  $P$ , il suffit de penser un « agent » comme un vecteur d'états, ces derniers pouvant être numériques, logiques ou les deux à la fois. Un « système multi-agents » est donc en premier lieu l'ensemble de ces vecteurs. L'influence que les états de tel vecteur exercent sur les états de tel autre constitue la source d'alimentation de la dynamique du système. Il est essentiel de voir que, dans le cadre de cette technique, le comportement de chaque entité peut être modélisé. Dans notre cas, c'est précisément la fonction d'évaluation traduisant mathématiquement le « modèle du choix éducatif interdépendant » qui gère le comportement de chaque agent en ce sens qu'il en détermine les états. L'état final (c'est-à-dire, le choix du diplôme) dérivera de la confrontation entre la valeur assumée par cette fonction et une « valeur seuil ». Notamment, si la valeur de la fonction d'évaluation est supérieure à 0, le diplôme est choisi ; dans le cas contraire, le diplôme n'est pas choisi.

Comme on le déduit de l'expression mathématique de la « fonction d'évaluation », parmi les états des agents, figurent également les choix d'autrui, c'est-à-dire l'état final des agents faisant partie du voisinage de l'agent  $A_j$ . Or, c'est précisément l'un des grands intérêts d'un système multi-agents pour le sociologue que de permettre une représentation concrète de ces interactions.

Dans notre cas, le réseau  $R$  de liens entre les agents est construit en trois étapes. Premièrement, pour représenter la notion théorique d'« interaction dyadique intragroupe », nous disposons les agents sur un réseau régulier au sein duquel chacun d'entre eux est en contact direct avec un nombre moyen  $K$  d'autres agents. Deuxièmement, puisque le

(16) Les méthodes de simulation et, en leur sein, les systèmes multi-agents, bénéficient d'un succès grandissant au sein des sciences sociales depuis la seconde moitié des années

quatre-vingt. Nous avons reconstruit cette diffusion et étudié la littérature qui la supporte ailleurs (cf. Manzo 2003, 2007a).

« modèle du choix éducatif interdépendant » postule également l'existence d'un versant « intergroupes » de l'interaction dyadique, nous débranchons (aléatoirement) une certaine proportion  $B$  de liens intragroupe pour en faire des liens reliant des agents qui font partie de groupes sociaux différents. Enfin, pour représenter la prédominance dans les interactions sociales de l'homophilie sur l'hétérophilie, nous construisons, grâce à une procédure stochastique, un réseau de liens intergroupes de telle sorte que ces liens soient une fonction inversement proportionnelle de la « distance sociale » qui sépare les groupes (17).

Aussi stylisée soit-elle encore, cette topologie constitue un support concret à la distinction analytique faite par le modèle entre l'« interaction dyadique intragroupe » et l'« interaction dyadique intergroupes ». Le système multi-agents nous donne ainsi la possibilité d'insérer les agents dans une structure réticulaire rendant possible la mise en œuvre des mécanismes qui renvoient spécifiquement à l'interaction entre les choix éducatifs des acteurs.

Le dernier élément constitutif de notre système multi-agents, le temps  $T$ , occupe une place capitale. Comme on le dit habituellement chez les informaticiens, « la simulation consiste à faire évoluer dans le temps l'abstraction du système : le modèle » (Amblard 2003, p. 5) (18). La simulation en tant que telle ne démarre en effet que lorsque le programme informatique traduisant le modèle est exécuté. Comme l'a magistralement dit Simon (1996, p. 170), c'est seulement à ce moment là que le *processus* contenu dans une concaténation de « mécanismes » peut se déployer. Simuler le « modèle du choix éducatif interdépendant » signifie donc laisser évoluer dans le temps, c'est-à-dire au fil de plusieurs centaines d'itérations, l'ensemble d'agents dont le comportement et les interactions dépendent des mécanismes constitutifs du modèle (19).

(17) Les deux premières phases de la construction du réseau qu'on vient de décrire équivalent à l'application de l'algorithme (notamment, l'« *algorithme  $\beta$*  ») que Watts (1999) propose pour construire des réseaux intermédiaires entre des réseaux réguliers et des réseaux aléatoires. La seule différence entre notre modalité de construction du réseau et celle proposée par Watts est que, dans notre cas, le re-branchement aléatoire s'opère vers l'extérieur du groupe, non pas en son sein. Plus en général, l'on se reportera à Chiesi (1999, chap. 6), Degenne et Forsé (2004, chap. 3) et Mercklé (2004, chap. 2) pour une introduction au lien qui existe entre la théorie des graphes et l'analyse des réseaux sociaux.

(18) L'on se reportera à Amblard et

Dumoulin (2004) pour un traitement plus approfondi du rôle du « temps » dans les « simulations individu-centrées ». Plus en général, Ramat (2006) permet de bien comprendre que la notion de « simulation » est, en informatique, indissociable de la notion de « temps ».

(19) Pour ce qui est de la *représentation du temps*, notre système se base sur un « temps discret » en ce sens que les états du système se concatènent par des sauts discontinus : durant certaines phases, notre société artificielle est relativement similaire à elle-même tandis que, pendant d'autres, un véritable changement d'état se vérifiera. Pour ce qui est en revanche de la *gestion concrète du temps*, notre système d'agents évolue par « tranches » de 52 itérations

## III.

*L'émergence de la stratification éducative*

Du point de vue de l'analyse empirique de la stratification éducative, il s'agit maintenant de déterminer si notre société artificielle conduit à des formes de stratification sociale des diplômés et, auquel cas, quel degré de conformité existe entre celles-ci et les stratifications éducatives empiriquement observées en France et en Italie (20). L'intérêt d'une telle démarche tient à ce que la « vie » de la société artificielle est gérée par

(1 itération = 1 semaine). En correspondance de chacune d'entre elles, le programme réalise une « mise à jour » des agents : on calcule la valeur de la « fonction d'évaluation »  $E_{iGD}$  et l'on confronte cette valeur au « seuil de décision » afin de déterminer si l'agent a choisi le diplôme. À chaque itération, 20 % seulement des agents sont mis à jour : l'on détermine aléatoirement les agents qui le sont. Ce type de gestion du temps rentre dans la modalité que l'on qualifie de « *activation asynchrone* » (AMBLARD 2003, p. 17-18). Toutes les 52 itérations (52 itérations = 1 an), enfin, tous les agents sont mis à jour. Dans cette situation spécifique, toutefois, non seulement on calcule le choix des uns et des autres, mais l'on détermine également combien d'agents ont obtenu tel ou tel diplôme. C'est là que le système est caractérisé en tant que tel : on comptabilise la distribution des diplômés.

(20) Les données françaises utilisées dans ce travail sont issues des *Enquêtes Formation-Qualification professionnelle* (FQP) de 1985 et de 1993. Ces enquêtes sont réalisées par l'INSEE et elles se fondent sur un échantillon de très grande ampleur de la population française. Bien que les procédures d'échantillonnage diffèrent entre les deux enquêtes, il s'agit dans les deux cas d'échantillonnage aléatoire. En raison des particularités de ces procédures, nous avons élaboré les données après les avoir pondérées, notamment en faisant comme s'il s'agissait d'un échantillon aléatoire simple (VALLET 2004c). On se reportera au site du LASMAS (maintenant, Centre Maurice Halbwachs) pour obtenir des informations très détaillées sur toutes ces enquêtes. Les données italiennes sont en revanche issues de deux enquêtes, celles-ci aussi réalisées par échantillonnage aléatoire, qui ont été spécifiquement conçues pour étudier les phénomènes de mobilité sociale. La première est connue sous

le nom de « *Indagine italiana di mobilità* » et elle a été réalisée en 1985 ; la seconde porte le nom de « *Indagine longitudinale sulle famiglie italiane* » et la première vague de collecte a été réalisée en 1997. Nous avons pu utiliser les données de la seconde vague, celle de 1999. Sur le site <http://www.sociologiadip.unimib.it/ilfi/>, cette seconde enquête est très bien décrite et documentée. Cobalti et Schizzerotto (1994) constituent en revanche la source la plus complète pour ce qui est de l'enquête de 1985. Pour ce qui est ensuite des nomenclatures des groupes socioprofessionnels et des diplômés, nous avons jugé opportun de recoder les nomenclatures françaises et italiennes dans une classification commune. Ce qui a été fait en utilisant les nomenclatures dites « *CASMIN* » par référence au projet comparatif homonyme au cours duquel elles se sont consolidées. Ces nomenclatures semblent bénéficier d'une reconnaissance croissante au plan international (cf. BREEN 2004, p. 14-16 ; GRUSKY 2001, p. 14448 ; BREEN et JONSSON 2005, p. 230 ; MULLER 2001, p. 9920). On se reportera à Goldthorpe, Llewellyn et Payne (1980, p. 39-42), à Erikson et Goldthorpe (1992, p. 35-47) ainsi qu'à Breen (2004, p. 9-14) pour les détails de la classification concernant les groupes socioprofessionnels. On se reportera en revanche à Koning, Luttinger et Müller (1988), à Müller, Luttinger, König et Karle (1989) ainsi qu'à Müller et Karle (1993) pour ce qui est de la « *CASMIN educational classification* ». Afin de ne pas faire exploser le nombre de paramètres de nos simulations, nous nous sommes cependant contentés d'une recodification en quatre postes des nomenclatures CASMIN, ce qui, du moins pour les groupes d'origine, est explicitement accepté par Erikson et Goldthorpe (1992, p. 39) ainsi que, plus récemment, par Breen (2005, p. 41).

des mécanismes connus : le « modèle du choix éducatif interdépendant » est en effet posé *a priori* par nous.

Pour étudier ce modèle, il faut bien entendu attribuer une valeur numérique à ses différentes composantes : ce n'est qu'une fois le système initialisé que la simulation peut démarrer et la dynamique contenue dans le modèle s'enclencher.

À cet égard, les modalités d'initialisation de la « rentabilité subjective » ( $RS_{iGD}$ ) et des « coûts » ( $C_{iGD}$ ) sont d'une importance particulière. En l'absence de données empiriques adéquates, nous avons optés pour une initialisation par tirage aléatoire de deux ensembles de distributions de probabilité de forme log-normale. Ce sont les relations d'ordre imposées aux moyennes de ces distributions qui traduisent la signification théorique des mécanismes correspondants. En particulier, pour ce qui est de l'importance subjective que les agents attribuent aux différents diplômes ( $RS_{iGD}$ ), nous contraignons les moyennes des distributions de telle sorte que : 1) chaque diplôme est d'autant mieux évalué que le groupe social de l'agent est élevé ; 2) chaque groupe social a une évaluation prioritaire pour un segment spécifique de la hiérarchie des diplômes. Quant aux coûts que les agents associent aux différents diplômes ( $C_{iGD}$ ), nous contraignons les moyennes des distributions de telle sorte que : 1) un diplôme est d'autant plus coûteux qu'il se situe aux rangs supérieurs de la hiérarchie des diplômes ; 2) ces coûts sont d'autant plus soutenables que le groupe d'où l'agent est issu se situe aux rangs supérieurs de la hiérarchie des positions sociales (21).

Pour ce qui est ensuite de la structure du réseau, notre société artificielle est caractérisée par : a) une densité de liens relativement limitée (chaque agent a, en moyenne, 4 voisins) ; b) une probabilité d'établir des liens intergroupes relativement basse, mais non nulle (10 % environ des liens intragroupe sont déconnectés et rebranchés vers l'extérieur) ; c) une probabilité bien plus grande que ces liens relient des individus socialement proches que socialement éloignés. Nous postulons donc un monde social, d'une part, relativement peu dense en liens, d'autre part,

(21) Afin de ne pas alourdir le texte, nous ne reportons pas les détails numériques des valeurs d'initialisation de ces deux grandeurs : elles sont bien évidemment disponibles auprès de l'auteur. Il importe cependant de souligner que ces valeurs sont le résultat final d'un travail extrêmement long d'ajustements progressifs et incrémentaux. Comme dans le cas de tout « modèle statistique », les valeurs des paramètres ne sont que le résultat d'un processus itératif de rapprochements progressifs aux don-

nées. En informatique, l'on qualifie cette phase d'« identification » (des paramètres) ou de « calibration » (du modèle) (AMBLARD, ROUCHIER et BOMMEL 2006 ; GINOT et MONOD 2006). Précisons enfin que ce n'est pas la valeur numérique en tant que telle qui importe, mais bien davantage le fait que ces valeurs respectent les contraintes théoriquement significatives en termes de relation d'ordre que nous venons d'énoncer. C'est pour cela qu'elles ont un sens.



particulièrement étanche quant aux frontières qui séparent les groupes (22).

Sous de tels paramètres, les données produites par le « modèle du choix éducatif interdépendant » reproduisent de manière particulièrement satisfaisante la structure globale des données empiriques françaises et italiennes. La valeur de l'indice de dissimilarité vaut 2.54 pour la France et 1.76 pour l'Italie. Les données simulées peuvent d'ailleurs être étudiées inductivement afin de décrire le type de stratification des diplômes émergé dans nos sociétés artificielles.

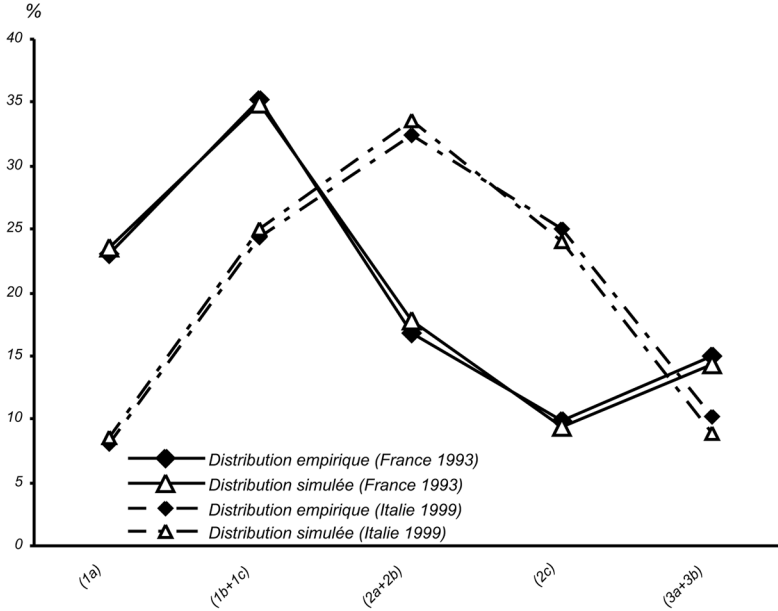
La *figure 1* restitue, par exemple, le volume des différentes catégories des diplômes (ce qu'on pourrait qualifier de « morphologie de l'éducation ») empiriquement observé en France et en Italie dans les années quatre-vingt-dix ainsi que la distribution à laquelle conduit le « modèle du choix éducatif interdépendant ». On constatera que, conformément à la distribution des diplômes qui caractérisait le premier pays, le « système artificiel français » a engendré une distribution « hypertrophiée » aux niveaux inférieurs du système. Le système multi-agents italien a en revanche correctement généré une sorte d'« hypertrophie des niveaux scolaires intermédiaires » qui semblait caractériser la population italienne à la fin des années quatre-vingt-dix.

La *figure 2* montre, ensuite, comment de telles « morphologies » des diplômes se modifient à l'intérieur de chaque groupe social : elle restitue donc les destinations éducatives les plus fréquemment atteintes au sein des différents groupes, ce qu'on peut qualifier de « flux scolaires ». On voit que les courbes qui décrivent les flux scolaires engendrés par la dynamique de nos systèmes multi-agents présentent une structuration statistique profondément similaire à celle des flux éducatifs observés empiriquement.

(22) Le premier choix prend un parti explicite : bien que nous croyons nécessaire de prendre en compte les phénomènes d'influence directe (« interaction dyadique intra et inter-groupes ») dans les choix scolaires, nous ne souhaitons pas non plus en accentuer trop l'importance *a priori*. Un réseau de liens peu dense traduit alors l'option théorique selon laquelle les agents ne sont pas surplombés par leurs relations sociales. Le second aspect de notre réseau traduit, en revanche, l'idée de la tendancielle dominance (statistiquement, du moins) de l'homogamie/homophilie sur l'hétérogamie/hétérophilie dans la vie sociale : ce qui paraît un acquis solide de nombreuses études empiriques. À ce sujet, pour ce qui est de l'homogamie sociale, l'on pourra se reporter, pour l'Italie, à Schadee, Schizzerotto

(1990), Cobalti et Schizzerotto (1994, chap. 5) et Bernardi (2002) ; pour la France, l'on consultera utilement Thélot (1982, chap. 8) et, plus récemment, l'article de Forsé, Chauvel (1995) ; au plan international, bien que centrée sur le niveau d'instruction plutôt que sur le groupe social, l'étude comparative sur soixante-cinq pays de Smith et al. (1998) constitue une source de très grande richesse. Au sujet de l'homophilie sociale, une étude française approfondie, mais techniquement de niveau très avancé, est Cousteaux et Lemel (2004) ; l'on consultera également Godechot (2000). Dans le contexte de la littérature sur les « réseaux sociaux », ensuite, l'on pourra consulter au sujet de l'« homogamie » et de l'« homophilie », par exemple, Mercklé (2004, chap. 3) et Degenne et Forsé (2004, chap. 2).

FIGURE I  
*Distribution des diplômes dans les systèmes multi-agents  
 gérés par le « modèle du choix éducatif interdépendant »  
 et dans les sociétés réelles.*



**Diplômes** : 1a = "sans diplôme" ; 1b+1c = diplômes de type "CEP" ou "CAP" ; 2a+2b = diplômes de type "BEPC" ou "BEP" ; 2c = diplômes secondaires longs ; 3a+3b = "diplômes de l'enseignement supérieur".

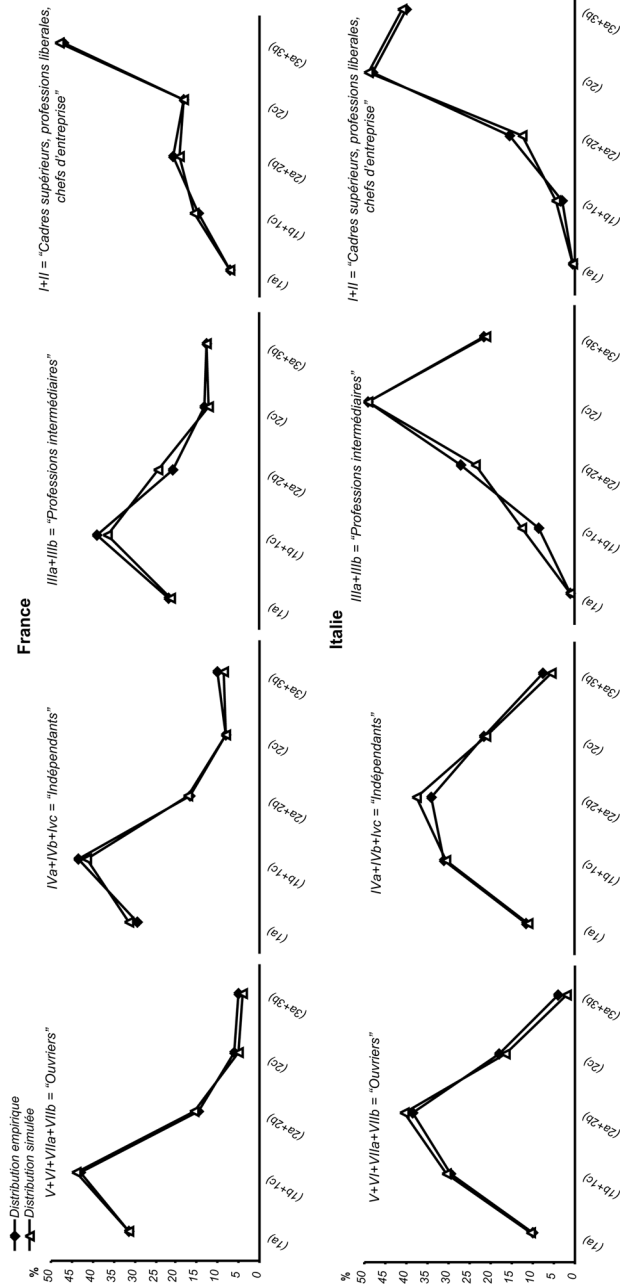
**Données empiriques** : pour la France, Enquête FQP 1993, INSEE ; pour l'Italie, Enquête ILFI 1999, consortium d'universités italiennes.

**Champ** : hommes et femmes âgés entre 25 et 64 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle (France : N = 15775 ; Italie : N = 6751).

En particulier, la société artificielle française se caractérise par des flux éducatifs de sortie qui présente une configuration d'« hypertrophie » des niveaux scolaires inférieurs pour tous les groupes, sauf pour le groupe supérieur. Au sein de la société artificielle italienne en revanche, la destination éducative modale du groupe supérieur et des professions intermédiaires est la même, bien que les premiers atteignent plus souvent le sommet de la hiérarchie des diplômes.

Le « modèle du choix éducatif interdépendant » génère donc une structuration fine des destinations éducatives les plus hautes obtenues

**FIGURE 11**  
*Pourcentages d'« agents »/« individus » issus des différents groupes sociaux qui atteignent tel ou tel diplôme en tant que destination éducative finale dans les systèmes multi-agents gérés par le « modèle du choix éducatif interdépendant » et dans les sociétés réelles.*



**Diplômes :** 1a = "sans diplôme"; 1b+1c = diplômes de type "CEP" ou "CAP"; 2a+2b = diplômes de type "BEP" ou "BEP" ; 2c = diplômes secondaires longs ; 3a+3b = "diplômes de l'enseignement supérieur".  
**Données empiriques :** pour la France, Enquête FQP 1993, INSEE ; pour l'Italie, enquête ILLI 1999, consortium d'universités italiennes.  
**Champ :** hommes et femmes âgés entre 25 et 64 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle (France : N = 15775 ; Italie : N = 6751).

selon le groupe d'origine des agents qui suit de près la relation empirique de « proportionnalité inverse » qui relie le groupe social d'origine et la destination éducative la plus fréquemment atteinte. De ce point de vue, il importe d'insister sur la capacité du modèle à reproduire aussi bien les situations éducatives les plus fréquentes chez les différents groupes que les issues les plus improbables. Ainsi, par exemple, les deux systèmes multi-agents produisent certes la suprématie statistique chez les « ouvriers » des diplômés inférieurs en France et des diplômés secondaires inférieurs en Italie. Ils engendrent cependant aussi le petit groupe de « dissidents » qui, parmi les individus issus de ce groupe, réussissent à décrocher un diplôme de l'enseignement supérieur.

On peut tirer des données simulées une dernière classe d'informations. Au lieu d'observer où se dirigent majoritairement les individus issus des différents groupes (les flux scolaires de sortie), nous pouvons nous intéresser à la composition sociale de chaque diplômé. Il s'agit de ce qu'on pourrait qualifier parfois d'« afflux ». Pour quantifier de façon précise et synthétique le degré d'homogénéité/hétérogénéité sociale de ces derniers, les courbes de Lorenz (1905) et les indices de Gini (1912) correspondants s'avèrent des outils attrayants (23).

Une telle analyse (graphiques non reportés) montre que le partage sociétal de l'éducation qui caractérise nos deux sociétés artificielles présente une structuration statistique étonnement proche de celle observée empiriquement. La valeur empirique de l'indice de Gini moyen, par exemple, vaut 0.21 pour la France et 0.23 pour l'Italie : les valeurs calculées sur les données simulées valent respectivement 0.23 et 0.25. Un examen patient des « coefficients distributifs » (valeurs disponibles auprès de l'auteur) montrerait par ailleurs que la hiérarchie entre les groupes propre aux données simulées suit de près celle décelable dans les données empiriques (24). Les systèmes multi-agents reproduisent parfaitement l'inversion dans le degré de concentration que l'on observe entre les groupes sociaux dès lors que l'on monte dans la hiérarchie des

(23) En ordre, Blau (1977), Allison (1978), Chauvel (1995), Lampard (2000) et Pedersen (2004) permettent de voir le type de débats auxquels ces outils ont donné lieu en sociologie. Parmi les auteurs qui leur ont reconnu un intérêt spécifique pour l'analyse empirique des inégalités éducatives, citons Barbut (1984, 1985a, b, 1990) et Hellevik (1997, 2000, 2002) ; d'autres l'ont nié (COMBESSIE 1985 ; MARS-HALL et SWIFT 1999, p. 247 ; KIVINEN *et al.* 2001, p. 173).

(24) Les « coefficients distributifs » représentent le rapport entre la proportion d'individus issus d'un groupe donné qui sont présents à un niveau scolaire donné et le poids démographique de ce groupe. La valeur de ce coefficient exprime ainsi le degré de surreprésentation (si supérieure à 1) ou de sous-représentation (si inférieure à 1) de ce groupe en correspondance de tel ou tel diplôme (BARBUT 1984 ; HELLEVIK 1997).

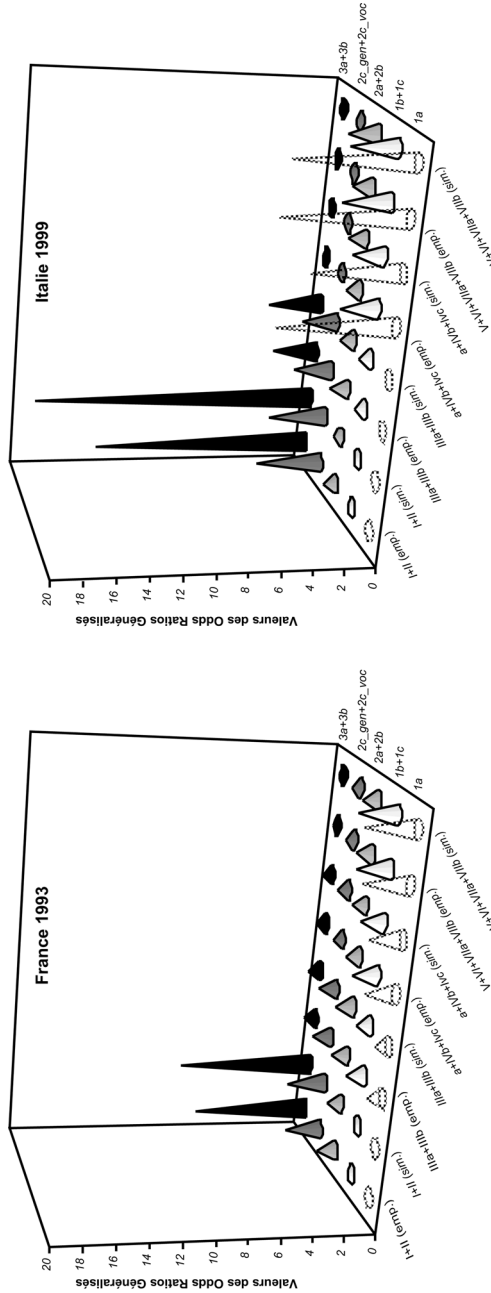
diplômes. Conformément aux courbes de Lorenz empiriques, l'on retrouve, aussi bien dans la société virtuelle française que italienne, les groupes inférieurs et moyens concentrés (au sens de Gini) dans les diplômes inférieurs et intermédiaires tandis que la situation exactement inverse se vérifie en correspondance des diplômes supérieurs. Dans le contexte d'une telle régularité, il importe d'insister sur le fait que les systèmes artificiels différencient finement les deux pays quant au contenu spécifique de cet ordre. Notamment, pour les trois situations éducatives inférieures (« absence de diplôme », « diplôme de type CEP ou CAP » et « diplôme de type BEPC ou BEP »), la société virtuelle italienne se caractérise par une sorte de « monopole éducatif » du groupe « ouvrier » et du groupe « intermédiaire ». En France, cela n'est pas le cas. Compte tenu de ce fait et de l'existence dans la société artificielle française d'au moins un diplôme caractérisé par un degré d'inégalité distributive particulièrement resserré (à savoir, les diplômes secondaires inférieurs pour lesquels l'indice de Gini empirique vaut 0,07, *vs* 0,08 simulé), les systèmes multi-agents génèrent un profil du partage sociétal de l'éducation conforme aux données empiriques que l'on pourrait qualifier d'« égalité distributive localisée » pour la France et d'« inégalité distributive diffuse » pour l'Italie.

*In vitro*, l'action des mécanismes postulés par le « modèle du choix éducatif interdépendant » paraît donc bien aller dans le sens d'une stratification éducative émergente par rapport aux comportements et aux interactions locales des acteurs. La « morphologie de l'éducation » observée sur la population entière est loin de se répercuter de manière similaire au sein des différents groupes. Qu'il s'agisse des destinations éducatives les plus fréquemment atteintes (les flux éducatifs) ou bien du quota d'éducation que chaque groupe détient à tel ou tel niveau scolaire, les systèmes artificiels français et italiens engendrent une structuration des diplômes finement répartie entre les groupes d'agents.

Nous pourrions par ailleurs quitter ce niveau que l'on qualifiera d'« absolu » ou de « distributif » pour nous intéresser à la proportion d'individus qui obtiennent tel diplôme plutôt que tel autre au sein d'un groupe donné par rapport à la situation par rapport à ce qu'il en serait pour un autre groupe social. Opérer ce changement d'optique signifie analyser les stratifications éducatives simulées et empiriques d'un point de vue « relatif ». En nous inspirant d'une distinction courante dans les études quantitatives de la mobilité sociale, nous parlerons à cet égard de « fluidité éducatif » (25).

(25) Pour ce qui est des couples conceptuels récemment, « mobilité absolue/mobilité relative » et, plus récemment, « mobilité absolue/mobilité relative (ou fluidité sociale) », l'on consultera, entre

FIGURE III  
 Structuration de la « fluidité éducative » dans les systèmes multi-agents  
 gérés par le « modèle du choix éducatif interdépendant » et dans les sociétés réelles.



(Odds ratio généralisé moyen : valeur empirique = 1,89 ; valeur simulée = 1,96) (Odds ratio généralisé moyen : valeur empirique = 3,56 ; valeur simulée = 3,58)

**EMP.** = "Odds ratios généralisés" calculés sur les données empiriques.  
**SIM.** = "Odds ratios généralisés" calculés sur les données simulées.  
**Groupes sociaux :** 1a = "Cadres, professions libérales, chefs d'entreprise" ; 1a+1b = "Professions intermédiaires" ; 1a+1b+1c = "Indépendants" ; V+VI+VIIa, b = "Ouvriers".  
**Diplômes :** 1a = "sans diplôme" ; 1b+1c = "diplômes de type 'CEP' ou 'CAP'" ; 2a+2b = "diplômes de type 'BEP' ou 'BEP'" ; 2c = "diplômes secondaires longs" ; 3a+3b = "diplômes de l'enseignement supérieur".  
**Données empiriques** = pour la France, Enquête FQP 1993, INSEE ; pour l'Italie, Enquête ILEI 1999, consortium d'universités italiennes.  
**Champ :** hommes et femmes âgés entre 25 et 64 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle (France : N = 15775 ; Italie : N = 6751).

Pour la décrire, nous proposons d'utiliser les « odds ratios généralisés » (cf. Kaufman et Schervish 1986, 1987), une mesure synthétique d'association qui exprime la « probabilité moyenne » qu'un groupe social donné obtienne tel diplôme plutôt que n'importe quel autre par rapport à tous les autres groupes sociaux (26). La *figure 3* représente l'ensemble des coefficients calculés sur les données simulées ainsi que sur les données empiriques : la hauteur des cônes équivaut à la valeur de l'« odds ratio généralisé » correspondant à un groupe donné pour une situation éducative donnée.

À la vue de ces graphiques, on pourrait parler d'une configuration « polarisée » des opportunités éducatives empiriques (27) : les sociétés artificielles engendrent aussi cette structure. Les cônes les plus hauts se situent aux deux coins opposés du plan : d'une part, du côté des situations éducatives les moins désirables, d'autre part, face aux diplômes secondaires longs et, encore plus, de l'enseignement supérieur. Ici et là, les groupes qui disposent des avantages concurrentiels les plus forts ne sont évidemment pas les mêmes : les « ouvriers » et les « indépendants » monopolisent les opportunités éducatives inférieures tandis que les « intermédiaires » et les « cadres supérieurs » ont des avantages compétitifs particulièrement forts pour accéder aux strates supérieures de la hiérarchie des diplômes.

Les systèmes multi-agents gérés par le « modèle du choix éducatif interdépendant » ne se limitent pourtant pas à engendrer cette structuration statistique polarisée de la « fluidité éducative ». Sur ce fond commun, ils différencient correctement la France et l'Italie. C'est d'abord une différence d'intensité : les deux aires d'« attraction forte » décrites à l'instant s'expriment bien plus fortement en Italie qu'en France. C'est ensuite une différence d'extension : les avantages du groupe des « cadres supérieurs » pour les diplômés de l'enseignement supérieur (et, bien que de manière atténuée, du « secondaire long », 2c)

autres, Boudon (1973a, pp. 263-264 ; 1973b), Boudon et Bourricaud (1982b), Cherkaoui (1989, 1992), Cobalti (1989a, b ; 1995, chap. 3), Cuin (1993, chap. 3), Goldthorpe, Llewellyn et Payne (1980, chap. 3), Erikson et Goldthorpe (1992, chap. 2 ; 2002), Lemel (1991, p. 156-157), Merllié (1994, chap. V), Merllié et Prévot (1997, pp. 24-27), Thélot (2003, p. 25), Vallet (1989).

(26) Pour une utilisation de cette mesure pour décrire la « mobilité sociale relative », on se reportera à Cobalti (1989a, b ; 1995), à Cobalti et Schizzerotto (1994), à Ballarino et Cobalti (2003) et à Pisati et Schizzerotto

(1998). Très rarement, on a en revanche suggéré d'utiliser cette statistique pour décrire l'aspect « relatif » de la stratification éducative (cf. Cobalti 1992, pp. 139-142).

(27) Ce qui constitue une configuration bien connue dans les études de mobilité sociale. À conclusion d'une analyse comparative de la « fluidité sociale » dans seize pays européens et non, Grusky et Hauser (1984, p. 35) affirmaient, par exemple : « *Within all sixteen countries, the picture that emerges is one of severe immobility at the two extremes of the occupational hierarchy and considerable fluidity in the middle* ».

sont en quelque sorte exclusifs en France tandis que, en Italie, le groupe « intermédiaire » partage cette position d'avantage relatif. L'Italie semble donc être moins fluide que la France dans les années quatre-vingt-dix. Les données supportent une telle idée. La valeur moyenne des « odds ratios généralisés » est dans le premier pays presque deux fois plus élevée que dans le second (3.56 vs 1.89). Cette différence apparaît ponctuellement dans les « odds ratios généralisés » calculés sur les données simulées : la société artificielle italienne est globalement moins fluide que la société artificielle française et, qui plus est, selon un ordre de grandeur identique à celui observé empiriquement (3.58 vs 1.96).

Ainsi, aussi bien sous le profil « absolu » que « relatif », le « modèle du choix éducatif interdépendant » engendre une stratification sociale des diplômés qui suit de près les multiples facettes des stratifications éducatives française et italienne des années quatre-vingt-dix. La pertinence de ce modèle théorique devrait néanmoins être jugée non seulement sur cette capacité à produire des données conformes aux observations transversales, mais surtout pour ce qu'il nous apprend sur leur genèse. Les mécanismes constitutifs du « modèle du choix éducatif interdépendant » contiennent en effet une *dynamique* dont le profil nous permet de mieux comprendre le processus d'émergence de la stratification éducative.

En dépit de la connaissance plus ou moins fine que nous pourrions acquérir du fonctionnement du modèle, il ne permet pas de conduire *ipso facto* à une stratification aussi fine des diplômés des agents. Le code du programme (écrit en JAVA) qui supporte la structure et le fonctionnement de nos systèmes artificiels ne prévoit *a priori* aucune règle qui ait l'effet de forcer l'issue agrégée ou sociétale du processus microsociologique dans un tel sens. Ce sont bien les interactions locales entre des milliers d'agents gérés par les principes du « modèle du choix éducatif interdépendant » qui conduisent à ce résultat global.

Certes, la population d'agents est différenciée au départ en groupes selon les objectifs éducatifs et les ressources. Mais, et c'est là un point essentiel, il existe une certaine variabilité au sein de chaque groupe car les agents sont initialisés sur ces grandeurs par tirage aléatoire à partir de distributions probabilistes. Ce qui veut dire aussi que les frontières entre les groupes sont au départ particulièrement floues : les distributions d'où l'on extrait les valeurs d'initialisation des agents ont des aires de chevauchements extrêmement étendues. En d'autres termes, nos agents, surtout aux premiers niveaux scolaires à franchir, ont des appréciations subjectives des diplômés et des ressources qui ne sont pas aussi diffé-



renciées qu'on pourrait le croire à en juger des frontières en termes de diplômes obtenus repérables à la fin du processus.

Or, ce décalage a précisément son origine dans les interactions dyadiques continuellement à l'œuvre entre les agents : elles creusent progressivement les différences de départ. Les interactions dyadiques locales entre les agents sont en effet le moteur du modèle à double titre. D'une part, elles permettent que les choix éducatifs se diffusent au sein des différents groupes ; d'autre part, elles alimentent un processus lent de cristallisation autour des choix éducatifs typiques, c'est-à-dire les plus fréquemment émis en raison des évaluations éducatives subjectives et des ressources majoritairement répandues au sein d'un groupe donné. Puisque le réseau global qui relie les agents privilégie les liens intra-groupe et, parmi les liens intergroupes, les liens de courte distance (c'est-à-dire, entre des groupes socialement proches), les interactions dyadiques locales conduisent à une ségrégation progressive des choix éducatifs des agents selon le groupe. Ce qui était relativement peu différencié au départ le devient de plus en plus à mesure que la dynamique du modèle progresse.

À l'appui du processus ainsi décrit au sein de nos systèmes artificiels, deux preuves formelles peuvent être produites. Lors de l'analyse expérimentale à laquelle nous avons soumis le « modèle du choix éducatif interdépendant » (analyse partiellement reportée dans Manzo 2006c, § 6), deux régularités virtuelles ont été attestées. Premièrement, nous avons observé que, si l'on efface complètement les interactions dyadiques entre les acteurs, aucune forme de stratification des diplômes n'apparaît au sein de nos sociétés artificielles. La dynamique du modèle est brisée. Presque tous les agents, quel que soit leur groupe social, s'arrêtent aux situations éducatives du plus bas niveau. Deuxièmement, nous avons constaté que, si l'on élimine le versant intergroupes de l'interaction dyadique, on obtient une stratification des diplômes encore plus ségréguée que celle que l'on observe en présence d'un nombre limité de contacts intergroupes. Les interactions dyadiques intergroupes alimentent donc bien des choix hétérodoxes au sein des différents groupes : puisque il y en a peu dans nos sociétés artificielles, c'est bien l'interaction dyadique intragroupe qui prime en écartant progressivement les groupes les uns par rapport aux autres.

Ainsi, comme ce que Schelling (1971) a fait pour la ségrégation spatiale, le « modèle du choix éducatif interdépendant » fait de la stratification éducative le résultat émergent non voulu (ce qui ne veut pas forcément dire « surprenant » du point de vue de l'observateur) d'un processus parfois qualifié d'« amplification » (Boudon 1979a, pp. 156-157), c'est-à-dire une

dynamique qui accentue itérativement les différences de départ en termes de préférences et de ressources individuelles (28).

## IV

*L'émergence des transformations temporelles  
de la stratification éducative*

Une bonne théorie de l'émergence des inégalités éducatives devrait rendre compte tant de la structure de ces inégalités à un instant temporel précis que de ses transformations temporelles. Certains auteurs ont décliné cette exigence de parcimonie en identifiant les transformations temporelles avec la stabilité au fil du temps des opportunités éducatives relatives (cf. Breen et Goldthorpe 1997, p. 182, 197-198 ; Goldthorpe 1996b, p. 167). À la lumière de résultats empiriques récents (cf. Breen et al. 2005 ; Barone 2006), les opportunités éducatives relatives pourraient néanmoins être moins résistantes au changement qu'on ne le croyait il y a encore quelques années (Blossfeld et Shavit 1993). Une modélisation réussie des mécanismes générateurs des inégalités éducatives devrait donc être capable de rendre compte des différentes évolutions diachroniques décelables dans les données empiriques, que ces dernières soient étudiées en perspective « absolue » ou bien « relative ».

Nos systèmes multi-agents animés par le « modèle du choix éducatif interdépendant » seraient-ils en mesure de générer les principales lignes d'évolution temporelles des stratifications éducatives française et italienne telle que celles-ci peuvent être détectées empiriquement sur une suite de cohortes d'individus couvrant une grande partie du xx<sup>e</sup> siècle ?

Pour répondre à cette question, nous avons simulé le modèle théorique séparément pour chaque cohorte à partir d'une hypothèse très simple. D'une cohorte à l'autre, un seul élément de nos sociétés artificielles varie : les évaluations subjectives ( $RS_{iGD}$ ) et les coûts ( $C_{iGD}$ ) que les agents associent aux différents diplômes.

En particulier, nous avons supposé que les agents de chaque groupe évaluent, en moyenne, progressivement mieux les différents diplômes et que, en même temps, ils y associent, en moyenne, des coûts moins importants. Nous nous sommes cependant donné la contrainte addi-

(28) L'on se reportera à Forsé et Parodi (2006) pour une analyse critique de certaines interprétations abusives du travail de Schelling. Bruch et Mare (2006) livrent aussi une analyse instructive de ce travail pionnier.

tionnelle de ne jamais violer la hiérarchie entre les groupes (29). Rien n'a en revanche été modifié, dans le passage d'une cohorte à une autre, quant à la structure des interactions entre les agents (c'est-à-dire, la configuration du réseau sur lequel ils sont « posés »). Nous avons maintenu la configuration de liens adoptée lors de l'analyse des données transversales (30).

Sous une telle structure paramétrique, le « modèle du choix éducatif interdépendant » génère des données qui reproduisent de manière très satisfaisante la configuration des données empiriques diachroniques. En allant de la cohorte la plus ancienne (1900-1929) à la plus jeune (1960-1969), la valeur de l'indice de dissimilarité entre la distribution bivariate empirique et celle simulée vaut, dans le cas français, 0.91, 1.61, 1.71, 2.50 et 1.56 et, dans le cas italien, 0.31, 0.73, 0.77, 0.72 et 0.76. De même que lors des analyses transversales, pour mieux percevoir cette homologie de structure globale, nous pouvons d'ailleurs élaborer inductivement les données diachroniques simulées et empiriques. Les évolutions temporelles de la stratification éducatrice caractérisant nos sociétés artificielles en ressortiront ainsi plus clairement.

Une première classe d'informations que l'on peut extraire de ces données concerne les transformations de la morphologie de l'éducation, c'est-à-dire les changements de consistance des différentes catégories éducatives (graphiques non reportés). On constaterait ainsi que l'application diachronique du « modèle du choix éducatif interdépendant » permet d'engendrer un mouvement de diffusion des diplômes formels qui suit de près les vagues de contraction/expansion des différentes catégories des diplômes ayant eu lieu au fil du siècle dans les deux sociétés réelles. Le pourcentage d'individus en échec scolaire, par exemple, décline de 34.2 % (cohorte 1900-1929) à 20 % (cohorte 1960-1969) dans la société française et de 28.5 % à 0.70 % dans la société italienne : au sein des sociétés artificielles, ces mêmes pourcentages valent,

(29) De même que dans le cas des initialisations des agents adoptées lors des simulations transversales, nous ne reportons pas la structure finale des distributions de probabilité utilisée pour l'initialisation des agents au sein des différentes cohortes pour ne pas alourdir l'exposé. Bien entendu, ces valeurs sont disponibles auprès de l'auteur.

(30) Une telle démarche « minimaliste » nous paraît justifiable au double titre de son réalisme et de sa simplicité. Le caractère réaliste tient aux éléments suivants : a) il paraît raisonnable de supposer que les individus ont attribué au fil du temps une importance crois-

sante à l'instruction ; b) il paraît également vraisemblable que les transformations économiques et institutionnelles ont modifié la perception des acteurs quant aux coûts de l'investissement scolaire ; c) il paraît enfin fondé de penser que l'hétérophilie des relations sociales n'a pas encore supplanté leur caractère tendanciellement homophile. Il s'agit ensuite d'une démarche simple en ce sens que la modification d'un seul aspect de la structure paramétrique du modèle fait de ses variations éventuelles de comportement le résultat d'une source précise, spécifique et connue.

respectivement, 35.1 % à 19.2 % et 28 % à 1.1 %. À l'autre extrémité de la hiérarchie des diplômes, le pourcentage d'individus obtenant un diplôme de l'enseignement supérieur passe de 4.2 % (cohorte 1900-1929) à 19.7 % (cohorte 1960-1969) dans la société française et de 3.5 % à 14.1 % dans la société italienne : les sociétés artificielles font enregistrer une augmentation, respectivement, de 4.5 % à 20.5 % et de 4.5 % à 14.3 %.

Au sein de cette tendance commune à la France et à l'Italie, nos systèmes multi-agents ont également été capables d'engendrer un mouvement éducatif en expansion dont les temps et les modalités différencient correctement les deux pays. La « société artificielle française », tout en produisant une proportion chroniquement élevée d'individus non diplômés, conduit à une diffusion de l'éducation par vagues échelonnées : une diffusion progressive des diplômes de l'enseignement supérieur a ainsi pu se réaliser. La « société artificielle italienne » a en revanche engendré un mouvement d'expansion de l'éducation principalement soutenu par le développement des diplômes de niveaux intermédiaires. L'expansion des diplômes de plus haut niveau en a souffert. Un mouvement qu'on pourrait qualifier de « diffusion éducative inachevée » a donc été correctement engendré par le système multi-agents italien.

Les *figures 4* et *5* montrent ensuite que la simulation du « modèle du choix éducatif interdépendant » a également permis d'engendrer des évolutions diachroniques des flux scolaires présentant la même structuration statistique que les flux scolaires empiriques. Aussi bien le système multi-agents français que italien ont conduit à une diffusion de l'éducation généralisée. Dans les deux cas, conformément aux données empiriques, tous les groupes d'agents ont concouru à la réduction des diplômes inférieurs ainsi qu'à l'expansion des diplômes intermédiaires et supérieurs.

Pour autant, nos sociétés artificielles présentent aussi les quelques éléments qui différencient la France et l'Italie quant à la manière dont les différents groupes sociaux ont participé à ces changements. Notamment, la société artificielle française tend vers des flux scolaires relativement homogènes aux rangs inférieurs et intermédiaires et engendre correctement la position particulière du groupe supérieur. En France, pour ce qui est des diplômes de l'enseignement supérieur, ce groupe a en effet distancié au fil du siècle tous les autres. Au sein de la société artificielle italienne, les flux scolaires diachroniques ont en revanche eu un caractère plus segmenté en ce sens que l'évolution de certaines destinations éducatives a été portée davantage par certains groupes. En particulier, le

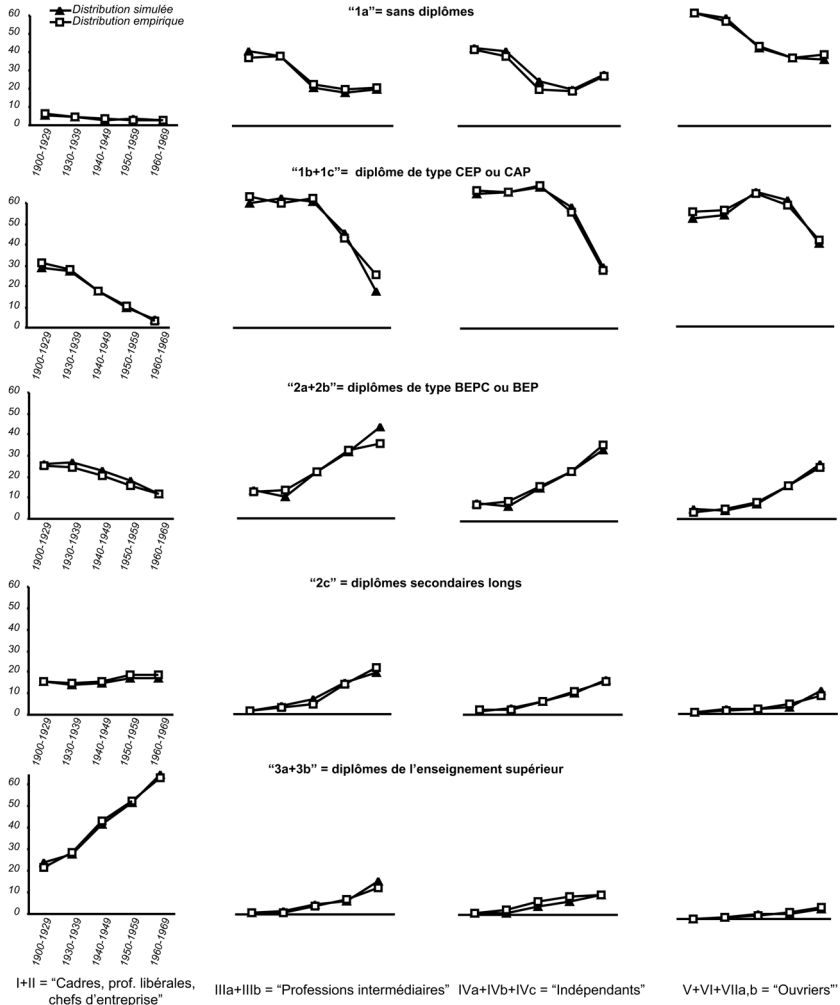
INTERDÉPENDANCE ET CHOIX ÉDUCATIFS

FIGURE IV

Pourcentage d'agents/individus issus des différents groupes sociaux qui atteignent les différents diplômes en tant que destination éducative finale au sein de chaque cohorte.

Données produites par les systèmes multi-agents gérés par le « modèle du choix éducatif interdépendant » et données empiriques.

FRANCE.



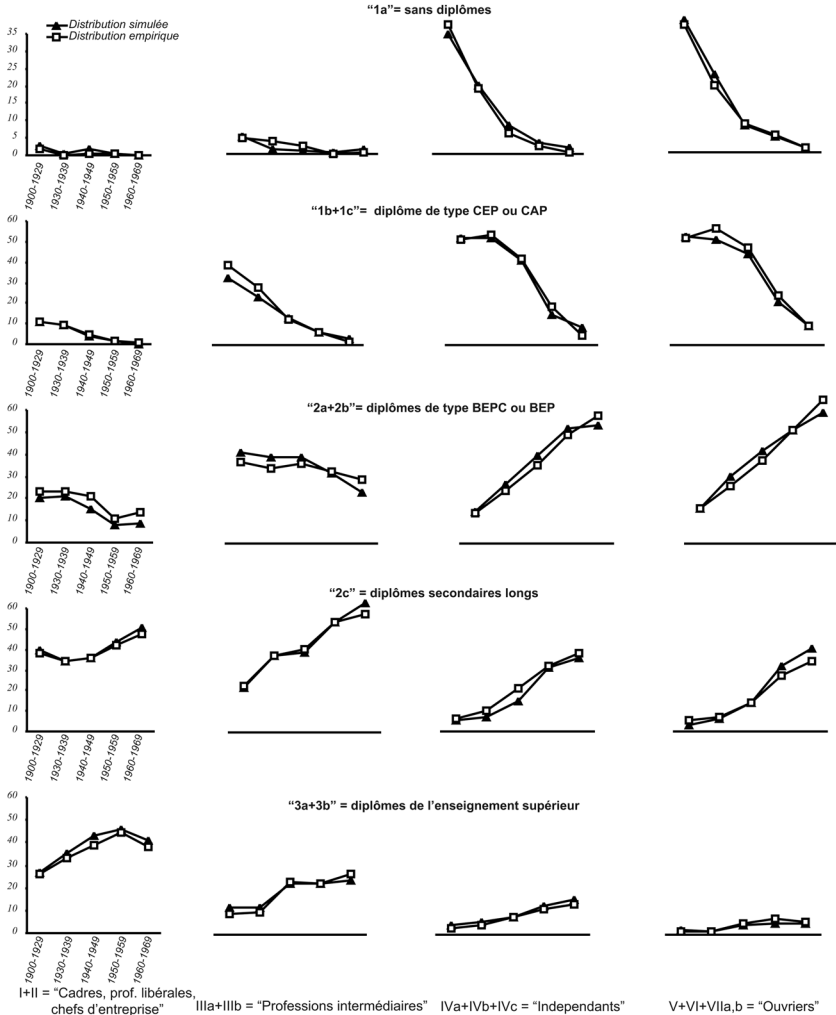
Cohortes : sur chaque courbe, de gauche à droite, 1900-1929, 1930-1939, 1940-1949, 1950-1959, 1960-1969.

Champ : répondants hommes et femmes âgés d'au moins 25 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle. France : N = 47882.

FIGURE V

*Pourcentage d'agents/individus issus des différents groupes sociaux qui atteignent les différents diplômes en tant que destination éducative finale au sein de chaque cohorte.*

*Données produites par les systèmes multi-agents gérés par le « modèle du choix éducatif interdépendant » et données empiriques.*  
**ITALIE.**



**Cohortes:** sur chaque courbe, de gauche à droite, 1900-1929, 1930-1939, 1940-1949, 1950-1959, 1960-1969.

**Champ :** Répondants hommes et femmes âgés d'au moins 25 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle. Italie : N = 12439.

système multi-agents reproduit correctement un fait empirique central : la diffusion des diplômes secondaires inférieurs a été tout particulièrement le fait des « indépendants » et des « ouvriers » pour qui ces diplômes ont constitué une sorte de piège (dans la mesure où les membres de ces groupes n'ont pas su aller au-delà).

Aussi négligeables que ces différences puissent paraître, il est possible de montrer que leurs conséquences redistributives ne le sont point. On pourrait en effet extraire des données simulées un dernier élément : les transformations du degré d'homogénéité/hétérogénéité sociale des différents diplômes. Ce qui peut se faire en construisant les courbes de Lorenz et en calculant les indices de Gini correspondants pour chaque situation éducative et au sein de chacun de nos cinq cohortes (graphiques non reportés).

En dépit d'un certain nombre de différences dans les estimations ponctuelles des valeurs des coefficients de Gini, la configuration des courbes ainsi que des indices qui en synthétisent la concavité dégagent globalement l'image d'une très grande proximité entre les deux sociétés réelles et les systèmes artificiels qui tâchent d'en représenter le fonctionnement. Par exemple, la valeur de l'indice de Gini correspondant à la distribution des diplômes de l'enseignement primaire passe en France de 0.09 (cohorte 1900-1929) à 0.27 (cohorte 1960-1969) : la société artificielle présente une augmentation du même ordre de grandeur (de 0.10 à 0.31). Ou encore, le degré d'inégalité de la distribution des diplômes de l'enseignement supérieur décline (au sens de Gini) de 0.75 à 0.54 dans la société française réelle et de 0.76 à 0.55 dans le système multi-agents lui correspondant.

Le « modèle du choix éducatif interdépendant » génère par ailleurs correctement tant les similarités que les différences qui caractérisent l'évolution de la répartition sociétale de l'éducation en France et en Italie. Parmi les premières, on retiendra la relation non linéaire qui semble exister entre la réduction des sorties de niveau inférieur et les modifications du degré d'inégalité de leur distribution. En particulier, la réduction de la proportion d'individus qui s'arrêtent aux situations éducatives inférieures ne s'accompagne pas d'une diminution de l'inégalité, mais, bien au contraire, d'un accroissement de celle-ci. Parmi les différences, ensuite, force est de constater l'existence d'un mouvement d'égalisation distributive aux contours moins nets en Italie qu'en France. En particulier, la société artificielle française génère une baisse claire de l'inégalité distributive des diplômes secondaires courts et longs ainsi que des diplômes de l'enseignement supérieur. En revanche, la société artificielle italienne, bien qu'elle présente des signes clairs d'égalisation aux

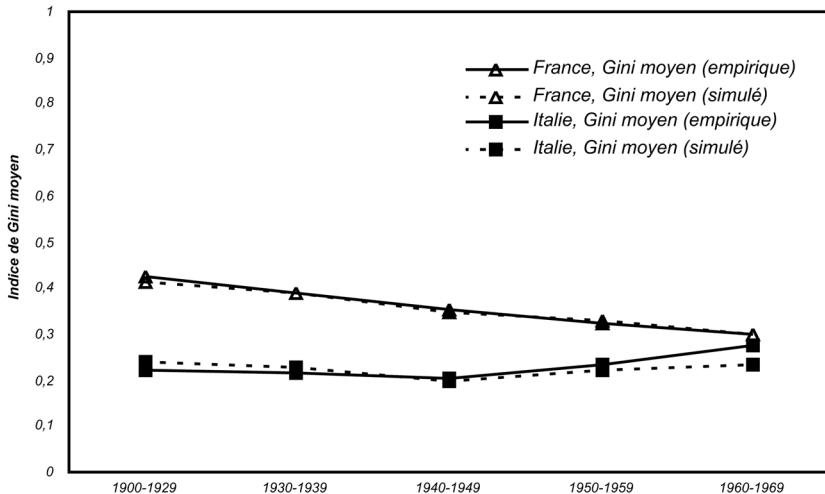
niveaux éducatifs supérieurs, engendre, conformément aux données empiriques, moins d'égalité distributive dans la répartition sociale des diplômes secondaires courts (l'indice de Gini empirique passe de 0.12 à 0.18 et celui simulé de 0.11 à 0.20).

Face à ces évolutions multiples, nous avons essayé de dégager une tendance générale et synthétique en suivant l'évolution au fil des cohortes de la valeur moyenne de l'indice de Gini.

La *figure 6* représente cette évolution temporelle globale qui résulte de l'agrégation des évolutions locales de chaque diplôme. La signification des courbes est claire. Alors qu'une tendance générale vers l'égalisation distributive s'esquisse nettement dans les données françaises, c'est plutôt une fluctuation autour de la valeur 0.20 que l'on constate pour l'Italie. Pour ce pays, on pourrait donc parler d'une « *démocratisation distributive incertaine* ». Or, en dépit de quelques différences (encore que d'ampleur limitée) en termes d'estimation ponctuelle, les systèmes artificiels gérés par le « modèle du choix éducatif interdépendant » sont traversés par la même divergence d'évolution.

FIGURE VI

*Évolution de l'indice de Gini moyen calculé sur les données empiriques et sur les données produites par les systèmes multi-agents gérés par le « modèle du choix éducatif interdépendant ».*



*Pour l'Italie, les estimations ne sont pas statistiquement significatives.*



Qu'en est-il en revanche des opportunités éducatives relatives ? En effet, comme nous l'avons fait lors de l'étude des données transversales, les données produites par nos systèmes artificiels peuvent être interrogées d'un second point de vue. En particulier, nous pourrions nous demander comment s'est transformée au fil du temps la probabilité qu'un individu issu d'un groupe social donné obtienne tel diplôme plutôt que tel autre par rapport à un autre groupe social considéré sur cette même alternative. En multipliant les comparaisons, l'on arriverait à une description complète des transformations diachroniques de la « fluidité éducative », c'est-à-dire de la configuration des positions que les groupes occupent les uns par rapport aux autres face au système des diplômes. Pour synthétiser ces transformations, nous avons choisi d'estimer, aussi bien sur les données empiriques que sur les données simulées, deux modèles log-linéaires couramment utilisés dans les études de mobilité (Breen 2004, chap. 2) : d'une part, le modèle dit d'« association constante », d'autre part, le modèle dit, bien souvent, « *Unidiff* », acronyme qui est pour « différence uniforme » (Erikson et Goldthorpe 1992, p. 91-92 ; cf. aussi Xie 1992). Le premier suppose qu'aucune modification de la « fluidité éducative » ne se serait produite. Le second, en revanche, suppose qu'une transformation a eu lieu, mais de type particulier : tous les « odds ratios » se seraient rapprochés (ou éloignés) de 1 selon un facteur uniforme  $\beta_{ec}$ . C'est assurément une hypothèse spécifique et simplificatrice : elle a néanmoins l'intérêt d'être parcimonieuse et de pouvoir être testée statistiquement.

Le *tableau 1* reporte les résultats de ces estimations. Les valeurs des différents indices d'ajustement autorisent à préférer le modèle de « différence uniforme » au modèle d'« association constante » pour la France (*modèle 1* et *2*). Cela n'est en revanche pas le cas de l'Italie. Les données diachroniques de ce pays ne sont pas mieux reproduites par le modèle de « différence uniforme » (*modèle 5* et *6*). Or, l'estimation de ces deux modèles statistiques concurrents sur les données simulées conduit exactement aux mêmes conclusions. Selon les mêmes règles d'inférence, nous ne pouvons pas préférer le modèle de « différence uniforme » au modèle d'« association constante » pour les données simulées diachroniques italiennes (*modèle 7* et *8*) tandis que nous sommes en droit de faire ce choix dans le cas français (*modèle 3* et *4*).

C'est là, nous semble-t-il, un argument de poids pour affirmer que les systèmes multi-agents mettant en œuvre le « modèle du choix éducatif interdépendant » engendrent des modifications temporelles de l'aspect « relatif » des stratifications éducatives française et italienne qui ont une structuration statistique largement similaire à celle décelable dans les deux sociétés réelles.

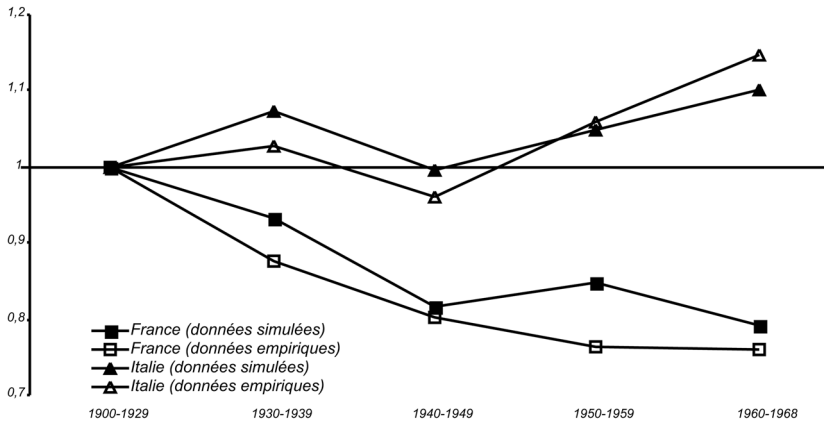
T A B L E A U I  
*Estimation du modèle log-linéaire d'« association constante »  
 et du modèle log-multiplicatif de « différence uniforme »  
 sur les données empiriques et sur les données simulées.*

	DI	L <sup>2</sup>	Bic	ID	rL <sup>2</sup>
<i>France (données empiriques)</i>					
(1) « Association constante »	48	274.23 (0.00)	-241.57	0.02	99.16
(2) « Différence uniforme »	44	209.44 (0.00)	-263.37	0.02	99.36
<i>France (données simulées)</i>					
(3) « Association constante »	48	428.04 (0.00)	-87.75	0.02	98.71
(4) « Différence uniforme »	44	378.00 (0.00)	-94.80	0.02	98.87
<i>Italie (données empiriques)</i>					
(5) « Association constante »	48	68.10 (0.03)	-380.72	0.02	98.90
(6) « Différence uniforme »	44	63.52 (0.03)	-347.89	0.02	98.97
<i>Italie (données simulées)</i>					
(7) « Association constante »	48	98.27 (0.00)	-350.54	0.02	98.43
(8) « Différence uniforme »	44	96.00 (0.00)	-315.41	0.02	98.43
<i>Significativité des différences selon test classique :</i>					
(1) - (2) = 64.79, significatif au seuil de <0.001					
(3) - (4) = 50.04, significatif au seuil de <0.001					
(5) - (6) = 4.50, non significatif au seuil de 0.05					
(7) - (8) = 2.27, non significatif au seuil de 0.05					

La direction et l'extension de ces modifications en constituent d'ailleurs une preuve additionnelle. À cet égard, considérons la *figure 7*. Elle reporte, cohorte par cohorte, la valeur de  $\beta$ , c'est-à-dire le paramètre du modèle « *Unidiff* » qui synthétise le sens et l'intensité des transformations temporelles décelables dans l'ensemble d'« odds ratios » qui décrivent la « fluidité éducative » d'un pays. On constate ainsi que les « écarts relatifs » entre les groupes se sont régulièrement resserrés en France, bien que l'intensité de ce mouvement se soit affaiblie dès les cohortes nées durant les années cinquante. Le résultat principal est cependant que l'évolution du paramètre  $\beta$  estimé sur les données simulées suit de près celle observée empiriquement. Au-delà de sa non significativité statistique, l'évolution du paramètre  $\beta$  estimé pour l'Italie nous importe aussi : il montre une fois de plus la proximité entre les

FIGURE VI I

Valeur assumée par  $\beta_{zv}$  au sein de chaque cohorte selon les estimations des modèles (2), (4), (6) et (8) (cf. Tableau 1).



**Note de Lecture :** Une valeur de  $\beta < 1$  par rapport à la cohorte 1900-1929 indique un affaiblissement de la force du lien entre groupe socioprofessionnel d'origine et diplôme. Pour l'Italie, les estimations ne sont pas statistiquement significatives.

évolutions engendrées par notre système multi-agents et les tendances empiriques<sup>31</sup>.

Ainsi, si nous rassemblons les différents éléments accumulés jusqu'ici, nous aboutissons à un portrait fort intéressant des transformations temporelles des stratifications éducatives française et italienne. En France, il semble avoir co-existé au fil du siècle une diffusion considérable de l'éducation, un mouvement clair d'égalisation distributive (au sens de Gini) et une tendance claire vers l'égalisation des chances (au sens du modèle « *Unidiff* »). En Italie, en revanche, une diffusion

(31) Sur ce point important de la baisse des inégalités éducatives d'un point de vue relatif, nous retrouvons ainsi pour la France les résultats de Thélot et Vallet (2000) et de Vallet (2001, 2004a, b) ainsi que des résultats plus anciens (cf. Garnier et Raffalovich 1984 ; Smith, Garnier 1986). Ce résultat ne fait cependant pas l'unanimité (cf. Goux et Maurin 1995 ; Duru-Bellat et Kieffer 2000 ; Merle 2000). Pour l'Italie, nous confirmons en revanche la thèse de la stabilité soutenue par Cobalti (1990), par Cobalti et Schizzerotto

(1993, 1994), par Ballarino et Cobalti (2003), par Pisati (2000, 2002), par Pisati et Schizzerotto (2004) et par Schizzerotto (1990). D'autres auteurs, en Italie (Benedusi 1993, pp. 95, 100, 107-108) tout comme à l'étranger (Shavit et Westerbeek 1997, 1998), ont par ailleurs contesté ce résultat. Barone (2006) constitue probablement l'étude italienne la plus à jour sur cette question : l'auteur débouche sur une confirmation de la thèse de la stabilité, sauf pour les groupes agricoles.

généralisée de l'éducation de plus faible intensité a donné lieu à une égalisation distributive bien plus tâtonnante et, surtout, à une absence de transformations dans la « fluidité éducative ». Dans le cas français, les évolutions le long de l'aspect « distributif » et « relatif » de la stratification éducative sont allées de concert : cela n'a pas été le cas de l'Italie. Or, il est essentiel de retenir qu'une même concaténation de mécanismes générateurs nous a permis d'engendrer cette hétérogénéité de parcours macro sociaux. Nos systèmes multi-agents animés par le « modèle du choix éducatif interdépendant » ont en effet été capables d'engendrer les multiples facettes de ce double parcours qui semble avoir caractérisé la France et l'Italie réelles au cours d'une grande partie du  $xx^e$  siècle.

Si l'importance de tels résultats diachroniques est de démontrer la possibilité que, du point de vue de l'évolution en longue période, l'aspect « absolu » (ou « distributif ») et l'aspect « relatif » de la stratification éducative peuvent se transformer selon des rythmes, une extension et des directions hétérogènes, l'intérêt d'y être arrivé par simulation d'un modèle théorique précis est de disposer de quelques éléments explicatifs de ces discordances possibles entre « démocratisation quantitative » et « démocratisation qualitative », pour reprendre la distinction avancée par Antoine Prost (1981, p. 263).

La configuration paramétrique diachronique à la base de nos sociétés artificielles mettant en œuvre le « modèle du choix éducatif interdépendant » fournit ces éléments. Notamment, l'élément mis en cause est l'extension selon laquelle les bilans individuels « évaluations subjectives ( $RS_{igd}$ ) / coûts ( $C_{igd}$ ) » varient au cours du temps. Plus ces bilans se transformeront favorablement à  $RS_{igd}$ , plus augmentera la probabilité que les transformations temporelles de la stratification éducative soient concordantes entre l'axe « distributif » et l'axe « relatif ». Il existerait un seuil critique au-delà duquel la cristallisation de choix éducatifs plus positifs engendrerait une élévation des flux scolaires suivie non seulement d'une égalisation de la répartition sociétale de l'éducation mais aussi d'un rapprochement entre les groupes du point de vue des opportunités éducatives relatives.

Au sein de nos systèmes artificiels, cette différence de degré explique les comportements diachroniques différents pour la France et pour l'Italie. Comme le montrerait une analyse graphique (non reportée ici) des valeurs d'initialisation de ces deux paramètres, qu'il s'agisse des « évaluations subjectives » que les agents ont attribué au fil des cohortes aux différents diplômes (la rentabilité subjective,  $RS_{iGD}$ ) ou bien des coûts qu'ils y associaient ( $C_{iGD}$ ), les transformations ont été bien plus

importantes au sein du système multi-agents français qu'italien. La hausse des évaluations subjectives a été d'une extension majeure ; les coûts ont baissé de manière plus radicale. Surtout, des mouvements de convergence entre les différents groupes apparaissaient dans l'évolution dynamique de la structure de ce second paramètre. Dans ces conditions, pour le système multi-agents français, une concomitance d'« égalisation distributive » et de « fluidification éducative » a émergé ; alors que dans le système multi-agents italien, seules des faibles signes d'« égalisation distributive » sont apparus et on a pu constater une absence complète de signes en faveur d'une augmentation de la « fluidité éducative ».

À cet égard, le passage suivant mérite d'être cité : « *How is it possible to have, as Marshall et Swift, claim, a stable mechanism of allocation and at the same time a less and less unequal distribution of the positions allocated ? I challenge them to present any kind of model of an allocation mechanism capable of such feat* » (Hellevik 2000, p. 83). Certes, Hellevik relève une faiblesse majeure des analyses quantitatives de la stratification éducative s'inspirant de la tradition anglo-saxonne. Mais, dans le feu du débat (cf. Hellevik 1997, 2002 ; Kivinen et al. 2001 ; Marshall et Swift 1999, 2000 ; Ringen 2000, 2005), l'auteur nous paraît répondre à une bonne question de manière trop radicale. À l'issue des analyses reportées dans ce paragraphe, nous pensons avoir gagné le défi lancé par Hellevik. Nous avons en effet montré qu'une combinaison unique de mécanismes générateurs peut engendrer des combinaisons variables de stabilité et de changement selon le pays et, surtout, au sein d'un même pays, hétérogènes selon l'aspect (« absolu » ou « relatif ») que l'on considère de la stratification éducative. Qui plus est, la simulation diachronique du « modèle du choix éducatif interdépendant » apporte une réponse théorique à cette discordance possible qui pourrait paraître, au premier abord, fort énigmatique.

### Conclusions

Pour certains aspects, cet article constitue une application de ce qu'on a parfois qualifié de « *sociologie théorique générale* », un programme de recherche qui viserait à montrer « *how novel social structure emerge, how given social structure are maintained, how social structures vary with varying cultural or other parameters, and how social structures are transformed over time, either gradually or more abruptly* » (Fararo 1989, p. 10). Nous avons en effet produit la configuration du lien qui existe au

niveau sociétal en France et en Italie entre le groupe social d'origine des individus et leur réussite scolaire ainsi que les changements temporels de ce lien. C'est donc là, nous semble-t-il, un exemple de modélisation de l'émergence d'une structure sociale ainsi que de son changement.

Selon les principes de la sociologie dite « analytique », cet objectif a été atteint par la construction d'un « *generating model* » (Boudon 1979b ; Fararo 1969 ; cf. aussi plus récemment, Manzo 2007b). Nous avons élaboré théoriquement un modèle de prise de décision scolaire qui fait de celle-ci le résultat de la combinaison d'un certain nombre de mécanismes. Nous avons ensuite essayé de démontrer qu'il était possible de déduire de ce modèle théorique les structures statistiques à expliquer. C'est l'animation du modèle par simulation qui a rendu possible cette « production exogène de données ». En particulier, les systèmes multi-agents nous ont permis de déclencher le processus contenu dans les mécanismes générateurs théoriques. Les stratifications éducatives empiriques française et italienne ainsi que leurs transformations temporelles ont représenté les « attracteurs » de ce processus.

Or, ce travail étant accompli, nous jugeons nécessaire, en guise de conclusion, de rendre explicite les raisons qui nous ont poussé à soutenir, dans l'introduction, que les systèmes multi-agents constituent un support particulièrement adéquat pour mettre en œuvre des explications construites en termes de mécanismes générateurs. En raison de la place que la « sociologie des variables » occupe dans le domaine de recherche qui est le nôtre (à savoir, la sociologie quantitative de la stratification), c'est principalement à la technique statistique qu'il est impératif de se confronter (32).

Un premier point concerne le caractère inobservable d'un mécanisme. Notre « modèle du choix éducatif interdépendant » n'est ni observable ni mesurable en soi. Certaines de ses composantes pourraient certainement s'appuyer sur des données empiriques (cela est d'ailleurs déjà le cas pour ce qui est de la « rentabilité objective » des diplômes). Mais, la logique de fonctionnement du modèle dans son ensemble ne semble pas saisissable empiriquement. Il serait donc vain d'espérer en saisir la configuration par des variables qui reposent sur des données empiriques. Mahoney (2001) donne un caractère général à cette remarque. Attribuer aux « variables » la vertu de renvoyer à des mécanismes constitue donc nécessairement une opération artificielle (33). La tech-

(32) Nous affinons ici une réflexion entamée dans Manzo (2006b).

(33) Puisqu'un mécanisme n'est pas mesu-

rable tandis qu'une variable est, par définition (en sociologie quantitative), une propriété opérationnalisée dont les valeurs sont suscep-

nique statistique peut, dans le meilleur des cas, saisir les effets d'un mécanisme. Mais, en l'état actuel de son développement, elle ne peut pas en représenter le fonctionnement.

Un second point essentiel tient à ce que l'idée même de « *generativity* » suppose de démontrer que les relations empiriques sont produites par des entités et des activités se trouvant à des niveaux différents de celui auquel ces relations sont observées. De ce point de vue, tel qu'il est conçu, notre « modèle du choix éducatif interdépendant » est un « dispositif » pour générer des données. En cela, il permet de faire temporairement abstraction des données empiriques pour y revenir ensuite, armés des données « simulées ». Ce changement de niveau est totalement absent de l'analyse par variables. Dans le cadre de cette perspective de recherche, toutes les constructions se réalisent sur des données relevant du même niveau d'analyse. Il n'y a pas de « production exogène de données », pour ainsi dire (cf. Stinchcombe 1991 (34)). Aussi sophistiquée soit-elle, l'analyse ne fait que restituer sous une autre forme les données de départ. Certes, ces données sont restituées sous une forme plus condensée, plus synthétique, éventuellement plus informative et parlante. Mais, rien ne permet de rendre compte de l'engendrement de ces structures, car on ne dispose d'aucun élément qui soit, comme c'est le cas du mécanisme, externe aux données empiriques.

Une troisième difficulté considérable à laquelle on est confronté dès lors que l'on cherche à implémenter le raisonnement par les mécanismes dans le cadre de l'analyse par variables standard tient à la prise en compte des structures d'interdépendance et d'interaction entre les acteurs. Notre « modèle du choix éducatif interdépendant » repose fortement sur ces structures. Nous avons en effet tenté de décomposer analytiquement un certain nombre d'influences directes et indirectes entre les choix scolaires des individus. C'est grâce aux systèmes multi-agents que nous avons pu représenter ces formes d'influences. La technique permet en effet, d'une part, de construire des topologies de liens entre les entités (ce qui constitue le support pour les interactions directes), d'autre part, de

tibles de changer dans chaque cas, Mahoney affirme que les mécanismes « [...] cannot enter into a correlational analysis as an empirical state to be measured across cases for its covariation with some outcome » (2001, p. 581).

(34) Voici le passage complet : « *Causal modeling* ” in the social sciences, when it is merely a collation of regression equations, is not the same thing as “modelling” as it is understood in economic theory or in statistical mechanics or in

*simulation* [...]. This is because the levels of units of analysis to which the “control variable’s” values are supplied are the same as the levels of analysis of the original relation to be explained. And this «multiplies entities» at the social level of analysis (the level of father-son pairs) rather than explaining relations among entities at the level by reference to mechanisms at a lower level » (Stinchcombe 1991, p. 371).

« stocker » les produits agrégés des actions ayant lieu à l'instant *t* et de réinsérer successivement ces produits dans le système (ce qui constitue le support pour les interactions indirectes).

De points de vue différents, aussi bien Coleman (1986, p. 1321) que Boudon (1979a, p. 131 ; 1984, p. 67) ont admis que, s'il est certain que ces structures d'interaction directes et indirectes sont essentielles pour expliquer le passage du « micro » au « macro », il n'en demeure pas moins que la sociologie a systématiquement échoué à les modéliser. Très récemment, Hedstrom (2005, p. 168) est revenu sur la question en notant que « *this unfortunate state of affairs is due, at least in part, to the lack of appropriate methodology for addressing these types of questions* ». L'analyse statistique par variables rentre dans ces méthodologies inappropriées pour représenter et modéliser directement l'interaction entre les acteurs. Quelle que soit la technique statistique utilisée, en effet, une « variable » ne dérive que de la « sommation » d'informations recueillies au niveau des individus. Ces derniers sont traités isolément les uns des autres, et la variable ne fait que juxtaposer les informations concernant des acteurs « solipsistes ». Du point de vue du passage du « micro » au « macro », la statistique multivariée ne peut donc que traiter les formes d'agrégation simple (juxtaposition immédiate des actions individuelles) : elle est muette en revanche sur les formes d'agrégation complexe centrées sur l'interdépendance directe ou indirecte entre les acteurs (Esser 1996) (35).

Cette difficulté de la « sociologie des variables » est sans doute alimentée par la domination de protocoles de collecte des données qui consistent à relever des attributs individuels en dehors de toute information sur les multiples contextes d'interdépendance dans lesquels les acteurs sont enracinés (Hedstrom et Swedberg 1996 ; Hedstrom 2005, p. 159). De ce point de vue, des bases de données strictement relationnelles ne peuvent qu'ouvrir des pistes stimulantes (cf. par ex., Bianco 2000). Nous croyons cependant que ce serait là une solution fort partielle à l'incapacité de la statistique multivariée d'implémenter la démarche par mécanismes. Celle-ci exige, en effet, que l'interdépendance entre les acteurs soit représentée directement et, surtout, que l'on étudie ce que son articulation dynamique engendre au fil du temps. Des données relationnelles ne feraient ainsi que restituer au chercheur un autre type d'*explananda*, sans livrer les « mécanismes d'agrégation complexe » qui les auraient vraisemblablement engendrées.

(35) En particulier, Esser affirme: « *VS individual responses into distributions of variables and into coefficients for causal effects* » (« variable sociology », n. d. a.) *knows only one form of aggregation – the transformation of* (1996, p. 162).



Venons en enfin à un quatrième point. Le « modèle du choix éducatif interdépendant » présenté dans cet article avait parmi ses objectifs de faire de la stratification sociale des diplômés (et de ses transformations) un phénomène macro social émergent. Si l'on partage une conception du « macro social » selon laquelle il faut être en mesure de pointer la présence d'une ou plusieurs structures d'interdépendance entre les acteurs pour pouvoir soutenir que la « structure » est *sui generis* par rapport aux « actions » de départ, nous sommes en droit *a posteriori* de qualifier de « macro » les structures de données produites car notre modèle contient des acteurs en situation d'interactions multiples. Ce sont les systèmes multi-agents qui nous ont permis de montrer ce que ces interactions pouvaient produire. Or, si, comme nous venons de le dire, l'analyse par variables ne peut pas tenir compte des structures d'interdépendance dans lesquelles les acteurs sont plongés, elle se trouve alors dans l'impossibilité de rendre compte du passage du « micro » au « macro » (Cherkaoui 2003c, d ; 2005, chap. 6). Puisque elle ne connaît que des formes d'« agrégation simple », c'est-à-dire fondées sur la « juxtaposition » immédiate d'attributs individuels, elle ne peut aboutir au « macro » car celui-ci se fonde, par définition, sur la présence de structures d'interdépendance.

Ce qui a une conséquence additionnelle de taille. Dès lors que l'on n'est pas en mesure d'engendrer les éléments relevant de la « structure », on ne peut *a fortiori* rendre compte des effets de retour et de rétroaction que ces derniers peuvent avoir sur des actions successives. En d'autres termes, l'étude de l'enchevêtrement des niveaux et de leur récursivité dynamiques est globalement impossible dans le cadre de la technique statistique standard. La forme complexe d'individualisme méthodologique qui fonde la « sociologie analytique » – et que nous avons pu animer ici grâce aux systèmes multi-agents – reste ainsi en dehors de la portée de la « sociologie des variables ». À cet égard, des techniques avancées – telles que les techniques d'analyse de données de durée (Blossfeld 1996, 1998) ou les variantes multiples de l'analyse multi-niveaux (Courgeau 2002, 2003, chap. 2, 2004) ou encore les méthodes d'« appariement optimal » (Abbott 1995, 2000 ; Abbott, Hrycak 1990 ; Abbott et Tsay 2000) – méritent certainement d'être surveillées de près. Bien que par des voies différentes, ces méthodes se donnent, en effet, pour objectif de mieux étudier la connexion entre les niveaux micro et macro de l'analyse à travers la prise en compte du « temps » et l'introduction de différents niveaux d'agrégation. Elles remettent par ailleurs au premier plan la nature dynamique des phénomènes sociaux ainsi que la cohérence des séquences d'événements caractérisant la vie

sociale et individuelle. Contrairement à ce que soutiennent leurs promoteurs (cf. Abbott 1992a, b) (36), on peut néanmoins penser qu'il s'agit là encore de solutions partielles. Dans la mesure où ces méthodes restent en effet basées sur des données structurellement similaires à celles des techniques plus classiques, elles ne peuvent représenter directement et dynamiquement *stricto sensu* l'action des mécanismes multiples sous-jacents à l'enchaînement de ces événements et responsables de leur émergence (37). De ce point de vue, on peut convenir avec Sorensen (1998, p. 265), selon qui ces techniques avancées « *has become just another way of doing regression analysis with rich opportunities for controlling for everything* ».

Cet article voudrait en être la preuve. C'est un dialogue systématique entre les techniques de simulation, notamment « individus-centrées », et la statistique multivariée classique qu'il faudra plus activement rechercher dans le futur. Si la « sociologie analytique » nécessite les premières pour mettre en œuvre ses « modèles générateurs », elle ne peut pas non plus se passer de la seconde. L'analyse par variables est nécessaire en effet pour décrire soigneusement ce qu'il faut expliquer ; elle est également indispensable pour mieux fonder empiriquement au niveau micro et mésociologique les modèles de simulations ; elle est enfin extrêmement utile pour rendre possible la confrontation systématique entre les « données simulées » et les régularités empiriques qu'il s'agit d'expliquer. Ce que nous prônons c'est donc le renforcement d'une interface entre théorie sociologique, modélisation mathématique, simulation

(36) Pour des applications ou des discussions critiques de l'approche prônée par Abbott, on pourra consulter, respectivement, Halpin et Chan (1998) et Levine (2000), Santoro (2003) et Wu (2000).

(37) Sur ce point, on peut mobiliser plus précisément trois arguments. En premier lieu, tel qu'il est implémenté dans ces techniques, le temps s'identifie à la durée d'un « épisode » ou, ce qui est équivalent, à la rapidité de sortie d'un état donné. Les trajectoires individuelles ont donc un caractère dynamique au sens où elles sont conçues en tant que suite de permanence/sortie dans une série d'événements enchaînés. En ce sens, la technique ne permet pas de modéliser des mécanismes et, surtout, d'animer concrètement leur action de façon dynamique. Ici encore, seuls leurs effets peuvent être, éventuellement, capturés. On reste, pour ainsi dire, à la surface des choses. En second lieu, la seule forme d'interdépendance que l'on peut ici décrire est celle qui

existe entre les états des choses que les individus expérimentent : le fait de se marier, par exemple, a-t-il un effet sur la probabilité d'avoir un enfant ? Si c'est le cas, est-ce le même effet pour les hommes et pour les femmes ? Etc. Là encore, nous restons à la surface. Les structures d'interdépendance concrètes entre les individus responsables de l'existence de telle ou telle structuration des événements ne sont pas modélisées. Enfin, même dans les versions multi-niveau les plus sophistiquées, le micro et le macro se réduisent à la coprésence de variables individuelles et agrégées. Le contextuel n'est pas produit par des mécanismes spécifiques construits par le chercheur et il n'existe pas de représentations dynamiques des boucles multiples de rétroaction qui s'instaurent entre l'individu et son contexte par l'intermédiaire des diverses structures d'interdépendance qui lient les acteurs les uns aux autres.

informatique et analyse statistique (cf. Backman et Edling 1999 ; Halpin 1999, p. 1501 et 1503). Aussi improbable que ce couplage puisse paraître en l'état actuel de la sociologie, c'est probablement là l'une des voies à poursuivre pour renforcer le versant scientifique de notre discipline.

## BIBLIOGRAPHIE

- ABBOTT A., 1992a. « From causes to events. Notes on narrative positivism », *Sociological methods and research*, 20, 4.
- , 1992b. « What do cases do? Some notes on activity in sociological analysis » in RAGIN C. C. et BECKER H. S., eds, *What is a case? Exploring the foundations of social inquiry* (Cambridge, Cambridge university press).
- , 1995. « Sequence analysis: new methods for old ideas », *Annual review of sociology*, 21.
- , 2000. « Reply to Levine and Wu », *Sociological methods and research*, 29, 1.
- ABBOTT A. et HRYCAK A., 1990. « Measuring resemblance in sequence data: an optimal matching analysis of musicians careers », *American Journal of Sociology*, 96, 1.
- ABBOTT A. et TSAY A., 2000. « Sequence analysis and optimal matching methods in sociology », *Sociological methods and research*, 29, 1.
- ABELL P., 1996. « Sociological theory and rational choice theory », in TURNER B. S., ed., *The Blackwell companion to social theory* (Oxford, Blackwell).
- , 2003. « The role of rational choice and narrative action theories in sociological theory », *Revue française de sociologie*, 44, 2.
- , 2004. « Narrative Explanation: An Alternative to Variable-Centred Explanation? », *Annual Review of Sociology*, 30.
- ALLISON P. D., 1978. « Measures of inequality », *American sociological review*, 43.
- AMBLARD F., 2003. *Comprendre le fonctionnement des simulations sociales individus-centrées. Application à des modèles de dynamique d'opinions*, thèse de doctorat en informatique, Université Blaise Pascal — Clermont-II.
- AMBLARD F. et DUMOULIN N., 2004. « Mieux prendre en compte le temps dans les simulations individus-centrées », *Actes des 11<sup>e</sup> Journées de Rochebrune 2004 (Rencontres interdisciplinaires sur les systèmes complexes naturels et artificiels)* (Rochebrune, France).
- AMBLARD F. et PHAN D., eds, 2006. *Modélisation et simulation multi-agents pour les Sciences de l'Homme et de la Société : une introduction* (Paris, Hermes).
- AMBLARD F., ROUCHIER J. et BOMMEL P., 2006. « Évaluation et validation de modèles multi-agents », in AMBLARD F. et PHAN D., eds, 2006. *Modélisation et simulation multi-agents : Applications pour les Sciences de l'Homme et de la Société* (Paris, Hermès).
- AXELROD R., 1997. *The complexity of cooperation. Agent-based models of competition and collaboration* (Princeton, Princeton University Press).
- AXTELL R., 2000. « Why Agents? On the Varied Motivations for Agent Computing in the Social Sciences », in *Proceedings of the Workshop on Agent Simulation: Applications, Models and Tools* (Argonne National Laboratory, IL).
- BACKMAN O. et EDLING C. R. 1999. « Mathematics matters: on the absence of mathematical models in quantitative sociology », *Acta sociologica*, 42, 1.
- BALLARINO G. et BERNARDI F., 2001. « Uso di dati time-budget per lo studio delle risorse familiari: capitale sociale e culturale dei genitori dei bambini in età scolare in Italia », *Quaderni di sociologia*, 2.
- BALLARINO G. et COBALTI A., 2003. *Mobilità sociale* (Roma, Carocci).
- BARBERA F., 2002. « Quattro secoli di individualismo metodologico: bilancio e prospettive », *Rassegna italiana di sociologia*, 43, 2.
- , 2003. « È nata una stella? Autori, principi e obiettivi della sociologia analitica », *Rassegna Italiana di Sociologia*, 4.
- , 2004. *Meccanismi sociali. Elementi di sociologia analitica* (Bologna, Il Mulino).
- BARBUT M., 1984. « Note sur quelques indicateurs globaux de l'inégalité », *Revue française de sociologie*, XXV, 4.
- , 1985a. « Commentaire sur la note de J.-C. Combessie », *Revue française de sociologie*, XXVI, 1.
- , 1985b. « Sur les indicateurs de l'inégalité : croissance logistique et mesure de l'inégalité et de quelques effets «paradoxaux» dans la

- comparaison des inégalités », *Mathématiques et Sciences Humaines*, 90.
- , 1990. « Introduction à l'analyse mathématique des inégalités », *Archives de psychologie*, 58.
- BARONE C., 2005. « La teoria della scelta razionale e la ricerca empirica. Il caso delle disuguaglianze educative », *Rassegna Italiana di Sociologia*, 3.
- , 2006. « A New Look at Schooling Inequalities in Italy and their Trends over Time », communication présentée au RC28 Spring Meeting (Nijmegen, 11-14 Mai 2006).
- BEAUD S., 2003. *80 % au bac... et après? Les enfants de la démocratisation scolaire* (Paris, La Découverte).
- BECKER R., 2003. « Educational expansion and persistent inequality of education. Utilizing subjective expected utility theory to explain increasing participation rates in upper secondary school in the Federal republic of Germany », *European sociological review*, 19, 1.
- BENEDUSI L., 1993. « Diseguaglianze educative: un assaggio sulle variazioni nel tempo e nello spazio », *Sociologia e ricerca sociale*, 42.
- BERNARDI F., 2002. « Chi sposa chi? Omogamia educativa e occupazionale in Italia », in SCHIZZEROTTO A., ed., *Vite Ineguali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea* (Bologna, Il Mulino).
- BERNSTEIN B., 1958. « Classi sociali e sviluppo linguistico: una teoria dell'apprendimento sociale », in CERQUETTI E. 1969, *Sociologia dell'educazione*, Franco Angeli, Milano.
- , 1960. « Language and social class », *British journal of sociology*, 11, 3.
- , 1961. « Struttura sociale, linguaggio e apprendimento », in PASSOW A. H., GOLDBERG M. et TAMENBAUM A. J., 1971. *L'educazione degli svantaggiati* (FrancoAngeli, Milano).
- , 1982. « Codici, modalità e il processo di riproduzione culturale: un modello », in CAPPELLO F. S., DEI M. et ROSSI M., 1982. *L'immobilità sociale. Stratificazione sociale e sistemi scolastici* (Il Mulino, Bologna).
- BERTHELOT J.-M., 1993. *Ecole, Orientation, Société* (Paris, PUF).
- BIANCO M. L., 2000. « Ricercare il capitale sociale. Problemi di analisi », communication Workshop on social capital, Trento, 19-20/10/2000.
- BLAU P., 1977. « A macrosociological theory of social structure », *American journal of sociology*, 83
- BLOSSFELD H-P., 1996. « Macro-sociology, rational choice theory, and time. A theoretical perspective on the empirical analysis of social processes », *European sociological review*, 12, 2.
- , 1998. « A dynamic integration of micro- and macro-perspective using longitudinal data and event history models », in BLOSSFELD H-P. et PREIN G., eds, *Rational choice theory and large-scale data analysis* (Boulder Co., Westview Press), chap. 14.
- BLOSSFELD H.-P. et SHAVIT Y., 1993. « Persisting barriers. Changes in educational opportunities in thirteen countries », in SHAVIT Y. et BLOSSFELD H.-P., eds, *Persistent inequality: changes Educational attainment in thirteen countries* (Westview press, Boulder).
- BOERO R. et SQUAZZONI F., 2005. « Does Empirical Embeddedness Matter? Methodological Issues on Agent-Based Models for Analytical Social Sciences », *Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, vol. 8, n° 4.
- BOUDON R., 1973a. *L'inégalité des chances. La mobilité sociale dans les sociétés industrielles* (Paris, Colin).
- , 1973b. *Mathematical structures of social mobility* (Elsevier, London).
- , 1976. « Comment on Hauser's review of education, opportunity, and social inequality », *American journal of sociology*, 81, 4.
- , 1977. *Effets pervers et ordre social* (Paris, Puf).
- , 1979a. *La logique du social* (Paris, Puf).
- , 1979b. « Generating models as a research strategy », in MERTON R. K., COLEMAN J. S. et ROSSI P. H., eds, *Qualitative and quantitative social research* (New York, The free press).
- , [1983] 1993. « Avant-propos » à la seconde édition de *Effets pervers et ordre social* (Paris, PUF [Quadriga]).
- , 1984. *La place du désordre. Critique des théories du changement social* (Paris, Puf).
- , 1990. « Les causes de l'inégalité des chances scolaires », in BOUDON R., CUIN C.-H., MASSOT A., eds., 1990, *L'axiomatique de l'inégalité des chances* (L'Harmattan, Presse de l'université de Laval).
- , 2005. *Tocqueville aujourd'hui* (Odile Jacob, Paris).
- BOUDON R. et BOURRICAUD F., 1982a. « Individualisme », in BOUDON R. et BOURRICAUD, *Dictionnaire critique de la sociologie* (Paris, PUF).
- , 1982b. « Mobilité sociale », *ibidem*.

- BOURDIEU P. et PASSERON J.-C., 1964. *Les héritiers*. (Minuit, Paris).
- , 1970. *La reproduction* (Minuit, Paris).
- BREEN R., 2001. « A rational choice model of educational inequality », Working Paper 2001/166 (Istituto Juan March, Madrid).
- , ed., 2004. *Social mobility in Europe* (Oxford, Oxford University press).
- , 2005. « Foundations of a neo-Weberian Class Analysis », in WRIGHT E. O., ed., *Approaches to Class Analysis* (Cambridge, Cambridge University Press).
- BREEN R. et GOLDTHORPE J., 1997. « Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Choice Theory », in GOLDTHORPE J., 2000, *On sociology* (Oxford, Oxford University Press).
- BREEN R. et JONSSON J. O., 2005. « Inequality of opportunity in comparative perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility », *Annual Review of sociology*, 31.
- BREEN R. et YAISH M., 2006. « Testing the Breen-Goldthorpe Model of educational decision making », in STEPHEN L., MORGAN D. B., GRUSKY D. et FIELDS G. S., eds., *Frontiers in Social and Economic Mobility* (Stanford University Press).
- BREEN R., LUIJKX R., MULLER W. et POLLAK R., 2005. « Non-persistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from eight European Countries », communication : «EDUC group workshop» (Mannheim, Déc. 2005).
- BRUCH E. et MARE R. 2006. « Neighborhood choice and neighborhood change », *American journal of sociology*, 112, 3.
- BUNGE M., 1997. « Mechanisms and explanation », *Philosophy of social sciences*, 27, 4.
- , 1998. *Social science under debate : a philosophical perspective* (University of Toronto press).
- , 2004. « How does it work? The search for explanatory mechanisms », *Philosophy of the Social Science*, 34, 2.
- CARLEY K., 1994. « Sociology: Computational Organization Theory », *Social Science Computer Review*, 12, 4.
- , 1996. « Artificial Intelligence Within Sociology », *Sociological Methods & Research*, 25, 1.
- , 1999. « On Generating Hypotheses Using Computer Simulations », in *Proceedings of the 1999 International symposium on command and control research and technology, Newport*.
- CEDERMAN L.-E., 2001. « Agent-based modeling in the political science », *Political Methodology*, 10, 1.
- , 2005. « Computational Models of Social Forms: Advancing Generative Process Theory », *American Journal of Sociology*, 110(4).
- CHAUVEL L., 1995. « Inégalités singulières et plurielles : l'évolution de la courbe de répartition des revenus », *Revue de l'OFCE*, 55.
- , 1998a. *Le destin des générations, structure sociale et cohortes en France au xx<sup>e</sup> siècle* (Paris, PUF).
- , 1998b. « La seconde explosion scolaire : diffusion des diplômes, structure sociale et valeur des titres », *Revue de l'OFCE*, 66.
- CHERKAOUI M., 1982. *Les changements du système éducatif en France 1950-1980* (Paris, PUF).
- , [1989] 2005. « Mobilité sociale », in CHERKAOUI M., BOUDON R., BESNARD Ph. et LÉCUYER B., eds, *Dictionnaire de Sociologie* (Paris, Larousse).
- , 1992. « Mobilité », in BOUDON R., éd., *Traité de Sociologie* (Paris, PUF).
- , 1998. *Naissance d'une science sociale. La sociologie selon Durkheim* (Genève, Droz).
- , 2000. « La stratégie des mécanismes générateurs comme logique de l'explication », in BAECHLER J., CHAZEL F. et KAMRANE R., éd., *L'Acteur et ses raisons. Mélanges en l'honneur de Raymond Boudon* (Paris, Puf).
- , 2003a. « L'état et la révolution. Logique du pouvoir monopoliste et mécanismes sociaux dans l'Ancien Régime de Tocqueville », *Revue Tocqueville*, 24, 1.
- , 2003b. « Apports et limites de la théorie du choix rationnel dans les Foundations of social theory », *Revue française de sociologie*, 44, 2.
- , 2003c. « Stratification et niveau de réalité », in CHERKAOUI M., éd., *Histoire et théorie des sciences sociales. Mélanges en l'honneur de Giovanni Busino* (Genève-Paris, Droz).
- , 2003d. « The individual and the collective. On the syntaxes of stratification theory », *European Review*, 11, 4.
- , 2005. *Invisible Codes. Essays on Generative Mechanisms* (Bardwell-Press, Oxford).
- , 2006. *Le Paradoxe des conséquences* (Genève, Droz).
- CHIESI A., 1999. *L'analisi dei reticoli* (Milano, FrancoAngeli).
- COBALTI A., 1989a. « A relative mobility table. A modest proposal », *Quality and Quantity*, 23.

- , 1989b. « L'analyse dei dati di mobilità. La tavola di mobilità relativa », *Quaderni di sociologia*, 12.
- , 1990. « Schooling inequality in Italy: trends over time », *European sociological review*, 3.
- , 1992. « Origine sociale e livello di istruzione: un modello », *Polis*, 6, 1.
- , 1995. *Lo studio della mobilità sociale. Metodi e prospettive dell'indagine sociologica* (Roma, Nis).
- COBALTI A. et SCHIZZEROTTO A., 1993. « Inequality of educational opportunity in Italy », in SHAVIT Y. et BLOSSFELD H.-P., eds., *Persistent inequality: changes Educational attainment in thirteen countries* (Westview press, Boulder).
- , 1994. *La mobilità sociale in Italia. L'influenza dei fattori di disegualianza sul destino educativo, professionale e sociale dei singoli nel nostro paese* (Bologna, Il Mulino).
- COLEMAN J. S., 1986. « Social theory, social research and a theory of action », *American journal of sociology*, 96, 6.
- , 1988. « Social capital in the creation of human capital », *American Journal of Sociology*, 94.
- , 1990. *The foundations of social theory* (Cambridge, Harvard university press).
- , 1993. « Reply to Blau, Tuomela, Diekman and Baurmann », *Analyse und Kritik*, 15.
- COLLINS R., [1988] 1992. *Theoretical sociological*, Harcourt Brace Jovanovich Inc. [(Orlando, Harcourt college (tr. It., Teorie sociologiche, Bologna, Il Mulino Pub)].
- COMBESSIE J.-C., 1985. « Paradoxe des fonctions de concentration », *Revue française de sociologie*, XXVI.
- COURGEAU D., 2002. « Évolution ou révolution dans la pensée démographiques », *Mathématiques et Sciences humaines*, 160, 40.
- , 2003. « From the Macro-micro opposition to multilevel analysis in demography », in COURGEAU D., éd., *Methodology and epistemology of multilevel analysis: Approaches from different social sciences* (Dordrecht, Kluwer Academic).
- , 2004. *Du groupe à l'individu. Synthèse multiniveau* (Paris, INED).
- COUSTEAUX A.-S. et LEMEL Y. 2004. « Étude de l'homophilie socioprofessionnelle à travers l'enquête Contacts », *Document de travail CREST*, 10.
- COX D. R., 1992. « Causality : some statistical aspects », *Journal of the royal statistical society*, 155, Series A.
- COX D. R. et WERMUTH N., 1993. « Linear dependencies represented by chain graphs », *Statistical science*, 8.
- CUIN C.-H., 1993. *Les Sociologues et la mobilité sociale* (Paris, Puf).
- DAVIDOVITCH A. et BOUDON R., 1964. « Les mécanismes sociaux des abandons de poursuite judiciaire. Analyse expérimentale par simulation », *L'Année sociologique*, troisième série, pp. 111-244.
- DAVIES R., HEINESEN E. et HOLM A., 2002. « The relative risk aversion hypothesis of educational choice », *Journal of population economics*, 15, 4.
- DAVIS K. et MOORE W. E., [1945] 1969. « Some principles of stratification », *American sociological review*, 10 [« Alcuni principi della teoria della stratificazione »], in LIPSET M. S. et BENDIX R., eds, *Classe, status e potere*, Marsilio, Padova, t. 1, pp. 17-29).
- DEGENNE A. et FORSÉ M., 2004. *Les Réseaux sociaux* (Paris, Armand Colin).
- DUPUY J.-P., 1992. *Introduction aux sciences sociales. Logiques des phénomènes collectifs* (Paris, Ellipses).
- , 1997. « Introduction », in DUPUY J.-P. et LIVET P., eds, *Les limites de la rationalité. Rationalité, éthique et cognition, I* (Paris, Edition la Découverte).
- DURLAUF S. N., 2001. « A framework for the study of individual behaviour and social interactions », *Sociological Methodology*, 31.
- DURU-BELLAT M., 2002. *Les Inégalités sociales à l'école. Genèse et mythes* (Paris, Puf).
- , 2006. *L'inflation scolaire. Les désillusions de la méritocratie* (Seuil, Paris).
- DURU-BELLAT M. et KIEFFER A., 2000. « La démocratisation de l'enseignement en France : polémiques autour d'une question d'actualité », *Population*, 55, 1.
- EDLING C., 2000. « Rational choice theory and quantitative analysis – A comment on Goldthorpe's sociological alliance », *European Sociological Review*, 16, 1.
- EDLING C. R., 2002. « Mathematics in sociology », *Annual review of sociology*, 28.
- EDLING C. R. et HEDSTROM P., 2005. « Analytical sociology in Tocqueville's Democracy in America », accessible à : <http://www.nuff.ox.ac.uk/sociology/Group/Hedstrom.htm>.
- ELSTER J., 2003. *Proverbes, maximes, émotions*, (Paris, Puf).
- EPSTEIN J., 1999. « Agent-Based Computational Models and Generative Social Science », *Complexity*, 4.

- , 2005. « Remarks on the Foundations of Agent-Based Generative Social Science », *CSED Working Paper*, 41.
- , 2006. *Generative Social Science: Studies in Agent-Based Computational Modeling* (Princeton University Press).
- ERIKSON R., 1998. « Thresholds and mechanisms. A comment on Hedstrom and Swedberg's chapter », in BLOSSFELD H.-P. et PREIN G., eds, *Rational choice theory and large-scale data analysis* (Boulder Co., Westview Press, chap. 5).
- ERIKSON R. et GOLDTHORPE J., 1992. *The constant Flux : a study of class mobility in industrial society* (Oxford, Clarendon Press).
- , 2002. « Intergenerational Inequality: a sociological perspective », *Journal of Economic Perspectives*, 16, 3.
- ERIKSON R. et JONSSON J. O., eds, 1996. *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective* (Boulder (CO), Westview Press).
- ESPING-ANDERSEN G. et MESTRES J., 2003. « Ineguaglianza delle opportunità ed eredità sociale », *Stato e Mercato*, 67.
- ESSER H., 1996. « What is wrong with « variable sociology »? », *European sociological review*, 12, 2.
- FARARO T. J., 1969. « Stochastic processes », in BORGATTA E. F., ed., *Sociological methodology* (San Francisco, Jossey-Bass).
- , 1989. *The meaning of general theoretical sociology. Tradition and formalisation* (Cambridge university press, Cambridge).
- , 1997. « Reflections on mathematical sociology », *Sociological Forum*, 12, 1.
- FARARO T. J. et BUTTS C. T., 1999. « Advance in generative structuralism: structured agency and multilevel dynamics », *Journal of mathematical sociology*, 24, 1.
- FORSÉ M. et CHAUVEL L., 1995. « L'évolution de l'homogamie en France », *Revue française de sociologie*, XXXVI.
- FORSÉ M. et PARODI M., 2006. « La ségrégation spatiale selon Schelling : la perversité est ailleurs », *Document de travail de l'OFCE* (Paris, n° 2006-05, Mars 2006).
- GAMBETTA D., 1987. *Where they pushed or did they jump? Individual decision mechanism in education* (Cambridge, Cambridge university press).
- , 1998. « Concatenations of mechanisms », in HEDSTROM P. et SWEDBERG R., eds, *Social mechanisms. An analytical approach to social theory* (Cambridge, Cambridge university press).
- GARNIER A. M. et RAFFALOVICH E. L., 1984. « The evolution of equality of educational opportunities in France », *Sociology of education*, 57.
- GILBERT N. G., 1996. « Holism, individualism and emergent properties. An approach from the perspective of simulation », in HEGSELMANN R., MUELLER U. et TROITZSCH G. K., eds, *Modelling and simulation in the social sciences from the philosophy of science point of view* (Kluwer, Dordrecht).
- GINI C., 1912. « Variabilità e mutabilità », in Pizetti E. et SALVEMINI T., éd., 1955, *Memorie di metodologica statistica* (Roma, Libreria Eredi Virgilio Veschi).
- GINOT V. et MONOD H., 2006. « Explorer les modèles par simulation : application aux analyses de sensibilité », in AMBLARD F. et PHAN D., eds, *Modélisation et simulation multi-agents : Applications pour les Sciences de l'Homme et de la Société* (Paris, Hermès).
- GODECHOT O. 2000. *Plus d'amis plus proches ? Comment comparer deux enquêtes peu comparables ?* (Document de travail, Insee).
- GOLDTHORPE J. H., 1996a. « The quantitative analysis of large-scale data sets and rational action theory: for a sociological alliance », in GOLDTHORPE J., 2000, *On sociology. Numbers, Narratives, and the integration of research and theory* (Oxford, Oxford university press).
- , 1996b. « Class analysis and the reorientation of class theory: the case of persisting differentials in education attainment », in GOLDTHORPE J., 2000, *On sociology. Numbers, Narratives, and the integration of research and theory* (Oxford, Oxford university press).
- , 1997. « The integration of sociological research and theory—Grounds for optimism at the end of the twentieth century », *Rationality and Society*, 9, 4.
- , [1999] 2000. « Causation, statistics, and sociology », in GOLDTHORPE J., 2000, *On sociology. Numbers, Narratives, and the integration of research and theory* (Oxford, Oxford university press).
- GOLDTHORPE J. H., LLEWELLYN C. et PAYNE C., 1980. *Social mobility and class structure in modern Britain* (Oxford, Clarendon Press).
- GOUX D. et MAURIN E., 1995. « Origine sociale et destinée scolaire », *Revue française de sociologie*, XXXVI, 1.
- , 2004. « Composition sociale du voisinage et échec scolaire : une évaluation sur données française », communication au colloque « Le devenir des enfants de familles défavorisées



- en France » (Paris, Ministère de la Jeunesse, de l'Éducation nationale et de la Recherche).
- GRANOVETTER M., 1973. « The Strength of Weak Tie », *American Journal of Sociology*, 78.
- GRUSKY D., 2001. « Social Stratification », dans *International encyclopaedia of the social and behavioral sciences* 21 (Oxford, Elsevier).
- GRUSKY D. et HAUSER R., 1984. « Comparative Social Mobility Revisited: Models of Convergence and Divergence in 16 Countries », *American Sociological Review*, 49.
- HALPIN B., 1999. « Simulation in sociology », *American behavioral scientist*, 42, 10.
- HALPIN B. et CHAN T. W., 1998. « Class careers as sequences: an optimal matching analysis of work-life histories », *European sociological review*, 14, 2.
- HARRÉ R., 1972. *The philosophies of science. An introductory survey* (Oxford, Oxford university press).
- HARRÉ R. et SECORD P. F., 1972. *The explanation of social behaviour* (Oxford, Oxford university press).
- HEDSTROM P., 1998. « National Imitation » in HEDSTROM P. et SWEDBERG R.
- , 2003. « Generative models and explanatory research: on sociology of Aage Sorensen » (disponible à : <http://www.nuff.ox.ac.uk/Sociology/Group/Hedstrom.htm>).
- , 2005. *Dissecting the social: on the principles of analytical sociology* (Cambridge, Cambridge university press).
- HEDSTROM P. et ABERG Y., 2005. « Quantitative research, agent-based modelling, and theories of the social », in HEDSTROM P., *Dissecting the social: on the principles of analytical sociology* (Cambridge, Cambridge university press).
- HEDSTROM P. et SWEDBERG R., 1996. « Rational choice, empirical research, and the sociological tradition », *European sociological review*, 12, 2.
- HEDSTROM P. et SWEDBERG R., 1998b. « Social mechanisms: an introductory essay », in HEDSTROM P. et SWEDBERG R., eds, 1998a, *Social mechanisms. An analytical approach to social theory* (Cambridge, Cambridge university press).
- HELLEVIK O., 1997. « Class inequality and egalitarian reform », *Acta sociologica*, 40, 4.
- , 2000. « A Less Biased Allocation Mechanism », *Acta Sociologica*, 43, 1.
- , 2002. « Inequality versus association in educational attainment research: Comment on Kivinen, Ahola and Hedman », *Acta Sociologica*, 45, 2.
- HILLMERT S. et JACOB M., 2003. « Social inequality in higher education. Is vocational training a pathway leading to or away from university? », *European sociological review*, 19, 3.
- HUMMON N. P. et FARARO T. J., 1995. « The emergence of computational sociology », *Journal of mathematical sociology*, 20, 2-3.
- JOHNSON P. E., 1999. « Simulation modelling in political science », *Computer simulation in the social sciences*, 42, 10.
- JONSSON J. O. et ERIKSON R., 2000. « Understanding educational inequality: the Swedish experience », *L'année sociologique*, 50, 2.
- KAUFMAN R. L. et SCHERVISH P. G. 1986. « Using adjusted crosstabulations to interpret log-linear relationship », *American Sociological Review*, 51 (October).
- , 1987. « Variations on a theme. More uses of odds ratios to interpret log-linear parameters », *Sociological Methods and research*, 16, 2.
- KELLER S. et ZAVALLONI M., 1964. « Ambition and social class: a respecification », *Social forces*, 43.
- KIVINEN O., HEDMAN J. et AHOLA S., 2001. « Expanding Education and Improving Odds. Participation in Higher Education in Finland in the 1980s and 1990s », *Acta Sociologica*, 44, 4.
- KÖNIG W., LÜTTINGER P. et MULLER W. 1988. « A Comparative Analysis of the Development and Structure of Educational Systems. Methodological Foundations and the Construction of a Comparative Educational Scale », *CASMIN Working Paper*, 12, (Mannheim, Université de Mannheim).
- LAMPARD R., 2000. « Measuring inequality in a cross-tabulation with ordered categories: from the Gini coefficient to the T<sub>og</sub> coefficient », *International journal of social research methodology*, 3, 1.
- LAREAU A., 1987. « Social Class Differences in Family-School Relationships: The Importance of Cultural Capital », *Sociology of Education*, 60.
- LEMEL Y., 1991. *Stratification et mobilité sociale* (Paris, Armand Colin).
- LEVINE J. L., 2000. « But what have you done for us lately? Commentary on Abbott and Tsay », *Sociological methodology*, 29, 1.
- LINDENBERG S., 1977. « Individuelle Effekte, kollektive Phänomene und das Problem der



- Transformation », in EICHNER K. et HABERMEHL W., eds, *Probleme der Erklärung sozialen Verhaltens* (Meisenheim, Anton Hain, pp. 46-84).
- LORENZ M. O., 1905. « Methods of measuring the concentration of wealth », *Journal of the American Statistical Association*, 9.
- MACY W. M. et WILLER R., 2002. « From factors to actors: computational sociology and agent-based modeling », *Annual review of sociology*, 28.
- MAHONEY J., 2001. « Beyond correlational analysis: Recent innovations in theory and method », *Sociological Forum*, 16, 3.
- MANZO G., 2003. « Appunti sulla simulazione al computer. Un metodo attraente per la ricerca sociologica », in CORPOSANTO C., éd., *Metodologie non-intrusive nelle scienze sociali* (Milano, Franco Angeli, chap. 9).
- , 2004. « Verso una teoria delle disegualianze di opportunità educative », *Studi di Sociologia*, 42, 1.
- , 2006a. *Analyse comparée de la stratification éducative en France et en Italie dans les années quatre-vingt-dix et au cours du xx<sup>e</sup> siècle*. De la description statistique à l'explication par simulation « individu-centrée », Thèse de Doctorat de Sociologie, 681 p., Université Paris IV-Sorbonne, soutenue publiquement le 10 Mars 2006.
- , 2006b. « Generative Mechanisms and Multivariate Statistical Analysis. Modeling Educational Opportunity Inequality by Multi-Matrix Log-Linear Topological Model: Contributions and Limits », *Quality and Quantity*, 40, 5.
- , 2006c. « Actions, interactions et structure dans l'émergence de la stratification sociale des diplômés : un modèle de choix discrets avec externalités », *Mathématiques et Sciences Humaines*, 175, 3.
- , 2007a. « Variables, mechanisms, and simulations: can the three methods be synthesized? A critical analysis of the literature », *Revue Française de Sociologie* (An Annual English Selection, 48, Supplement).
- , 2007b. « Progrès et «urgence» de la modélisation en sociologie. Du concept de modèle générateur et de sa mise en œuvre », *L'Année Sociologique*, 57, 1.
- MARSHALL G. et SWIFT A., 1999. « On the Meaning and Measurement of Inequality », *Acta Sociologica*, 43, 1.
- , 2000. « Reply to Ringen and Hellevik », *Acta Sociologica*, 43, 1.
- MASSOT A., 2000. « Analyse des processus décisionnels de la scolarisation » in BOURDON R., CUIN C.-H. et MASSOT A., eds, *L'Axiomatique de l'inégalité des chances* (Paris, L'Harmattan, Presse de l'université de Laval).
- MAURIN E., 2004. *Le Ghetto français, Enquête sur la séparatisme sociale* (Paris, Seuil).
- MERCKLÉ P., 2004. *Sociologie des réseaux sociaux* (Paris, La découverte).
- MERLE P., 2000. « Le concept de démocratisation de l'institution scolaire : une typologie et sa mise à l'épreuve », *Population*, 55, 1.
- MERLLIÉ D., 1994. *Les Enquêtes de mobilité sociale* (Paris, Puf).
- MERLLIÉ D. et PRÉVOT J., 1997. *La Mobilité sociale* (Paris, La découverte).
- MERTON R. K., 1949. *Social structure and social theory* (London, The free press of Glencoe).
- , 1967. « On the sociological theories of the middle range », in MERTON R. K., *On theoretical sociology. Five essays, old and new* (London, The free press).
- MORETTI S., 2004. *Modelli e conoscenza scientifica. Problemi di formalizzazione nella ricerca sociologica* (Milano, Guerini scientifica).
- MORIN E., 1984. *Sociologie*, Paris, Seuil (nouv. Éd., 1994, cité dans cette édition).
- , 1990. Introduction à la complexité, Seuil, Paris (nouv. Éd., 2005, cité dans cette édition).
- MORIN E. et LE MOIGNE J.-L., 1999. *L'Intelligence de la complexité* (Paris, L'Harmattan).
- MOSS S. et EDMONDS B., 2005. « Sociology and Simulation: Statistical and Qualitative Cross-Validation », *American Journal of Sociology*, 110, 4.
- MÜLLER W., 2001 « Mobility: social », *International encyclopaedia of the social and behavioral sciences*, 15 (Oxford, Elsevier).
- MÜLLER W. et KARLE W., 1993. « Social selection in educational systems in Europe », *European sociological review*, 9.
- MÜLLER W., LÜTTINGER P., KÖNIG W. et KARLE W., 1989. « Class and Education in Industrial Nations », *International Journal of Sociology*, 19.
- NASH R., 2003. « Inequality/difference in education: is a real explanation of primary and secondary effects possible? », *British journal of sociology*, 54, 4.
- ORLÉAN A., 2002. « Les interactions mimétiques », in LESOURNE J., ORLÉAN A., WALLISER B., eds, *Leçons de microéconomie évolutionniste* (Odile Jacob, Paris).

- PEDERSEN A. W., 2004. « Inequality as Relative Deprivation: A Sociological Approach to Inequality Measurement », *Acta Sociologica*, 47.
- PHAN D., 2004. « From Agent-Based Computational Economics towards Cognitive Economics », in BOURGINE P. et NADAL J.-P., eds, *Cognitive Economics : An Interdisciplinary Approach* (Berlin, Springer).
- PHAN D. et PAJOT S., 2006. « Complex Behaviours in binary choice models with global or local social influence », in BRUUN C., ed., *Advances in Artificial Economics. The Economy as a Complex Dynamic System* (Series: Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Spinger, vol. 584).
- PHILOSOPHY OF SOCIAL SCIENCE, 2004. Systems and Mechanisms: A Symposium on Mario Bunge's, Special issue of *Philosophy of Social Science*, 34, 2-3
- PISATI M., 2000. *La mobilità sociale* (Bologna, Il Mulino).
- , 2002. « La partecipazione al sistema scolastico », in SCHIZZEROTTO A., éd., *Vite ineguali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea* (Bologna, Il Mulino, chap. 4).
- PISATI M. et SCHIZZEROTTO A., 1998. « La mobilità sociale en Italie », *La Revue Tocqueville/the Tocqueville Review*, 19, 1.
- , 2004. « The Italian Mobility Regim : 1985-97 », in BREEN R., ed., *Social mobility in Europe* (Oxford, Oxford University press, chap. 6).
- PROST A., [1981] 2004. *Histoire de l'enseignement et de l'éducation, tome IV : L'Ecole et la Famille dans une société en mutation, depuis 1930* (Paris, Librairie Académique Perrin).
- POULLAOUËC T., 2004. « Les familles ouvrières face au devenir de leurs enfants », *Economie et Statistique*, 371.
- RAFTERY A. E. et HOUT M., 1993. « Maximally maintained inequality: Expansion, reform and opportunity in Irish education, 1921-1975 », *Sociology of Education*, 66, 41-62.
- RAMAT E., 2006. « Introduction à la simulation : principaux concepts », in AMBLARD F. et PHAN D., eds, *Modélisation et simulation multi-agents pour les Sciences de l'Homme et de la Société : une introduction* (Paris, Hermes).
- RAUB W., 1982. « The Structural-Individualist approach: towards an explanatory sociology », in RAUB W., ed., *Theoretical models and empirical analyses* (Utrecht, E. S. Publications).
- RINGEN S., 2000. « Inequality and Its Measurement », *Acta Sociologica*, 43, 1.
- , 2005. « The Truth about class inequality », disponible à : <http://users.ox.ac.uk/~greeo074/documents%20en/truthclass.doc>.
- SANTORO M., 2003. « Eventi e strutture: il positivismo narrativo di Andrew Abbott e l'eredità della scuola di Chicago », *Rassegna italiana di sociologia*, 44, 4.
- SAWYER R. K., 2003. « Artificial societies. Multiagent systems and the micro-macro link in sociological theory », *Sociological Methods and research*, 31, 3.
- , 2004a. « The mechanisms of emergence », *Philosophy of the Social Sciences*, 34, 2.
- , 2004b. « Social explanation et computational simulation », *Philosophical Explorations*, 7, 3.
- , 2005. *Social emergence. Societies as complex systems* (Cambridge, Cambridge University press).
- SCHADEE H. M. A. et SCHIZZEROTTO A., 1990. « Processi di mobilità maschili e femminili nell'Italia contemporanea », *Polis*, 1.
- SHELLING T. C., 1971. « Dynamic models of segregation », *Journal of mathematical sociology*, 1.
- , 1978. *Micromotives and macrobehaviour* (New York, Norton and company). (tr. Fr. 1980, *La tyrannie des petites décisions*, Puf, Paris).
- SCHIZZEROTTO A. 1990. « Stabilità e mutamento nelle disuguaglianze educative collegate alla classe di origine, al genere e all'appartenenza territoriale », *Scuola democratica* (gennaio-marzo).
- , 1997. « Perché in Italia ci sono pochi diplomati e pochi laureati ? Vincoli strutturali e decisioni razionali degli attori come cause della contenuta espansione della scolarità superiore », *Polis*, 11, 3.
- SCOTT L. F. 1997. « Mathematics in thinking about sociology », *Sociological Forum*, 12, 1.
- SHAVIT Y. et WESTERBEEK K., 1997. « Istruzione e stratificazione in Italia: riforme, espansione educativa e uguaglianza delle opportunità », *Polis*, 11, 1, pp. 91-109.
- , 1998. « Educational stratification in Italy: reforms, expansion and equality of opportunity », *European Sociological Review*, 14, 1.
- SIMON A. H., [1996] 2004. *Les sciences de l'artificiel* (Paris, Gallimard).
- SIMON A. H. et IWASAKI Y., 1988. « Causal ordering, comparative static, and near decomposability », *Journal of econometrics*, 39.

- SMITH H. L. et GARNIER M. A., 1986. « Association between background and educational attainment in France », *Sociological methods and research*, 14.
- SMITH J., ULTEE W. et LAMMERS J., 1998. « Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables », *American Sociological Review*, 63.
- SORENSEN A., 1998. « Theoretical mechanisms and the empirical study of social processes », in HEDSTROM P. et SWEDBERG R., eds., *Social mechanisms. An analytical approach to social theory* (Cambridge, Cambridge university press).
- STINCHCOMBE A. L., 1991. « The condition of fruitfulness of theorizing about mechanism in social science », *Philosophy of the social sciences*, 21, 3.
- THÉLOT C., [1982] 2003. *Tel père, tel fils ? Position sociale et origine sociale* (Paris, Hachette).
- , 2003. « Préface », in THÉLOT C., *Tel père, tel fils ? Position sociale et origine sociale* (Paris, Hachette).
- THÉLOT C. et VALLET L.-A., 2000. « La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle », *Économie et statistique*, 4.
- TILLY C., 2001. « Mechanisms in political processes », *Annual Review in political science*, 4.
- UDEHN L., 2001. *Methodological individualism. Background, History and Meaning* (London, Routledge).
- , 2002. « The changing face of methodological individualism », *Annual review of sociology*, 28.
- VALERY P., [1942] 1960. *Mauvaises pensées et autres*, in VALERY P., *Œuvres*, tome II (Gallimard, Bibliothèque de La Pléiade).
- VALLET L.-A., [1989] 2005. « Fluidité », in CHERKAOUI M., BOUDON R., BESNARD Ph., et LÉCUYER B., eds, *Dictionnaire de Sociologie* (Paris, Larousse).
- , 2001. « La mesure des évolutions des inégalités sociales et scolaires en longue période », in BOUDON R., BULLE N. et CHERKAOUI M., eds, *École et société. Les paradoxes de la démocratie* (Paris, Puf).
- , 2004a. « The dynamics of educational opportunity in France. Change in the association between social background and education in thirteen five-year cohorts (1908-1972) » (communication, *ISA research committee*, 28, Neuchâtel, May).
- , 2004b. « 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).
- , 2004c. « Modélisation log-linéaire et log-multiplicative des tableaux de contingence-Exemples et listing sous LEM — », *Point-Recherche CREST*, 20.
- WATTS D. J., 1999. « Small words : The dynamics of networks between order and randomness » (Princeton, Princeton University Press).
- WIPLER R., 1978. « The structural-individualist approach in Dutch sociology », *The Netherlands journal of sociology*, 14.
- , 1985. « Explanatory sociology : The development of a theoretically oriented research program », *The Netherlands journal of sociology*, 21, pp. 63-74.
- WU L. L., 2000. « Some comments on « Sequence analysis and optimal matching methods in sociology' : review and prospect », *Sociological methodology*, 29, 1.
- XIE Y., 1992. « The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables », *American Sociological Review*, 57.