

LA SORBONNE
ÉDITEUR-IMPRIMEUR
DEPUIS 1470

En 1470, Jean Heynlin, prier de la Sorbonne, installe, dans le cadre universitaire, la première imprimerie française. L'atelier, animé par les prototypographes Ulrich Gering, de Constance, et Michel Friburger, de Colmar, imprime en Sorbonne les ouvrages destinés à la communauté universitaire : classiques latins et ouvrages d'érudition à destination des étudiants et de leurs maîtres. Ce fut l'origine de l'édition en France.

La *Spirale des inégalités* analyse de façon empirique les inégalités scolaires en France et en Italie dans les années quatre-vingt dix et, plus généralement, au cours du xx^e siècle. S'il décrit leur structure dans le temps, l'ouvrage essaie aussi d'en proposer une explication. Contraintes socioculturelles, valeur marchande des diplômes, raisonnements coût-bénéfice et interactions sociales rendent compte de la genèse des inégalités scolaires. Une simulation multi-agents construit des « sociétés virtuelles » contenant ces différents mécanismes. L'analyse de ces microcosmes artificiels montre comment un réseau social ségrégué peut amplifier progressivement les différences initiales entre les groupes en termes de ressources, de préférences et de réussite. La *Spirale des inégalités* livre une combinaison originale et ambitieuse de ce qu'il est convenu d'appeler « sociologie analytique », « sociologie quantitative », « sociologie mathématique » et « sociologie computationnelle ».

LIBRAIRIE PUPS ■■■ 8, RUE DANTON ■■■ 75006 PARIS ■■■
 ■■■ TEL. : (33)(0)1 53 10 57 60 ■■■ FAX : (33)(0)1 53 10 57 66 ■■■
 ■■■ ■■■ ■■■ E-MAIL : PUPS@PARIS-SORBONNE.FR ■■■ ■■■ ■■■
 ■■■ ■■■ ■■■ WEB : PUPS.PARIS-SORBONNE.FR ■■■ ■■■ ■■■

PAR CORRESPONDANCE :
PUPS
MAISON DE LA RECHERCHE DE L'UNIVERSITÉ PARIS-SORBONNE
28, RUE SERPENTE ■■■ 75006 PARIS



SODIS
F138-695

24 €

<http://pups.paris-sorbonne.fr>

Gianluca Manzo

LA SPIRALE DES INÉGALITÉS

Maquette couverture : www.stephanemercier.fr



Gianluca Manzo

LA SPIRALE DES INÉGALITÉS

Choix scolaires en France et en Italie au XX^e siècle



Gianluca Manzo est chargé de recherche en sociologie au CNRS au sein du Groupe d'études des méthodes de l'analyse sociologique (GEMAS) et chargé de cours en méthode quantitatives à l'université Paris-Sorbonne. Il a été professeur associé en statistique sociale à l'université de Trente (Italie) et *Official Sociology Group Visitor* à Nuffield College (université d'Oxford).



L'INTELLIGENCE DU SOCIAL

collection dirigée par
Pierre Demeulenaere





LA SPIRALE DES INÉGALITÉS
CHOIX SCOLAIRES EN FRANCE ET EN ITALIE
AU XX^e SIÈCLE

L'INTELLIGENCE DU SOCIAL

Collection dirigée par

Gianluca Manzo

La spirale des inégalités

Choix scolaires en France et en Italie au xx^e siècle



*Ouvrage publié avec le concours du Centre d'Études Sociologiques de
l'université Paris-Sorbonne*

Les PUPS sont un service général de l'Université Paris-Sorbonne

© Presses de l'Université Paris-Sorbonne, 2008
ISBN : 978-2-84050-!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!!

Directrice éditoriale
Sophie Linon-Chipon

Responsable éditorial et de fabrication
Sébastien Porte

Maquette et réalisation : Lettres d'Or
lettresdor.fr / lettresdor@numericable.fr
d'après le graphisme de Patrick Van Dieren

PUPS
Maison de la recherche
Université Paris-Sorbonne
28, rue Serpente – 75006 Paris

pups@paris-sorbonne.fr
web : pups.paris-sorbonne.fr
Tél. (33) 01 53 10 57 60
Fax. (33) 01 53 10 57 66

REMERCIEMENTS

De nombreux amis et collègues ont contribué de façon différente mais tout aussi essentielle à la réalisation de cet ouvrage. Je voudrais leur exprimer mon immense gratitude pour leur disponibilité et leur générosité à mon égard.

Mon texte doit d'abord beaucoup à Marc Barbut, à Raymond Boudon, et à Mohamed Cherkaoui. Des idées essentielles qui y sont développées viennent en effet d'intuitions majeures qui sont les leurs.

Sans les compétences informatiques de Frédéric Amblard, les septième et huitième chapitres n'auraient pas pu voir le jour.

J'ai reçu aussi une aide précieuse de la part d'Antonio Cobalti, de Rossella Bozzon, d'Irène Fournier, et de Louis-André Vallet dans la phase de collecte et de mise en forme des données empiriques.

Un remerciement spécial va à Laurence Coutrot qui a soigneusement relu et systématiquement corrigé à deux reprises l'ensemble du manuscrit. Dominique Guillo s'est rendu disponible pour relire une version initiale des deux premiers chapitres. Alexandra Frénod a minutieusement relu la version finale du texte et a contribué à la mise aux normes éditoriales. Annie Devinant a fait un travail essentiel pour l'ensemble de la bibliographie.

Pour avoir bien voulu me donner l'occasion de discuter les idées contenues dans cet ouvrage, lors d'exposés formels ou d'échanges informels (parfois, par voie électronique), je voudrais enfin remercier Andrew Abbott, Alberto Baldissera, Paolo Barbieri, Filippo Barbera, Carlo Barone, Ivano Bison, Massimo Borlandi, Michel Dubois, Flavio Ceravolo, François Chazel, Charles-Henry Cuin, Pierre Demeulenaere, Marie Duru-Bellat, Thomas Fararo, Michel Forsé, Diego Gambetta, Olivier Galland, Annick Kieffer, Jacques Lautman, Davide La Valle, Yanick Lemel, Peter Hedstrom, Maryse Marpsat, Denis Phan, Pascal Ragouet, Domenico Tosini, Andrea Salvini, Antonio Scaglia, Terry Shinn, et Flaminio Squazzoni.

Il va sans dire que, je suis seul responsable des erreurs et des défauts qui restent dans mon texte.



*À Flora et Paolo
À Stéphane
À Éléonore*



Une science ne se laisse fonder et ses méthodes ne progressent qu'en soulevant et en résolvant des problèmes qui se rapportent à des faits, mais jamais encore les spéculations purement épistémologiques et méthodologiques n'y ont joué un rôle décisif.

Max Weber (1992 [1906], p. 208)

En général, on étudie des choses qui varient par degrés insensibles ; et plus la représentation qu'on s'en fait approche de la réalité, plus elle tend à devenir quantitative. On exprime souvent ce fait, en disant qu'en se perfectionnant, les sciences tendent à devenir quantitatives. [...]. Longtemps l'économie politique fut presque entièrement qualitative ; puis avec l'économie pure, elle devint quantitative, au moins théoriquement. Nous tâcherons donc de réaliser, en sociologie aussi, un semblable progrès, et de substituer des considérations quantitatives aux considérations qualitatives ; car, bien qu'imparfaites, voire très imparfaites, les premières valent du moins toujours un peu mieux que les secondes.

Vilfredo Pareto (1968 [1917-1919], p. 63-64)

Les grandes différences qui existent entre la méthode des sciences de la nature et celle des sciences sociales expliquent pourquoi le physicien qui se tourne vers les travaux des sociologues ressent si souvent l'impression de se trouver en compagnie de gens qui commettent habituellement tous les péchés mortels qu'il est soucieux d'éviter et qu'il n'existe pas encore de science de la société conforme à ses exigences.

Friedrich Hayek (1953, p. 65)



INTRODUCTION

Considérons la France et l'Italie à la fin du xx^e siècle : peut-on dire que les différents groupes sociaux y ont également bénéficié des retombées de l'offre éducative ? Si ce n'est pas le cas, comment expliquer la genèse de ces inégalités ? Les conditions d'accès à l'éducation se sont-elles modifiées au cours du xx^e siècle et sinon, pourquoi ? Quelle a été l'influence respective dans ces deux pays du milieu social d'origine sur les chances individuelles de réussite scolaire et comment rendre compte des conditions de production de celle-ci ? Ce lien entre origine sociale et réussite scolaire s'est-il affaibli entre les cohortes de Français et d'Italiens nés au début du xx^e siècle et celles nées durant les années soixante-dix ? Si non, pourquoi ce conditionnement social est-il aussi résistant au changement ? Le processus de démocratisation éducative a-t-il suivi un parcours analogue en France et en Italie ? Si tel n'était pas le cas, comment expliquer, par exemple, que la distribution des diplômes puisse s'uniformiser indépendamment des opportunités éducatives relatives ?

Telles sont les principales questions abordées dans cet ouvrage qui contient, d'une part, une analyse empirique des inégalités d'accès aux diplômes en fonction des origines socioprofessionnelles en France et en Italie au cours d'une grande partie du xx^e siècle, d'autre part, une modélisation formelle des mécanismes générateurs de ces inégalités. L'objectif est d'élaborer une représentation théorique stylisée du processus enclenché par les mécanismes sous-jacents à la stratification éducative.

Les études nationales et comparatives des systèmes et des inégalités scolaires sont si nombreuses que l'on pourrait s'interroger sur la pertinence et l'originalité d'un tel projet. Au vu des bilans des connaissances récents (voir Duru-Bellat [2002] pour la France, Breen et Jonsson [2005] pour des comparaisons internationales), on est en droit d'être sceptique quant à l'intérêt d'un nouvel ouvrage traitant des inégalités éducatives.

Mentionnons deux points. Premièrement, dans le champ de la sociologie quantitative de la stratification sociale, une analyse empirique spécifiquement consacrée à une comparaison des inégalités et des systèmes éducatifs en France et en Italie reste introuvable. Ce n'est que très récemment que des

éléments comparatifs portant sur les deux pays ont été réunis (Breen, Luijkx, Müller et Pollak, 2005) et, bien que des éléments comparatifs puissent être tirés de travaux plus généraux ayant trait à différents aspects des inégalités sociales (Asplund et Barth, 2005 ; Treiman et Yip, 1989 ; Muller et Shavit, 1998), une analyse globale centrée sur les stratifications éducatives française et italienne reste à faire.

Par-delà cet intérêt descriptif, le présent ouvrage veut se démarquer des analyses existantes par ses objectifs explicatifs et par les solutions méthodologiques retenues.

Si de nombreux travaux français récents se soumettent à l'urgence de la description empirique, à l'impératif de l'intervention politique, et/ou à la nécessité de la réflexion philosophico-normative (voir, par exemple, Bihr et Pfefferkorn, 2008 ; Dubet, 2004 ; Duru-Bellat, 2006 ; Maurin, 2007 ; Renault, 2007 ; Savidan, 2007), cet ouvrage affronte des questions épistémologiques, théoriques et méthodologiques essentielles que les spécialistes de la stratification sociale semblent avoir abandonnées, non pas parce que des réponses satisfaisantes auraient été trouvées, mais simplement parce qu'ils ont délaissé ces problèmes.

Il n'est pas question ici de nier le progrès accompli par les études quantitatives des inégalités éducatives et de la mobilité sociale depuis les années cinquante pour cerner les contours empiriques des phénomènes à expliquer tout en améliorant leurs techniques d'analyses. Ce domaine de recherche a en effet, mieux que d'autres secteurs de la sociologie, su cumuler son savoir (Goldthorpe, 2005).

À quel prix ces indiscutables progrès ont-ils néanmoins été atteints ? Les spécialistes de ce champ admettent eux-mêmes que cela a été possible à une double condition : d'une part, en restreignant progressivement les questions théoriques abordées (Ganzeboom, Treiman et Ultee, 1991 ; Treiman et Ganzeboom, 2000), et, d'autre part, en privilégiant les objectifs descriptifs par rapport aux ambitions explicatives (Goldthorpe, 2000, chap. 11).

C'est probablement pourquoi, alors que Boudon (1970, p. 230) affirmait que par-delà l'analyse statistique directe d'un tableau de mobilité « ce qui importe, c'est plutôt [...] de formaliser les processus sociaux fondamentaux dont les tables de mobilité intergénérationnelle sont en fait la lointaine conséquence », Breen et Luijkx (2004b, p. 402) notent désormais qu'« une table de mobilité reflète un nombre très élevé de processus – artificieux, contingents et essentiels –, et ceci pose un défi considérable à toute tentative d'explication des configurations observées de la fluidité sociale et de construction d'une théorie de cette fluidité ».

Ce « défaitisme explicatif » des recherches en matière de stratification sociale n'est sans doute pas sans rapport, avec le fait que l'espace théorique a été fortement contraint par le cadre technique dans lequel ces analyses ont été conduites : les méthodes statistiques multivariées.

Les évolutions récentes montrent que c'est là une tendance lourde de ce domaine de recherche : on commence à vouloir lui redonner un souffle explicatif en le nourrissant d'une théorie microsociologique des décisions scolaires ou des stratégies de mobilité (Grusky, 2001a, p. 25) tout en demeurant dans le cadre de l'« analyse des variables » pour tester ces propositions théoriques. Or, pour mener à bien ce renouveau explicatif, il faudrait envisager et développer d'autres options épistémologiques, théoriques et méthodologiques.

Sur le plan épistémologique, cet ouvrage invite à regarder d'un œil critique le type d'explication qui domine les études quantitatives de la stratification sociale et éducative. En particulier, il convient de compléter la recherche de « corrélations » entre les variables par une analyse théorique des mécanismes sous-jacents à ces corrélations. Il en résulte une conception de l'explication selon laquelle « expliquer » c'est déduire les régularités statistiques observées d'un ensemble d'hypothèses ayant pour objet des mécanismes. La mise en évidence des « processus » que ces mécanismes sont censés pouvoir alimenter constitue *in fine* le cœur de l'explication. C'est là une « épistémologie générative » dont le mot d'ordre est : « par-delà les corrélations, recherchons les processus » (Fararo et Kosaka, 2003, chap. 1).

Au niveau théorique, cet ouvrage propose de situer l'enracinement microsociologique de la stratification éducative dans un contexte macro et mésosociologique élargi. Les facteurs mobilisés par l'approche du choix éducatif rationnel pour expliquer la genèse de la stratification sociale des diplômés seraient ainsi intégrés dans un cadre explicatif enrichi selon lequel les choix scolaires individuels se forment à l'intersection de quatre classes générales de mécanismes : a) celle qui renvoie aux contraintes exercées sur les choix éducatifs individuels par la structure du système scolaire ; b) celle qui a trait aux contraintes que le groupe social d'origine exerce sur les ressources, les objectifs éducatifs et la réussite scolaire des acteurs ; c) celle qui met en jeu le réseau d'interactions sociales au sein duquel les acteurs sont encastrés ; d) celle qui tient à l'interdépendance entre les choix éducatifs des acteurs modulés par la constitution continue d'agrégats sociaux engendrés par ces mêmes choix.

Je m'efforcerai de démontrer que l'enchevêtrement des mécanismes reliant ces multiples éléments peut engendrer une stratification sociale des diplômés

à travers un processus qui amplifie progressivement les différences initiales entre les groupes en termes de ressources, d'objectifs, et de réussite. Ce serait la configuration des interactions sociales entre les acteurs qui rend possible ce cumul progressif des avantages (et de désavantages) de départ, qualifié par Merton (1968) d'« effet Mathieu ».

D'un point de vue méthodologique, cet ouvrage suggère que la sociologie quantitative de la stratification sociale et éducative ne saurait tester la pertinence de ce type d'explications sans aller au-delà du langage naturel et des techniques d'analyse statistique multivariée. Pour cela, il convient en revanche d'exprimer les hypothèses théoriques dans un langage formel (mathématique et/ou informatique) ; et, ensuite, pour déduire toutes les conséquences de ces hypothèses, il faut, quand le traitement analytique est impossible et/ou les données empiriques déficitaires, recourir à la simulation informatique. En particulier, parmi les nombreuses méthodes de simulation existantes, les « systèmes multi-agents » sont particulièrement bien adaptés pour générer *in vitro* les processus contenus dans des systèmes d'hypothèses reliant récursivement actions, interactions et structures. Ces méthodes fournissent ainsi un support technique puissant à une « épistémologie générative » (Cederman, 2005 ; Epstein, 2006).

16

J'entend ainsi tirer profit ici d'une intégration de trois approches de l'analyse quantitative des phénomènes inégalitaires ayant eu des fortunes diverses dans l'histoire de la sociologie de la stratification sociale et éducative. La tradition issue de Blau et Duncan (1967) ou de Featherman et Hauser (1979) et d'Erikson et Goldthorpe (1992a) ou encore de Mare (1980 ; 1981) a développé la description empirique à l'aide de méthodes statistiques appropriées. Les travaux de White (1970) et de Sorensen (1976, 1978) montrent l'intérêt de la formalisation mathématique pour clarifier les mécanismes sous-tendus par ces régularités statistiques. Enfin les analyses de Boudon (1973a) prouvent que la simulation numérique peut aussi être utilement adoptée pour traiter des systèmes abstraits d'hypothèses ayant pour objet ces mécanismes. Par-delà le chassé-croisé de critiques que ces trois traditions se sont mutuellement adressées, le présent ouvrage entend développer certaines de leurs intuitions méthodologiques majeures.

Compte tenu des progrès techniques récents en matière de simulation informatique, cette intégration tripartite peut faire progresser sur plusieurs fronts la sociologie quantitative de la stratification sociale et éducative.

Premièrement, l'utilisation de procédés formels pour exprimer et traiter les hypothèses théoriques peut permettre d'atteindre un meilleur équilibre entre description empirique et explication. À présent, les chercheurs infèrent en



effet toujours la présence de tel ou tel mécanisme à partir de relations établies au niveau agrégé ; ces mécanismes ne sont cependant jamais formalisés et « animés » explicitement afin d'en déduire ces relations. La simulation informatique rend en revanche possible cette opération de déduction formelle : elle constitue un véritable « dispositif » générateur de données.

Deuxièmement, par ce même renversement, des débats incessants – tel que celui concernant la mesure sur une longue période de la démocratisation de l'enseignement – peuvent trouver enfin une issue. Les solutions méthodologiques empruntées par cet ouvrage exigent en effet de clarifier comment une même dynamique sociale peut engendrer des évolutions temporelles variables selon le point de vue adopté pour décrire les données. Choisir entre ces points de vue différents n'est plus nécessaire.

Troisièmement, puisque les systèmes multi-agents permettent de construire des microcosmes artificiels dans lesquels le comportement de chaque entité élémentaire est soumis à des règles établies *a priori* par le chercheur, leur utilisation permet de combler le fossé existant entre des hypothèses explicatives formulées en termes actionnistes et des techniques statistiques qui ne permettent ni de les formaliser ni de les tester de façon directe.

Quatrièmement, puisque cette technique permet aussi d'insérer chaque entité élémentaire dans de multiples structures résiliantes, son application à la modélisation des mécanismes générateurs de la stratification éducative rend possible une étude du rôle que les interactions sociales entre les acteurs jouent dans la genèse de la configuration macrosociologique de ce phénomène.

Il est enfin possible que ce type de méthodes aide les sociologues à mieux concevoir des mesures de politique publique visant une modification de la structure empirique des inégalités sociales. L'implémentation d'hypothèses théoriques formelles dans un système multi-agents permet en effet leur manipulation à travers la construction *in vitro* d'expériences de pensées qui seraient difficiles à maîtriser autrement.

C'est particulièrement important pour des mesures, largement débattues en France comme ailleurs (Oberti, 2007), qui visent à réduire les inégalités en modifiant des effets de contextes liés au type d'interactions sociales vécues par les acteurs. On peut en effet se demander si la description empirique, la logique et le langage naturel suffisent pour établir les conséquences d'une modification du degré d'hétérogénéité des relations sociales des acteurs, par exemple. Si nous disposions d'outils tels que les systèmes multi-agents, permettant de dessiner et d'étudier *in vitro* ces différents « scénario », peut-être le débat scientifique (et public) en ressortirait-il clarifié.



Seul le lecteur mesurera si ce renouvellement de la sociologie quantitative de la stratification sociale a des chances réelles de réussir grâce aux options épistémologiques, théoriques et méthodologiques proposées dans cet ouvrage. Avant qu'on en présente la structure, une dernière interrogation s'impose : les bénéfices que j'escompte de ces options pour la sociologie quantitative de la stratification sociale peuvent-ils dépasser les frontières de ce domaine de recherche ?

Plusieurs signes indiquent en effet que la sociologie générale elle-même éprouve actuellement une « certaine insécurité à propos de la "nature" de son propre travail » (Weber, 1906, p. 208). Elle paraît toujours en quête d'un « style » de recherche à visée explicative qui soit à même d'inscrire durablement cette discipline dans le registre scientifique.

18

Les nombreux travaux (Cuin, 2000 ; Passeron, 1991 ; Raynaud, 2006) qui s'interrogent sur la possibilité même de ce statut scientifique témoignent probablement de la façon la plus explicite de la difficulté constante de la sociologie à trouver une place claire « entre science et littérature » (Lepenies, 1990). En particulier, sur le plan épistémologique, des concepts centraux tels que celui de « causalité » sont au centre de vifs débats (Becker, 1992 ; Goldthorpe, 2000, chap. 7). Sur le plan théorique, l'on ressent très fortement l'exigence de refonder les modalités de théorisation (Coleman, 1990 ; Van den Berg, 1998). Les bases méthodologiques des protocoles de recherche empirique, qu'ils concernent des petits effectifs (Ragin et Becker, 1992 ; Ragin, 1987 ; Ragin, 2000) ou des grands (Lieberson, 1985 ; Pawson, 1989 ; Clogg et Haritou, 1997 ; Esser, 1996 ; Freedman, 2005), sont tout aussi contestées. L'on dénonce enfin de plus en plus ouvertement la séparation entre ces deux versants de l'activité sociologique (Goldthorpe, 1997).

L'éclatement persistant de la sociologie en une pluralité de langages, d'approches et de méthodes est un fait (Berthelot, 2001 ; 2003). Pour reprendre une métaphore géopolitique déjà adoptée par Merton (1967, p. 51) le danger d'une « balkanisation » de la sociologie reste d'actualité (Abell, 1992, p. 188 ; Boudon, 2004, p. 34).

Je suggère que cette situation dérive du moins en partie de la persistance parmi les sociologues de quatre attitudes néfastes : 1) celle qui sous-estime l'importance de la construction de « modèles » et des opérations d'abstraction que cette activité implique (Fararo et Kosaka, 2003, chap. 1) ; 2) celle qui consiste à repousser des standards élevés de technicité (Abell, 2000 ; Abell et Reyniers, 2000) ; 3) celle qui refuse l'idée que le problème central est moins de savoir s'il faut « formaliser » que de choisir le formalisme le plus approprié (Tilly, 2004) ; 4) celle qui ignore la nécessité d'une intégration



stricte entre théorie et recherche empirique prenant appui sur des procédés de « théorisation de portée moyenne » (Merton, 1967, p. 39 ; Boudon, 1991 ; Pawson, 2000).

Si l'on est prêt à remettre en cause ces quatre attitudes, les options épistémologiques, théoriques et méthodologiques ici retenues peuvent également contribuer à développer la sociologie que Boudon (2002 ; 2003a, p. 126-128) a qualifiée de « cognitive ou scientifique ». Sa tâche principale est de produire des explications logiquement et empiriquement contrôlables de phénomènes sociaux opaques et énigmatiques, par opposition à une sociologie qui serait plutôt « esthétique ou expressive », « critique ou militante » ou « camérale ou descriptive » (cf. aussi Goldthorpe, 2004 ; Hedstrom, 2007).

Conceptualiser les mécanismes sous-tendus par les régularités observées impose en effet un contenu et une forme que le théoricien se devra de respecter lorsqu'il construit ses hypothèses théoriques. Le passage par une phase de formalisation semble ensuite pouvoir contribuer à l'élaboration de systèmes d'hypothèses plus nettement définis : formaliser, c'est en effet choisir, expliciter, et éliminer davantage de vides conceptuels que le langage naturel ne peut le faire. Traiter ces hypothèses formalisées à travers la simulation informatique aidera enfin à créer *in vitro* les processus qu'elles sont censées alimenter, et, par ce biais, à déduire toutes leurs conséquences. Ce sera là un moyen de rapprocher « théorie » et « empirie » car les données théoriques ainsi engendrées peuvent être, *in fine*, confrontées aux observations empiriques à expliquer.

L'ouvrage se compose de trois parties. La première pose l'infrastructure épistémologique et méthodologique à l'origine de ce travail.

Le chapitre 1 expose un programme de recherche centré sur une opération qui semble avoir été délaissée par une grande partie de la sociologie contemporaine : la construction de « modèles générateurs ». En étudiant ce type spécifique de « modélisation », on parvient à une intégration d'activités et de langages qui se trouvent, du moins dans les pratiques actuelles de la recherche, éclatés entre plusieurs perspectives sociologiques : a) la sociologie dite « des variables » (dominante dans l'étude quantitative de la stratification sociale et éducative) ; b) la sociologie dite « analytique » ; c) la sociologie dite « mathématique » ; d) ce courant, d'apparition plus récente, de la sociologie dite « computationnelle ».

Le chapitre 2 examine l'intérêt de ces intégrations multiples pour le renouvellement de la sociologie quantitative de la stratification sociale et éducative. On s'attardera, d'une part, sur les conséquences de la prédominance de la sociologie dite « des variables » sur la théorie développée dans ce





domaine de recherche. D'autre part, on souhaite reconstituer l'un des débats majeurs concernant la stratification éducative, celui de la mesure sur une longue période des inégalités scolaires. Les discussions sur ce point peuvent progresser à condition de démontrer que, quel que soit l'angle (« absolu » ou « relatif ») sous lequel on décide d'étudier la stratification éducative, une même combinaison de « mécanismes » peut produire des structures de données (transversales et diachroniques) conformes aux données empiriques. Le défi est bien évidemment de modéliser et d'« animer » ces mécanismes.

La deuxième partie de l'ouvrage présente la comparaison empirique des stratifications éducatives française et italienne, et une esquisse interprétative non formalisée.

20

Le chapitre 3 adopte une perspective transversale sur les années quatre-vingt-dix. Dans un premier temps, on décrit ces stratifications sous l'angle « absolu » en examinant successivement la « morphologie des diplômes », les « destinées éducatives » et les « recrutements sociaux des diplômés ». Dans un second temps, on présente la configuration sociétale de la « fluidité éducative » en France et en Italie.

Le chapitre 4 propose de restituer une profondeur historique à ce premier groupe d'analyses empiriques. Selon les mêmes distinctions analytiques et méthodologiques opérées dans le troisième chapitre, les transformations temporelles des stratifications éducatives françaises et italiennes y sont en effet étudiées sur une série de cohortes d'individus nés entre le début du xx^e siècle et le milieu des années soixante-dix.

Le chapitre 5 constitue une charnière entre la deuxième et la troisième partie. J'y propose un premier groupe d'éléments interprétatifs des différences de structure et d'évolutions qui caractérisent la stratification éducative française et italienne. Cette ébauche interprétative renvoie aux modalités historiques selon lesquelles les grades et les filières du système éducatif français et italien se sont articulés horizontalement et verticalement au cours du xx^e siècle. Quelques hypothèses de nature qualitative sont avancées concernant les effets probables de ces dynamiques institutionnelles sur les perceptions subjectives des différentes cohortes étudiées concernant les « bénéfices » et les « coûts » des différents diplômes. Ces hypothèses sont importantes car elles seront utilisées pour justifier certains aspects du traitement informatique du modèle théorique exposé dans la troisième partie.

Cette dernière se compose également de trois chapitres.

Le chapitre 6 présente un modèle générateur formel de la stratification éducative ainsi que son incorporation dans un système multi-agents. Ce modèle, en raison de l'accent mis sur les structures d'interdépendance directes



et indirectes qui relient les choix éducatifs des acteurs, sera appelé « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI).

Le chapitre 7 expose ensuite l'analyse statistique des données théoriques engendrées par la simulation informatique de la « vie » de cette « société artificielle » théoriquement fondée. L'objectif est de mesurer l'ampleur des écarts existant entre deux distributions de diplômes et de la « fluidité éducative », l'une théorique engendrée par le modèle formel, l'autre empirique fournie par les données observées en France et en Italie (envisagées successivement d'un point de vue transversal et diachronique). Ce chapitre contient également une reconstruction hypothétique du processus par lequel la simulation informatique du MCEI conduit aux formes de stratification sociale des diplômes qu'il engendre.

Le chapitre 8 s'attache à valider et approfondir cette reconstruction en manipulant expérimentalement certains aspects de la structure paramétrique des systèmes multi-agents qui animent le modèle théorique formel.

La conclusion résume les raisons qui permettent de penser qu'il aurait été impossible d'accéder à ces mêmes résultats en se bornant à une analyse statistique classique des stratifications éducatives de la France et de l'Italie. Conscient des multiples limites qui affectent encore la mise en œuvre du programme de recherche défendu dans cet ouvrage, j'expose également en conclusion les problèmes majeurs posés par la stratégie de modélisation retenue.

Clôtons cette introduction par la citation suivante :

Pareto, économiste et sociologue libéral, tient pour la diminution [des inégalités], comme le ferait tout homme « de droite ». Sorel, qui milite pour le socialisme et pour la redistribution des revenus veut au contraire démontrer qu'elles augmentent, ce qui est la position constante des hommes « de gauche ». Les idéologies sous-jacentes rendent donc les deux points de vue inconciliables, malgré les évidences du calcul, auquel l'un et l'autre font profession de se soumettre (Barbut, 2003a, p. 249).

Selon cette distinction, les résultats empiriques auxquels j'aboutis pour la France me rangent parmi les « hommes de droite ». Cependant, en ce qui concerne l'Italie, je ferais probablement partie des « hommes de droite » ou « de gauche », selon les aspects de mes résultats que l'on retiendra. Peut-être pourrais-je être rangé également « au centre », car j'insiste pour ce pays davantage sur la stabilité que sur le changement.

Que cet ouvrage soit alors la démonstration qu'une analyse *apolitique* d'un problème intrinsèquement *politique*, tel que les inégalités, est possible. Il suffit de dépasser le niveau de la description, pour aller jusqu'au stade de

l'explication. Dès lors que l'on se préoccupe davantage de la modélisation (formelle) des mécanismes sociaux, la présence de tendances empiriques contradictoires devient moins énigmatique. Les processus enclenchés et soutenus par ces mécanismes ne me paraissent en effet ni de « gauche », ni de « droite »..., pourvu qu'ils ne produisent que des effets allant toujours dans le même sens¹.

1 Pour faciliter la lecture, j'ai placé en annexe les figures et les tableaux évoqués au cours de l'ouvrage.

PARTIE I

Modèles, mécanismes et processus



Sociologie et « modèles générateurs »

Je propose ici les bases d'un programme de recherche susceptible à la fois d'élever le degré de formalisation (conceptuelle et technique) de l'analyse sociologique et d'imbriquer plus étroitement théorie et recherche empirique. Dans le lexique de Boudon rappelé dans l'introduction, je cherche à développer une sociologie « cognitive ». Ce programme permettra une relecture de la sociologie quantitative de la mobilité et de la stratification éducative et tentera de la renouveler¹.

Une idée simple est à l'origine de cette démarche : les « modèles » sont appelés à jouer en sociologie un rôle central. L'objet de cette discipline est intrinsèquement complexe : les actions des acteurs reposent sur des faisceaux intriqués d'émotions et de raisons ; les interactions directes et indirectes entre acteurs se déroulent au sein de nombreux cercles sociaux ; des institutions et des objets (physiques ou immatériels) multiples contraignent ces actions et ces interactions. Chaque phénomène social, qu'il relève du registre micro ou macro-logique, implique des imbrications multiples entre ces niveaux : une pluralité de boucles de rétroaction s'établit entre eux dès lors que l'on introduit la dimension temporelle. Face à cette complexité, la solution consistant à tenter de reproduire le monde social dans toute sa richesse, souvent en privilégiant le niveau micro, me paraît vouée à l'échec. D'un point de vue concret et pragmatique, l'action, l'interaction et la structure génèrent des flux d'événements dont la richesse échappera toujours au sociologue. Ignorer cette richesse, en se situant au niveau sociétal des relations entre des grandeurs agrégées, est une solution tout aussi insatisfaisante : les sources de production de ces régularités systémiques demeurent alors opaques.

On ne peut donc qu'abstraire, décomposer et simplifier pour déterminer, ensuite, l'écart existant entre les résultats de ces découpages analytiques et l'*explanandum*. Le modèle est l'outil cognitif et pratique qui permet d'opérer

1 À la suite de Lakatos, et tel qu'il a été élaboré en France par Berthelot (1996, p. 182), le concept de « programme » prend ici le sens suivant : « un programme est ainsi une sorte de pari sur la fécondité d'une orientation de recherche » (Berthelot, 2001, p. 469).



cette médiation entre l'appréhension théorique de la réalité et son observation (éventuellement, sa mesure). Le modèle est ainsi à la fois une représentation partielle d'un phénomène social donné et une façon de retrouver partiellement celui-ci grâce au traitement déductif de ses hypothèses fondatrices (Armatte 2005, p. 112-118 ; Morgan et Morrison, 1999, chap. 2-3). Les modèles peuvent alors être conçus comme des « analogies sophistiquées pour réfléchir sur les phénomènes sociaux » (Edmonds, 2006 ; 2005).

Un type spécifique de modèles paraît particulièrement utile pour fonder une sociologie à visée explicative : ceux que Fararo (1969a, b) et Boudon (1979a) ont appelés « modèles générateurs ».

Afin de caractériser ces modèles, trois points doivent être élucidés : l'objet d'un modèle générateur (§ II), sa forme (§ III) et les modalités de sa « mise en œuvre » (§ IV). C'est à travers cette analyse que se dessinera le programme de recherche de cet ouvrage dont l'objectif ultime est de parvenir à un juste équilibre entre « description » et « explication ». La conclusion de ce premier chapitre exposera les opérations et les langages qui coexistent en son sein.

26

L'OBJET D'UN MODÈLE GÉNÉRATEUR

Tout modèle générateur a pour objectif d'éclairer les modalités de production d'un phénomène social donné. Ses hypothèses portent alors sur des « mécanismes ».

Un courant important de la sociologie contemporaine, la sociologie analytique, repose sur ce concept de « mécanisme » (Barbera, 2004 ; Cherkaoui, 2005 ; Hedstrom, 2005 ; *Papers. Revista de Sociologia*, 2006). Il n'est cependant pas aisé d'en donner une définition univoque (Mahoney, 2001, p. 577-582)².

- 2 Le développement récent de la « sociologie analytique » ainsi que la prolifération, depuis le début des années quatre-vingt-dix, de contributions sociologiques faisant référence au concept de « mécanisme » (voir, les articles collectés dans Hedstrom et Swedberg [1998a], ainsi que Elster [2007, partie I] ; Erikson [1998] ; Hechter [1998] ; Hedstrom [2004] ; Pickel [2004] ; Rios [2004] ; Stinchcombe [1991] ou encore la diffusion de ce concept en science politique (Tilly, 2001) et, plus généralement, dans la philosophie des sciences sociales (Bunge, 1998 ; Manicas, 2006 ; *Philosophy of Social Science*, 2004) ne doivent pas faire oublier l'histoire ancienne de cette idée (Bunge, 2004, p. 207). De nombreux auteurs ont cru pouvoir reconnaître des traces d'une démarche centrée sur les « mécanismes » chez les « classiques » : Tocqueville (Boudon, 2005a, chap. VI ; Cherkaoui, 2005, chap. 1 ; Elster, 2007, chap. 2), Durkheim (Cherkaoui, 1998, chap. 3 ; 2005a, chap. 2 ; Collins, 1988, chap. 6 et 11 ; Fararo, 1989, p. 134-137, 345 et 346), Simmel (Bunge, 1997, p. 412) ainsi que Weber (Cherkaoui, 2005, chap. 3 ; Cherkaoui 2006 ; Hedstrom et Swedberg, 1998b, p. 5). Dans la sociologie moderne, bien que Merton (1949, p. 103 et 106, chap. 11 et p. 371-379 ; Merton 1967, p. 43) ait sans doute contribué à introduire certains traits de cette notion, ce sont assurément les années soixante et soixante-dix qui ont constitué



Du point de vue de son rôle, un mécanisme a pour fonction d'éclairer comment et pourquoi une relation (ou une structure de relations) a été engendrée (Harré, 1972, p. 6 et p. 118 ; Hedstrom, 2004). La « générativité » (Fararo 1989, p. 39-43 ; Fararo et Butts, 1999, p. 60) constitue donc le trait distinctif d'un mécanisme. Ceci conduit le chercheur à s'intéresser au « mode de production des phénomènes » (Cherkaoui, 1998, chap. 3). C'est pourquoi on qualifie le plus souvent les mécanismes de « générateurs ».

Il ne faut donc pas confondre un mécanisme avec une « variable intermédiaire » ou avec une « variable tierce » (Cherkaoui, 2005, p. 1 ; Mahoney, 2001, p. 580 ; Pawson 1989, p. 130-131). X et Y étant deux éléments quelconques, un mécanisme alimente le processus de genèse de la relation qui les relie avant même d'influencer les valeurs ou le comportement de X et Y considérés séparément (voir annexe 1, fig. 1)³.

Du point de vue de son contenu, en revanche, un mécanisme doit être défini par rapport aux éléments qu'il est censé mettre en relation. Différents types de mécanismes peuvent alors être distingués.

(a) Si X s'identifie à un état externe à l'acteur et qu'il échappe à son contrôle immédiat (normes, organisations, appartenances groupales héritées, etc.) tandis que Y renvoie à un état interne à l'acteur et en partie contrôlable par celui-ci (préférences, croyances, émotions, etc.), le mécanisme censé générer la relation de contrainte qui peut exister entre X et Y peut être dit « mécanisme situationnel » ou bien « Macro→Micro » (Hedstrom et Swedberg, 1998) ou encore « environnemental » (Tilly, 2001).

Comme on l'a fait remarquer (Hedstrom et Swedberg, 1996, p. 132-133 ; Hedstrom, Swedberg et Udhen, 1998), ces mécanismes renvoient à la notion de « logique situationnelle » de Popper (1967) : les hypothèses formulées à

son véritable « berceau », tant chez les épistémologues (Harré, 1972 ; Harré et Secord, 1972 ; Bunge, 1973a ; 1983 ; 1997) que chez les sociologues (Boudon, 1973 ; 1976 ; 1979a ; Davidovitch et Boudon, 1964 ; Fararo, 1969a ; Sorensen, 1976) ainsi que chez certains économistes (Schelling 1971 ; 1978). Notons enfin que la méthodologie de nombreuses « sciences dures » (telles que la biologie, la physique, la chimie ou la médecine) repose, du moins depuis le XVII^e siècle (Machamer, Darden et Craver, 2000), sur la mise en évidence expérimentale et sur la modélisation des « mécanismes ». À cet égard, comme le remarque Cherkaoui (2005, chap. 2), la figure emblématique en médecine est certainement celle de Claude Bernard.

- 3 Ce rôle joué par un mécanisme dans l'explication autorise Bunge (1973a, p. 104 ; 1997, p. 427) à qualifier de « *boîtes translucides* » tous les modèles ayant comme objet des mécanismes. Un modèle générateur se différencie ainsi d'une part des modèles qui se limitent à constater l'existence de relations (modèles nommés par Bunge « *boîtes noires* », voir aussi Boudon, 1998) et, d'autre part, de ceux qui cherchent à éclairer une relation donnée par l'introduction de variables additionnelles (modèles nommés par Bunge « *boîtes grises* »).



leur endroit ont été récemment qualifiées de « *bridge hypotheses* » (hypothèse-pont) (Esser, 1998)⁴.

Comme le terme « mécanisme » risque d'évoquer une conception mécaniciste du monde social, il convient de préciser que les « mécanismes situationnels » s'appuient sur de nombreuses opérations de « filtrage » effectuées par les acteurs pour traiter les données qui s'imposent à eux. Ainsi, soutenir que l'élément structurel, quel qu'il soit, affecte les croyances, les préférences et/ou les opportunités de l'acteur, ce n'est pas affirmer qu'il détermine son choix. Si l'élément structurel définit l'horizon des possibles, l'acteur n'est pas pour autant dépourvu d'un pouvoir stratégique d'initiative et d'invention. La « structure » n'est que le paramètre de l'« action ». En reprenant l'image de Joas (1999), on peut dire que l'action est créatrice. Cette capacité propre aux acteurs de réfléchir et de se réapproprier des contraintes structurelles (voir Archer, 2004) donne au lien entre « structure » et « action » (dont les « mécanismes situationnels » sont destinés à rendre compte) un caractère probabiliste et conditionnel, et non déterministe et inconditionnel⁵.

(b) Si, en revanche, tant X que Y s'identifient à des états internes à l'acteur et en partie contrôlables par celui-ci, le mécanisme censé générer leur relation peut être qualifié de « mécanisme de formation de l'action » ou bien « Micro→Micro » (Hedstrom et Swedberg, 1998) ou encore « cognitif » (Tilly, 2001).

Une partie importante de ces mécanismes renvoie à l'image stylisée de l'acteur que le sociologue décide d'utiliser, et la conception de la rationalité qu'on lui prête occupe une place majeure dans cette « psychologie abstraite ou de convention » (Boudon 2003a, p. 99-100)⁶.

- 4 Les « préférences adaptatives et contre-adaptatives » constituent un exemple de mécanismes situationnels qui mettent en jeu les préférences des acteurs (Elster, 2007, chap. 9 ; Hedstrom, 2005, p. 60-61 et p. 88-89) ; les « chaînes de postes vacants » sont en revanche un exemple renvoyant aux opportunités des acteurs.
- 5 La notion de « structure » a une polysémie et une ambiguïté désormais bien connues (Boudon, 1968). Comme on le déduit de ces premières remarques, je me tiendrai ici à une définition de la « structure sociale » comme « *ensemble des paramètres contextuels* » limitant la marge d'autonomie d'un individu, ou selon l'objet étudié, d'un groupe ou d'un réseau de groupes (Boudon, 2003b, p. 160 ; Chazel, 2001). Comme cela apparaîtra dans la suite, j'admets de plus que le trait fondamental d'un élément structurel tient à l'impossibilité de le caractériser en partant de l'individu pris dans sa singularité (Hedstrom, 2005, p. 10).
- 6 Parmi les mécanismes « Micro→Micro », on comptera également des mécanismes cognitifs infrapsychiques, tels que la « dissonance cognitive » (Kuran, 1998), ainsi que des mécanismes liés à la composante émotive de l'action humaine (Elster, 2007, chap. 8 ; La Valle, 2001 ; Scheff, 1992). Une question ouverte tient cependant aux liens que les sociologues doivent établir entre les « mécanismes de formation de l'action » et leur



À cet égard, on mentionnera, tout d'abord, la conception instrumentale et conséquentialiste de la rationalité, selon laquelle le principe générateur des choix individuels tient aux conséquences futures en termes de bien-être, intérêt, utilité personnelle que les acteurs peuvent tirer de leur action actuelle, comparativement aux coûts qu'ils doivent supporter pour l'accomplir (Goldthorpe 2000 : chap. 6 ; Opp 1999)⁷. On peut évoquer, ensuite, une conception « adaptative » de la rationalité – issue de la théorie des jeux itérés (Axelrod, 1997) et évolutifs (Abell, 1996), selon laquelle les acteurs construisent leurs actions non pas en fonction des conséquences futures de l'action mais en fonction des stratégies passées ayant montré une capacité adaptative à l'environnement (Macy, 1997). Une troisième acception de la rationalité conçoit en revanche des acteurs qui construisent leurs actions en imitant les actions d'autrui ayant fait preuve d'efficacité. L'action effectuée par autrui est ici conçue comme source d'information : c'est là une forme d'« imitation rationnelle » (Hedstrom, 1998 ; 2005, p. 71-76 et 89). On mentionnera, enfin, la conception « cognitive » de la rationalité, selon laquelle les acteurs auraient la capacité de théoriser le contexte dans lequel ils agissent et de développer des systèmes de raisons subjectivement perçues comme fondées, du point de vue des ressources matérielles, symboliques et cognitives dont ils disposent (Boudon, 1989 ; 1993 ; 1995 ; 1996 ; 1998 ; 2001 ; 2003b). Une telle conception de la rationalité a une vocation générale d'un double point de vue. D'une part, puisqu'elle admet que les « raisons » des acteurs peuvent être de différente nature, on peut y intégrer les trois autres conceptions de la rationalité. D'autre part, puisque la rationalité cognitive s'applique tant au domaine descriptif qu'au domaine prescriptif, elle se présente non seulement comme « rationalité des moyens », mais aussi comme « rationalité des fins »⁸.

soubassement neurophysiologiques (Elster, 2007, chap. 15 ; Hedstrom, 2005, p. 41-42). Bronner (2006) et Barbera (2007) constituent une bonne introduction aux débats que ce problème commence à soulever.

- 7 Les visées hégémoniques de certains grands programmes économiques, tels que celui de Becker (1976 ; 1993 ; 1996), ajoutées à l'accord qui s'est fait jour en sociologie autour de ce modèle – Coleman (1990) en est l'exemple majeur (voir *Revue française de sociologie*, 2003) –, expliquent sans doute pourquoi la théorie du choix rationnel est aujourd'hui la conception de la rationalité la plus répandue, presque spontanément endossée, dans des larges secteurs de la discipline (Bohman, 1992 ; Elster, 1986 ; Abell, 1992 ; Abell 1996 ; Hardin, 2001). Notons enfin que, en dépit des perspectives nouvelles qu'elle ouvre, la suggestion de Simon (1979 ; 1996, chap. 2), qui propose de substituer le critère du « satisfaisant » au principe de maximisation reste dans le cadre de ce type de rationalité.
- 8 Lindenberg (2000) ainsi que, plus récemment, Cuin (2005) ont proposé une discussion critique de la conception de la rationalité avancée par le sociologue français (voir Boudon [2005b] pour une réponse à Cuin).

Face à cette pluralité d'options, le réalisme de telle ou telle conception de la rationalité ne constitue qu'un critère partiel dans le choix de l'une d'entre elles. Puisque le but fondamental d'un modèle générateur est de rendre compte d'une régularité systémique, la construction des mécanismes « Micro→Micro » et, donc, le choix du type de rationalité que l'on décide de prêter aux acteurs ne tient pas à la reconstruction de la psychologie de chaque individu. Le type de rationalité retenu relève davantage d'« *énoncés microsociologiques* » que d'« *énoncés psychologiques* » (Boudon, 1984, p. 55). Ce choix doit alors être fonction de la complexité de la régularité macrosociale à expliquer. Telle semble être la signification des principes d'« abstraction décroissante » et de « complexité suffisante », énoncés par Lindenberg (1992 ; 1998 ; 2001 ; 2003, p. 362).

(c) Si, enfin, X renvoie à l'action d'une pluralité d'acteurs (l'état final, donc, résultant de la combinaison de n états internes à l'acteur) tandis que Y s'identifie à un état externe à ces acteurs et qui échappe à leur contrôle immédiat, on nommera le mécanisme censé être à l'origine du passage de X à Y « mécanisme de transformation » ou « Micro→Macro » (Hedstrom et Swedberg, 1998)⁹.

Je propose d'en distinguer deux sous-classes qui renvoient à deux modalités différentes de composition des actions et, donc, à deux manières différentes d'opérer le passage du niveau individuel au niveau sociétal (Barbera, 2004, p. 123-126 ; Cherkaoui, 1998, chap. 1) : les « mécanismes de transformation simple » et les « mécanismes de transformation complexe ».

Les premiers peuvent être mobilisés lorsque les acteurs agissent indépendamment les uns des autres. La transition du niveau de l'individu au niveau de la « société » est alors immédiate. Les actions sont composées par simple juxtaposition ou par « sommation ». On retrouve à l'issue de la transition ce que l'on avait au départ. En général, donc, et en l'absence d'autres précisions, ce type de passage du « micro » au « macro », réalisé par *agrégation simple* d'actions individuelles indépendantes, permet, certes, de remonter de l'« action » à la « structure », mais la structure dont il est ici question est bien particulière. Plutôt que d'un niveau « macro », il serait peut-être plus correct de parler d'un « niveau agrégé ». Le passage d'un niveau

9 Ce troisième type de mécanisme est d'une importance capitale pour la théorie sociologique car la genèse du « social » est supportée par leur fonctionnement. Comme on le sait (Coleman, 1986a, p. 1321), c'est paradoxalement dans l'analyse de ces mécanismes que la sociologie a éprouvé des difficultés majeures (voir aussi Boudon, 1977 ; 1979b, chap. IV, V et VI ; 1984, p. 66-71).



à l'autre n'implique aucune difficulté particulière : le « tout » dérive de façon immédiate des « parties »¹⁰.

Il faudra en revanche faire appel à des « mécanismes de transformation complexe » lorsque l'action d'un acteur a des effets sur les croyances, les préférences et/ou les opportunités d'un autre acteur. Ici, les actions des uns et des autres forment un système d'interdépendances. Ceci implique que la connaissance des propriétés de chaque acteur pris singulièrement est insuffisante pour déterminer le résultat au niveau sociétal. Le passage du niveau individuel au niveau systémique n'est donc pas immédiat car le second n'est plus ici une simple projection du premier. À l'issue de la transition, c'est bien quelque chose de différent que l'on retrouve. Il existe un « saut » entre les actions de départ et leur produit sociétal. En présence d'une structure d'interdépendance, on dira alors que les propriétés structurelles sont émergentes par rapport à l'action (Cherkaoui, 1998, p. 41 ; Hedstrom, 2005, p. 111). Le concept de « macro » devrait, à mes yeux, être réservé à cette situation spécifique¹¹.

Par ailleurs, on peut mieux caractériser les « mécanismes de transformation complexe », en notant que les structures d'interdépendance qu'ils impliquent forment un continuum imaginaire qui va de la pure et simple imitation à l'action stratégique (Abell, 2000). Chacun des modes d'interdépendance que l'on peut imaginer le long de ce continuum peut par ailleurs prendre soit une forme « directe » soit une forme « indirecte » (Boudon, 1979b, p. 130).

Dans le premier cas, les acteurs entretiennent une relation de voisinage : ce sont des interactions d'adjacence qui soutiennent un éventuel « mécanisme de transformation complexe ». C'est pourquoi l'on parle aussi à ce propos d'« effet

10 De nombreuses grandeurs économiques (telles que, par exemple, l'épargne, les investissements, le taux de chômage, etc.) ou démographiques (telles que le taux de fécondité, le taux de naissance, etc.) habituellement considérées comme relevant du niveau « macro » rentrent en réalité dans cette catégorie. Le « taux de suicide » en est un autre exemple illustre. Comme l'ont montré certains commentateurs de Durkheim (voir Cherkaoui, [1998] et, pour une synthèse, Udhen [2001, p. 179-185]), le taux de suicide n'est aucunement en soi un fait social. Il n'est qu'un fait statistique qui dérive de l'agrégation simple d'actions (l'acte de se suicider) accomplies les unes isolément des autres.

11 Il est cependant important de préciser que la distinction entre « transformation simple » et « transformation complexe » a, selon moi, un caractère analytique. Selon que le chercheur est capable ou non de mobiliser des mécanismes renvoyant à des structures d'interdépendance, il sera en droit ou non de qualifier le niveau structurel de « macro » ou, simplement, d'« agrégé ». L'émergence devrait donc être conçue comme un problème analytique, et non ontologique. Je qualifierai cette position d'« *émergentisme analytique* ». Pour une discussion de la notion d'« émergence » en sociologie, en philosophie des sciences, en physique, et à l'intersection entre l'économie et l'informatique, on se reportera, respectivement, à Sawyer (2001 ; 2005, chap. 3), à Stephan (1999 ; 2002), à Dessalle, Ferber et Phan (2007), et à *La Recherche* (2007, n° 405).



d'interaction dyadique » (Barbera, 2004, p. 80-85). Dans le second cas, en revanche, l'interdépendance entre les acteurs n'est pas la conséquence de leur proximité mais de l'effet d'agrégats sociaux dérivant d'actions passées. Parmi ces formes d'interdépendance indirecte, l'« interdépendance paramétrique » (Abell, 1996 ; Hollis, 2003, p. 118) et l'« interdépendance stratégique » (Abell, 2000 ; Barbera, 2004, p. 127-132) sont d'une importance particulière. Afin de limiter les sources de confusion, j'utiliserai donc le concept d'« interaction » pour me référer aux formes d'interdépendance « directe » et réserverai le terme d'« interdépendance » aux seules formes « indirectes ».

Précisons encore que l'interdépendance, l'interaction ainsi que la configuration d'un réseau peuvent soutenir la spécification d'un mécanisme de transformation complexe, mais également d'un mécanisme situationnel (voir plus haut, point a). Comme l'indiquent les concepts d'« effet social endogène » ou d'« effet structurel » (Barbera 2004, chap. 2), le rôle de médiation joué par les structures d'interdépendance et d'interaction dans la transition « descendante » entre la « structure » et l'« action » ne peut pas non plus être ignoré (Hedstrom, 2005, chap. 3). En m'inspirant du concept de « mécanisme relationnel » proposé par Tilly (2001), je propose le concept de « mécanisme situationnel relationnel » pour indiquer tout mécanisme situationnel dans lequel l'état externe et échappant au contrôle immédiat de l'acteur s'identifie à une structure de liens indirects ou directs dans laquelle celui-ci serait encastré¹².

Ces définitions et distinctions fondamentales étant posées, un dernier élément demande à être explicité : pourquoi établit-on un lien entre les « mécanismes » et la « modélisation » ? (voir annexe 1, fig. 1). La réponse est que tout mécanisme est, du moins dans un premier temps, inobservable (Fararo, 1989, p. 147 et p. 321 ; Mahoney, 2001, p. 581). Les mécanismes sont des *invisible codes* (Cherkaoui, 2005, p. 1). De là cette conséquence : le chercheur ne peut qu'en conjecturer la forme et l'action (Bunge, 1997, p. 420 ; Harré et Secord, 1972, p. 67 et p. 71-73 ; Hedstrom et Swedberg, 1998b ; Hedstrom, 2005, chap. 1). Toute démarche centrée sur les mécanismes s'accompagne donc d'une activité systématique de construction d'hypothèses

12 Tilly ne précise pas à quelle branche de la boucle « Macro → Micro → Macro » se réfère son concept de « mécanisme relationnel ». Selon l'interprétation qu'en donne Mayntz (2003, p. 249-252), le concept renverrait principalement au rôle des réseaux dans la phase de remontée du micro au macro.



concernant ces derniers : je désignerai ces hypothèses du terme d'« hypothèses génératives »¹³.

Comme le souligne Bunge (2004, p. 200), « il n'y a pas de méthodes, sauf la logique, pour conjecturer des mécanismes. [...] Cela est une activité artistique, non technique ». Un modèle générateur qui peut être à présent défini comme un ensemble d'hypothèses génératives relève précisément ce défi.

LA FORME D'UN MODÈLE GÉNÉRATEUR

Le sociologue doit faire face à une double pluralité de mécanismes. D'une part, la compréhension du lien entre deux états donnés (un état macro et un état micro, par exemple) demande que plusieurs mécanismes du même type soient mobilisés ; d'autre part, une régularité sociétale donnée a besoin de plusieurs mécanismes relevant de types différents pour pouvoir être générée.

La plupart du temps, un modèle générateur consistera donc en un ensemble d'hypothèses génératives ayant pour objet non pas un mécanisme unique mais une « concaténation de mécanismes » (Gambetta, 1998). On peut d'ailleurs repérer une configuration typique de ce faisceau d'hypothèses génératives. Au moins un « mécanisme de formation de l'action » est nécessaire. Etant donné que seuls les acteurs ont le pouvoir de relier, de transformer, de construire ou de détruire des aspects de la réalité sociale (Abell, 2004, p. 293), l'idée même de « générativité » perdrait son sens en l'absence d'un fondement microsociologique (Bunge, 1997, p. 447 ; Fararo, 1989, p. 146). De même, un « mécanisme situationnel » (et/ou un « mécanisme situationnel relationnel ») au moins est indispensable. La formation de l'action ne peut en effet se comprendre sans référence au contexte qui lui préexiste. Enfin, au moins un « mécanisme de transformation simple ou complexe » est également requis, faute de quoi, le passage du niveau individuel à celui de la « structure » demeurerait inexpliqué.

Il en résulte que les hypothèses génératives constitutives de la forme de base de tout modèle générateur statique s'inscrivent dans une structure analytique bien connue (voir annexe 1, fig. 2) : le diagramme célèbre habituellement attribué à Coleman (1986a, p. 1322 ; 1990, p. 5-21).

13 De ce point de vue, l'opposition entre ceux qui conçoivent les mécanismes comme des entités réelles du monde (Harré, 1972 ; Bunge, 1997 ; Bunge, 2004 ; Fararo, 1989) et ceux qui, au contraire, en font de pures constructions analytiques (Stinchcombe, 1991 ; Hedstrom et Swedberg, 1998b) est stérile. Un mécanisme ne peut qu'être une « pièce » réelle du monde : c'est la proposition que nous construisons sur lui (l'hypothèse générative) qui est une construction analytique. Pour une discussion des rapports entre « réalisme » et « mécanismes », on se reportera à Pawson (2000).





Ainsi, la construction de modèles générateurs renvoie à une forme d'individualisme méthodologique non réductionniste qui refuse d'identifier la « micro-fondation » de l'explication à sa « micro-réduction ». Si le primat analytique de l'acteur, de ses raisons et de ses actions est en effet pleinement admis, l'on reconnaît tout autant l'existence, en amont, de structures sociales et réticulaires et, en aval, de systèmes d'interdépendance directe et indirecte entre les acteurs.

Pour ce qui est du primat analytique de l'acteur, de nombreux sociologues s'accordent actuellement, à reconnaître l'intérêt d'une perspective qui prend pour point de départ de l'explication l'hypothèse d'une intentionnalité et d'une rationalité des actions¹⁴. Cette hypothèse aurait, avant tout, un « privilège explicatif », en ce sens qu'aucune question additionnelle ne se pose dès lors que l'on démontre que le phénomène à expliquer dérive de la composition d'actions intentionnelles et rationnelles (Boudon, 1998 ; Coleman, 1986b : 1). Comme seuls les individus peuvent « relier » et « transformer », il ne saurait y avoir d'autres sources véritables de causalité que les individus et leurs actions (Hedstrom et Swedberg, 1998b, p. 11-13). Cependant, il s'agirait aussi d'une « priorité logique » dans la mesure où l'hypothèse d'une intentionnalité et d'une rationalité des actions donne à l'analyse un point de départ stable (Coleman et Fararo 1992, p. xiv-xv ; Goldthorpe, 2000, p. 134)¹⁵. Cette hypothèse aurait également un avantage « normatif », en ce sens que les acteurs eux-mêmes se veulent rationnels et revendiquent ce caractère pour leurs actions (Elster, 1986, p. 26). On évoquera enfin la nécessité de se référer à l'action individuelle rationnelle dès lors qu'il s'agit de comprendre pourquoi et comment telle ou telle structure sociétale est apparue. La référence à l'action individuelle devient ainsi logiquement indispensable pour avancer dans la conceptualisation du problème des interconnexions entre les niveaux microsociologique et macrosociologique (Abell, 1992 ; Friedman et Hechter, 1988 ; Hannan, 1992 ; Hedstrom et Swedberg, 1996 ; voir aussi Weber, 1922, p. 46-47).

En ce qui concerne la reconnaissance de l'importance des « structures », il semblerait que le regain d'intérêt pour l'action, depuis la fin des années

14 Des analyses critiques de la littérature consacrée à la notion de *purposive action* (Marini, 1992 ; Déchaux, 2002) ainsi que des ouvrages (Archer et Titterton, 2001 ; Coleman et Fararo, 1992 ; Green et Shapiro, 1994) et des numéros spéciaux de revue (*European Sociological Review*, 1996 ; *Revue française de sociologie*, 2003 ; *Sociologie et société*, 2002) discutant la théorie du choix rationnel témoignent de ce regain de puissance de la théorie de l'action.

15 L'idée est d'ailleurs ancienne en sociologie (Weber, 1903-1906, p. 69 ; 1913, p. 306 et p. 309 ; 1917, p. 426-427 ; 1922, p. 32) ainsi qu'en philosophie des sciences (Popper 1967 : 145-146).



soixante-dix, tienne, pour partie, à une volonté plus poussée qu'auparavant d'articuler les niveaux micro et macro de l'analyse (Alexander *et al.*, 1987 ; Cuin, 2002 ; Giesen, 1987). À mes yeux, bien qu'on ait tendance à assimiler l'individualisme méthodologique à sa forme « atomiste » et « réductionniste », l'existence en littérature d'une variante qui souscrit à la combinaison de l'« action » et de la « structure » mise en avant par la figure 2 est indiscutable (voir Udehn, 2002, p. 481).

On la retrouve, dans une partie de la sociologie allemande et hollandaise, dès les années soixante-dix, sous l'appellation d'« individualisme structurel » (Wippler, 1978 ; Raub, 1982) ainsi que dans la sociologie française, sous le même nom d'« individualisme structurel » (Boudon, 1993 [1977], p. 3 ; Boudon et Bourricaud, 1982) ou bien sous des étiquettes légèrement différentes, telles que « individualisme institutionnel » (Bourricaud, 1977). Jean-Pierre Dupuy (1992, p. 19 ; 1997, p. 20) parle quant à lui d'« *individualisme méthodologique complexe* » pour désigner cette conception non simpliste de l'individualisme méthodologique qui « [...] insiste sur la boucle qui unit récursivement les niveaux individuel et collectif ». Au sein de la sociologie américaine, ensuite, la perspective dite « morphogénétique » (Archer, 1995) se fonde ouvertement sur une articulation réciproque de ces deux niveaux d'analyse¹⁶.

Le « *Coleman Boat* » de la figure 2 (annexe 1) n'est donc pas un cas isolé. Comme certains l'ont vu (Addario, 1995, p. 63-64 ; Bunge, 1997, p. 454 ; 1998, p. 77 ; Udehn, 2001, p. 307), ce schéma est en effet équivalent à la conception de l'individualisme méthodologique qui sous-tend les écrits de Boudon (1984, p. 40 ; 1987, p. 46). Cette proximité de fond peut d'ailleurs être étendue tant au cycle « morphogénétique » d'Archer (1995, p. 76) – à savoir, la séquence « conditionnement structurel → interaction sociale → élaboration structurelle » – qu'à l'« individualisme méthodologique complexe » de Dupuy.

Ainsi, la construction de modèles générateurs exige de considérer la « structure » et l'« action » comme séparables analytiquement et de s'interroger systématiquement sur les « mécanismes » censés engendrer leurs relations

16 En économie, cette conception de l'approche individualiste traverse l'« économie des conventions » (voir Lazega et Favereau, 2001 ; Orléan, 2005) ainsi que le courant dit « neo-institutionnaliste » (voir Udehn, 2001, chap. 9). Parmi les philosophes des sciences sociales, ensuite, cette forme « hybridée » d'individualisme méthodologique est présente chez Bhaskar – qui parle de « modèle transformationnel » (voir Archer, 1995, p. 137-141) –, chez Bunge (1997, p. 441 ; 1998, p. 72-79 ; 2004) – qui parle de « *systemism* » et de « *mixed (or micro-macrosociological) analysis or explanation* », et chez Pettit (1993) – qui parle de « holisme individualiste ».

réciroques. En ce sens, l'on peut dire qu'un modèle générateur repose sur une forme complexe d'individualisme méthodologique.

L'utilité heuristique de cette solution au problème, récurrent en sociologie (Collins, 1988 ; Cherkaoui, 1997) des rapports entre la « structure » et l'« action » semble considérable.

Elle permet en effet d'aller au-delà d'un autre point de vue intégratif, celui qui refuse à la fois la « micro-réduction » et la « macro-réduction » jugeant ces deux opérations également inutiles car la « structure » et l'« action » se coproduiraient continuellement. Cette idée d'une « dualité de la structure » – sur laquelle se rejoignent, selon moi, la « théorie de la structuration » de Giddens (Giddens et Pierson, 1998, p. 75-94) et le « structuralisme génétique » de Bourdieu (voir Axel van den Berg, 1998) – interdit en effet de penser les modalités d'articulation de la structure et l'action. Le problème des rapports entre l'individuel et le collectif n'est pas ici résolu mais dissout dans une assimilation générique des différents niveaux d'analyse (Archer, 1995, chap. 4 ; Sawyer, 2005, chap. 7).

Le concept de modèle générateur met également le chercheur sur la voie d'une approche dynamique pour la modélisation des phénomènes sociaux. La construction d'un modèle générateur oblige à concevoir toute régularité sociétale comme la résultante d'enchaînements, de longueur variable, de boucles « Structure→Action→Structure ». Il ne saurait en être autrement car la « structure » et l'« action » prennent place sur deux échelles temporelles qui sont systématiquement décalées (Archer, 1995). Du point de vue d'une action qui se déroule à l'instant t , la structure est toujours antérieure : elle provient d'actions interdépendantes ayant eu lieu à l'instant $t-1$ (Abell, 1996, p. 261 ; Abell, 2003 ; Coleman, 1993, p. 63). Un modèle générateur propose, sur un phénomène spécifique, des hypothèses concernant l'enchevêtrement des mécanismes générateurs sous-tendus par de telles chaînes.

La figure 3 (voir annexe 1) donne ainsi une représentation stylisée de la structure analytique de la forme dynamique de base de tout modèle générateur¹⁷.

Deux éléments me semblent alors justifier le qualificatif d'« individualisme méthodologique complexe » que je propose pour décrire la structure

17 Il importe de voir que les différents niveaux d'analyse qu'un modèle générateur tente de relier gardent leur autonomie relative. Pour ce qui est des « structures », la présence éventuelle de « mécanismes de transformation complexe » introduit un « saut » dans le passage du niveau « micro » au niveau « macro ». On parlera alors d'une « discontinuité ascendante » entre l'« action » et la « structure ». Quant aux « actions », la présence de « mécanismes situationnels » et/ou de « mécanismes situationnels relationnels » assure que les acteurs théoriseront la « structure » en y appliquant différentes sortes de « filtres ». Ce qui fera du comportement de ces acteurs un produit fondamentalement original par



analytique de fond de tout modèle générateur. En premier lieu, de tels modèles tentent d'étudier l'emboîtement d'une pluralité de mécanismes de type différent, et de conceptualiser leurs effets dynamiques récurrents. C'est la « complexité des mécanismes générateurs » sous-jacente à toute régularité sociétale qu'un modèle générateur se propose de styliser. En deuxième lieu, tout modèle générateur attribue une importance particulière aux multiples systèmes d'interdépendance directe et indirecte dans lesquels les acteurs sont encastrés. En cela, de tels modèles renouent avec l'approche – fort hétérogène, par ailleurs – dite de la « complexité » (Axelrod et Cohen, 2000, p. 46-53 ; Benkirane, 2002) : celle-ci a constamment attiré l'attention sur l'interdépendance entre les composantes élémentaires constitutives d'un système ainsi que sur les phénomènes d'émergence qui en découlent (Atlan, 1991 ; Morvan, 2005 ; Morin, 1999, chap. 4 ; Simon, 1996, chap. 7 ; Simon, 1999 ; Weisbuch, 1989)¹⁸.

LA MISE EN ŒUVRE D'UN MODÈLE GÉNÉRATEUR

En dépit de son intérêt théorique, la construction systématique de modèles générateurs pose un problème redoutable : celui de la détermination de leurs conséquences. La conformité de ces conséquences aux régularités empiriques à expliquer constitue en effet l'une des « pièces à conviction » principales qui

rapport à ce qu'on pourrait attendre si l'action procédait directement et uniquement de la « structure ». On parlera alors ici d'une « discontinuité descendante » entre la « structure » et l'« action ».

- 18 N'oublions cependant pas les précurseurs de ces idées en sociologie : « les sociétés doivent être considérées comme des enchevêtrements complexes de systèmes d'interaction », lit-on, dès la fin des années soixante-dix, chez Boudon (1979b, p. 113). Les courants dits de la « complexité » constituent bien une source d'inspiration de mon travail, cependant j'en fais un usage critique. Ma conception de la complexité en tant que « complexité des mécanismes générateurs » m'écarte de ceux qui se sont interrogés sur l'utilisation de la notion de « complexité » en sociologie. Pour Havelange (1991), par exemple, cette notion renvoie à la prise de conscience de la co-production du « social » et de l'« individuel ». Cependant, une telle conception ne fait que renouer avec la « théorie de la structuration » de Giddens, ce qui bloque l'analyse des mécanismes plutôt que de l'ouvrir. Parmi les penseurs de la « complexité », l'idée que les rapports entre l'individu et la société doivent être conçus en termes de constitution mutuelle est d'ailleurs consubstantielle à la conception même de la « complexité » propre à Morin (Morin, 1984, partie II ; 1990 ; 2005 ; Morin et Le Moigne, 1999, chap. 4). En particulier, trois principes reviennent systématiquement dans l'approche de la complexité proposée par Morin : 1) le « *principe dialogique* » (il faut unir les opposés) ; 2) le « *principe récurrent* » (tout ce qui est produit revient sur ce qui le produit) ; 3) le « *principe hologrammatique* » (la partie est dans le tout et le tout est dans la partie). Comme l'a bien vu Berthelot (1996, 11, n. 1), la critique du « principe analytique » – qui m'inspire en revanche ici – constitue l'un des axes essentiels de l'œuvre de Morin.



justifieraient l'attribution d'une « présomption de validité et de réalisme » aux mécanismes postulés.

Le problème de la « mise en œuvre » d'un modèle générateur ne peut pas être esquivé. La notion même de « générativité » impose au chercheur de se donner les moyens de représenter l'action de production que l'on prête aux mécanismes. De façon similaire au déroulement d'un dessin animé, les mécanismes postulés au plan théorique demandent, eux aussi, à être « animés ». Cette exigence est d'autant plus pressante qu'un modèle générateur propose d'expliquer des phénomènes visibles et relevables empiriquement par une combinaison d'instances non directement observables, les mécanismes.

Comme en témoigne la controverse récente entre Sica (2004) et Mahoney (2004), par exemple, les fondements épistémologiques et méthodologiques d'une telle démarche pourraient sembler bien fragiles.

C'est pourquoi, afin de montrer que le caractère inobservable des « mécanismes » ne constitue pas un véritable obstacle à leur étude, il est impératif de quitter le terrain de la réflexion épistémologique et théorique. Ce sont en revanche différents appareils techniques qui méritent à présent d'être passés en revue afin de déterminer celui qui offre les meilleures potentialités pour formaliser et analyser un modèle générateur.

Les méthodes d'analyse statistique

L'analyse statistique multivariée constitue certainement l'application la plus répandue des mathématiques en sociologie. L'une des acceptions les plus courantes du concept de modèle dans notre discipline est bien celle de « modèles statistiques » (Fararo, 2005b). Autour d'eux, un véritable style de recherche s'est institutionnalisé : la « sociologie des variables » (Esser, 1996). En raison de cette diffusion, il serait presque naturel de s'adresser aux méthodes statistiques pour traiter la phase de « mise en œuvre » d'un modèle générateur.

Ce choix ne serait cependant pas, me semble-t-il, le plus efficace. À cet égard, deux classes de problèmes peuvent être signalées.

Tout d'abord, d'un point de vue théorique, le concept même de « modèle statistique », en dépit de son usage récurrent, n'est pas dépourvu d'ambiguïtés. Premièrement, cette expression opère, par un glissement sémantique, un amalgame indésirable entre le formalisme utilisé pour exprimer le modèle (le langage mathématique) et les outils utilisés pour l'estimer. Ces outils, eux, relèvent de la statistique (notamment inférentielle), laquelle n'est à son tour qu'une branche des mathématiques (Barbut, 1994 ; 2000). Ensuite, parler de « modèles statistiques » est également regrettable car la présence du terme



« modèle » occulte la pauvreté théorique des « modèles statistiques » (Esser, 1996). Les « hypothèses » ne renvoient en effet le plus souvent qu'à des suppositions relatives à la forme des relations entre les variables (linéaire plutôt que non linéaire ; additive plutôt que multiplicative, etc.), aux conditions à respecter pour estimer ces relations (forme des distributions des variables, formes des distributions des erreurs, etc.) ainsi qu'aux contraintes nécessaires pour que le modèle soit identifiable. Or, le premier type d'hypothèses n'entretient que des liens distants avec des hypothèses sociologiques précises (Abbott, 1992a, p. 433 et p. 434 ; Clogg et Haritou, 1997, p. 88 et p. 93 ; Goldthorpe, 2000, p. 98 ; Sorensen, 1998, p. 238, p. 239 et p. 243-244) tandis que les secondes présentent très difficilement une justification sociologique (Freedman, 1991a, p. 311 ; 1991b). La portée d'un « modèle statistique » n'est le plus souvent que descriptive.

Une première source de tension entre un « modèle statistique » et un modèle générateur vient donc de leurs objectifs différents. Un modèle formulant des hypothèses sur des mécanismes s'oppose à un modèle centré sur des variables. Quel que soit le degré de sophistication de ce dernier, ses paramètres n'expriment que l'intensité et le signe du lien entre plusieurs propriétés opérationnalisées sous forme de variables (X, Y, Z etc.), mais n'indiquent rien sur les sources de production de ce lien (Boudon, 1976 ; Bunge, 1997 ; Hedstrom, 2005, p. 31-36 et chap. 5 ; Sorensen, 1998). En l'absence d'une modélisation théorique, explicite des mécanismes sous-jacents aux relations observées, l'explication est creuse. Dans ces conditions, aucun caractère de causalité ne peut d'ailleurs être imputé à l'action de X sur Y. Ni l'antériorité temporelle (ou logique) de X par rapport à Y, ni la résistance de leur lien à l'introduction d'une série de variables tierces Z ne semble en effet suffire pour justifier une telle imputation (Freedman, 2005). Un « modèle statistique » repose donc sur une conception de la causalité que l'on peut nommer, avec Harré (1972, p. 116, p. 121 et p. 136-137), « *successionist causality* » tandis qu'un modèle générateur permet d'accéder à une « *generative causality* » (Goldthorpe, 2000, p. 151 et p. 154-155 ; Hedstrom, 2004 ; et, en dehors de la sociologie, Cox [1992, p. 297] et Simon et Iwasaki [1988, p. 150])¹⁹.

19 Notons en passant que l'explication par les « mécanismes » également peut être en tension avec la conception « nomologico-déductive » de l'explication selon laquelle expliquer revient à faire des régularités empiriques observées une instance de relations générales situées à un niveau d'abstraction plus élevé (voir Hempel, 1965, chap. 10 et 12). Sur ce point, le lecteur peut se reporter à Bunge (1997 ; 1998, p. 75), à Cherkaoui (2005, chap. 4), à Hedstrom (2005, chap. 2) et à Opp (2005).



C'est également la structure même des techniques statistiques multivariées qui rend problématique la mise en œuvre en leur sein d'un modèle générateur.

(a) Relevons d'abord le caractère inobservable des éléments constitutifs d'un modèle générateur, les mécanismes. Certaines des hypothèses qui s'y réfèrent pourraient certainement s'appuyer sur des données empiriques, mais leur configuration d'ensemble ne se laisse pas saisir empiriquement. Il est donc vain d'espérer pouvoir « animer » le fonctionnement d'un modèle générateur par des variables qui reposent sur des données empiriques (Mahoney, 2001, p. 581). Ce serait nécessairement une opération artificielle, au sens de rhétorique, et fictive, que de prêter aux « variables » la vertu de renvoyer à des mécanismes. La technique statistique peut, au mieux, saisir les effets d'un modèle générateur, mais elle ne peut en aucun cas en représenter le fonctionnement.

40

(b) L'idée même de générativité exige du chercheur qu'il démontre que les relations observées à un niveau donné sont engendrées par des entités et des activités qui se situent à des niveaux inférieurs. Un modèle générateur peut être conçu comme un « dispositif » pour produire des données, en ce sens qu'il permet de faire temporairement abstraction des données empiriques et de construire artificiellement ses propres données. En revanche, tout changement de niveau et toute production exogène de données sont absents d'un modèle statistique (Stinchcombe, 1991, p. 371). Aussi sophistiqué soit-il, ce dernier ne fait que restituer sous une forme plus synthétique et éventuellement plus informative les données de départ. Dans un « modèle statistique », rien ne permet de rendre compte de l'engendrement de ces structures car, à la différence d'un modèle générateur, on ne dispose d'aucun élément qui soit externe aux données empiriques.

(c) Une troisième difficulté tient à la flexibilité limitée des « modèles statistiques » dans le traitement des multiples structures d'interdépendance et d'interaction qui relient les acteurs. Les *variables* ne prennent en compte qu'une juxtaposition d'informations recueillies sur des individus (ou autres unités d'analyse) traités isolément les uns des autres.

Du point de vue du passage du « micro » au « macro », la statistique multivariée ne peut traiter que des formes d'agrégation simple (produites par juxtaposition directe des actions individuelles), ignorant les formes d'agrégation complexe, résultant de l'interdépendance directe et/ou indirecte entre les acteurs (Esser, 1996, p. 162). Alors qu'un modèle générateur est centré sur les mécanismes qui se rapportent à ces interdépendances (« mécanismes situationnels relationnels », et « mécanismes de transformation complexe »)



un « modèle statistique » est structurellement inadéquat pour les formaliser et les analyser directement²⁰.

(d) Dernier point, l'un des objectifs majeurs d'un modèle générateur est de rendre compte de la genèse des régularités macrosociales et de leurs transformations. Les données produites par un modèle peuvent être qualifiées de « macro » seulement si le modèle contient des acteurs pris dans des structures d'interdépendance et d'interaction (voir § 1, point c). Or, un « modèle statistique » est impuissant à analyser ces structures ; il se trouve donc dans l'impossibilité d'accéder au niveau « macro » (Cherkaoui, 2005, chap. 6).

Dès lors, les « modèles statistiques » se trouvent complètement inopérants face à la forme complexe d'individualisme méthodologique sous-jacente à tout modèle générateur (voir annexe 1, figure 3). Comme ils ne sont pas en mesure d'engendrer des éléments relevant de la « structure », on ne voit pas *a fortiori* comment ils pourraient rendre compte des effets de rétroaction que celle-ci est censée générer sur des actions postérieures à son émergence.

Des techniques avancées, telles que les modèles de durée (Blossfeld, 1998), les variantes multiples d'analyse multi-niveaux (Courgeau, 2003, chap. 2 ; 2004) ou les méthodes d'« appariement optimal » (Abbott, 1995 ; Abbott et Tsay, 2000) méritent cependant d'être surveillées de près²¹. Ces méthodes se donnent en effet pour objectif de mieux étudier l'articulation entre les niveaux micro et macro à travers la prise en compte du « temps » et l'introduction de différents niveaux d'agrégation des variables. Elles remettent au premier plan la nature dynamique des phénomènes sociaux ainsi que la cohérence des séquences d'événements caractérisant la vie sociale et individuelle.

On peut néanmoins émettre des réserves quant à l'efficacité de ces solutions techniques. Ces techniques demeurent en effet incapables de représenter directement et dynamiquement *stricto sensu* l'action des mécanismes multiples

20 Bien que la diffusion de protocoles de collectes de données relationnelles puisse certainement ouvrir des pistes stimulantes (voir Hedstrom et Swedberg, 1996 ; Hedstrom, 2005, p. 159), on peut douter que ces pratiques permettent de résoudre complètement le problème. Un modèle générateur exige, en effet, que l'on représente directement les interdépendances et les interactions entre les acteurs et que l'on étudie les résultats de leur déroulement dynamique. Des données relationnelles ne feraient ainsi que restituer au chercheur un autre type d'*explananda*, sans livrer pour autant les « mécanismes de transformation complexe » qui auraient pu les engendrer. Les travaux de Snijders (1996, 2001 ; Snijders et Van Duijn, 1997) sur l'analyse statistique des réseaux sociaux longitudinaux me semble d'ailleurs témoigner de l'existence de ces problèmes.

21 Pour des applications et des discussions critiques de la technique prônée par Andrew Abbott, on peut se reporter, respectivement, à Halpin et Chan (1998), à Abbott et Hrycak (1990), à Levine (2000), à Santoro (2003) et à Wu (2000).



sous-jacents à l'enchaînement d'événements qu'elles décrivent fort bien par ailleurs (voir Mayer, 2000 ; Sorensen 1998, p. 265)²².

Les quatre problèmes que je viens de soulever me semblent constituer autant d'obstacles majeurs, du moins pour l'instant, à toute tentative de formalisation et d'analyse d'un modèle générateur au sein d'un « modèle statistique ». Sans pour autant vouloir nier l'utilité de la technique statistique (j'y reviendrai dans la conclusion), c'est un changement radical de perspective méthodologique qu'il faut envisager.

Les méthodes de simulation

L'une des thèses centrales de cet ouvrage est que certaines méthodes de simulation offrent au sociologue un appareil technique adéquat pour mettre en œuvre un modèle générateur.

42

Une première tentative pour intégrer « mécanismes » et « simulations » apparaît déjà en sociologie dès les années soixante dans de nombreux travaux de Boudon (1965 ; 1967 ; 1973a ; 1979a ; Boudon et Grémy, 1977 ; Davidovitch et Boudon, 1964) ainsi que chez Coleman (1962 ; 1965)²³. Les plaidoyers plus récents en faveur de la simulation (Collins, 1988 ; Goldthorpe, 2000, p. 158 ; Gilbert, 1996a, p. 449 ; 1999, p. 1485), les liens de plus en plus explicites entre « intelligence artificielle » et sociologie (Bainbridge, 1995 ; Bainbridge *et al.*, 1994 ; Carley, 1996), tout comme le programme d'une véritable « sociologie computationnelle » qui « utilise les idées et la

22 Du point de vue de la « mise en œuvre » d'un modèle générateur, ces difficultés me semblent pouvoir se résumer à trois points. 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 seul sens où elles sont conçues en tant que suite d'événements enchaînés de « permanence/sortie ». 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. En second lieu, la seule forme d'interdépendance que l'on peut ici décrire est celle entre les épisodes : 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 ? Là encore, on reste à la surface. Les structures concrètes d'interdépendance et d'interaction entre les individus responsables de l'existence de telle ou telle structuration des événements ne sont pas modélisées. Enfin, même dans les versions d'analyse multi-niveaux les plus sophistiquées, le « micro » et le « macro » se réduisent à la coprésence de variables individuelles et de variables 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.

23 À la même époque, en économie, Schelling (1971) nous livra une illustration magistrale de cette perspective en créant et résolvant à la main une sorte d'« automate cellulaire » *ante litteram*.



technologie de l'informatique moderne pour faire avancer la sociologie théorique à travers la construction et l'analyse de modèles traités par la simulation » (Hummon et Fararo, 1995, p. 79) doivent donc être considérés comme une manifestation récente d'idées plus anciennes.

Le chemin parcouru n'est cependant pas négligeable. Il y a une quarantaine d'années, la pratique de la simulation était déjà répandue en sociologie (Gremy, 1971a ; 1971b ; Preteceille, 1974) et, plus généralement, en sciences sociales (Guetzkow, 1962 ; *Archives européennes de sociologie*, 1965 ; *The American Behavioral Scientist*, 1965) mais l'on assiste indiscutablement depuis le début des années quatre-vingt à un développement sans précédent de cette perspective (Bruderer et Maiers, 1997 ; Hummon, 1990, p. 65 ; Troitzsch, 1997, p. 45). Que certains auteurs parlent de *simulation era* (Hartmann, 1996, p. 77, p. 79, p. 84 et p. 98) ou de *new way of doing social science* (Gilbert, 1999, p. 1486) indique que les méthodes de simulation sont désormais sorties de la position marginale dans laquelle elles stagnaient depuis les années soixante (Halpin, 1999).

Par-delà les spécificités de ces multiples méthodes, le lien privilégié que l'on peut établir entre la mise en œuvre d'un modèle générateur et la « simulation » repose sur la logique même de cette opération²⁴.

En général, « simuler », c'est en effet *exécuter* sur ordinateur le programme qui *traduit* sous la forme d'un ensemble d'algorithmes, écrits dans un langage informatique, le système théorique construit par le chercheur (le modèle). Par ce biais, le comportement d'un tel système peut être étudié et observé dans son évolution dynamique sous des conditions différentes (Macy, 2001, p. 14439 ; Moretti, 2002 ; Troitzsch, 1997, p. 46 ; Hanneman et Patrick, 1997, § 2.3 ; Hartmann, 1996, p. 83 ; Heise, 1995). La simulation présuppose ainsi une activité de modélisation préalable sans laquelle elle ne pourrait pas

24 Si les développements méthodologiques constituent sans doute l'avancée la plus considérable de ces dernières décennies, il faut admettre que la richesse des méthodes actuelles a comme contrepartie un certain manque d'unité et l'absence de protocoles homogènes et standardisés. C'est pourquoi certains auteurs n'ont pas hésité à parler d'« art » de la simulation (voir Axelrod, 2005 ; Marney et Tarbert, 2000 ; Whicker et Sigelman, 1991, chap. 8). D'autres évolutions récentes importantes sont par ailleurs : a) la multiplication de numéros spéciaux consacrés à la simulation (*Social Science Computer Review*, 1988 ; *The Journal of Mathematical Sociology*, 1990 ; *Sociological Perspectives*, 1995 ; *The American Behavioral Scientist*, 1999 ; *American Journal of Sociology*, 2005) ; b) la parution systématique d'ouvrages collectifs issus le plus souvent de congrès, groupes de travail ou écoles de formation (Gilbert et Conte, 1995 ; Hegselmann, Mueller et Troitzsch, 1996 ; Conte, Hegselmann et Terna, 1997a ; Sichman, Conte et Gilbert, 1998 ; Phan et Amblard, 2007) ; c) la rédaction de véritables manuels sur les méthodes de simulations (Gilbert et Troitzsch, 1999) ; d) la création en 1998 d'une revue électronique (JASSS) qui catalyse aujourd'hui une grande partie du débat sur ce sujet ; e) la création en 2002 de l'« *European Social Simulation Association* » (Moss et al., 2002).



exister. C'est pourquoi l'on a parfois insisté sur les conséquences positives que la simulation peut avoir pour la théorie sociologique (Bainbridge, 1995, p. 483 et p. 484 ; Collins, 1988, p. 647-648 ; Hanneman, 1995 ; Hanneman et Patrick, 1997 ; Hanneman, Collins et Mordt, 1995, p. 3 ; Hegselmann, 1996, p. 222-230 ; Jacobsen et Bronson, 1997, p. 98 et p. 99). C'est même là l'un des thèmes principaux de la « sociologie computationnelle » (Carley 1994 ; 1999 ; 2001).

La distance qui sépare un « modèle statistique » d'un modèle traité par simulation est donc considérable. Au lieu de prendre en compte d'abord ce qui est mesurable, on se focalise, avant tout, dans un « modèle informatique », sur la théorisation de l'objet à étudier. En ce sens, ces modèles ont une affinité importante avec les modèles générateurs. En effet, avant d'être étudiées concrètement, les instances qui composent ces derniers, les mécanismes, doivent être modélisées théoriquement. Si les « modèles statistiques » paraissent structurellement inadéquats pour mettre en œuvre un modèle générateur, les méthodes de simulation semblent correctement adaptées à cette fin (Gilbert et Troitzsch, 1999, p. 17).

Une première raison tient à la phase préparatoire à toute simulation, celle qui consiste à *écrire* un programme informatique incorporant le modèle théorique à étudier. Écrire une suite d'algorithmes qui précisent comment les variables sont reliées revient en effet, très précisément, à postuler une série de mécanismes générateurs. À la différence de ce qui se passe dans les techniques statistiques standard, les algorithmes sont ici écrits explicitement pour *formaliser* les hypothèses génératives des données. L'*exécution* du programme, ensuite, rend possible une véritable « animation » de ces hypothèses portant sur des mécanismes. Quand on fait « tourner » le modèle, comme l'on dit dans le jargon, on ne fait, en effet, que demander à l'ordinateur de dérouler itérativement toutes les instructions du programme dans le but d'observer le résultat de cette dynamique. On crée donc bien ici virtuellement, en procédant de la sorte, le *processus* découlant de l'ensemble de mécanismes générateurs postulés.

Pour visualiser ce point important, le lecteur peut parcourir d'ores et déjà la figure 4 (voir annexe I) discutée dans la section conclusive de ce chapitre. Les encadrés numérotés 4a, 4b et 5 précisent en effet que l'« animation » véritable d'un modèle générateur ne s'enclenche qu'au moment de l'exécution du programme informatique qui en traduit la structure analytique, c'est-à-dire dès que la première instruction est lue par l'ordinateur, une fois que les algorithmes formulée initialement dans un langage informatique spécialisé a été transformée, au moyen de l'opération de « compilation », en



« langage machine » (le seul langage qui soit vraiment compréhensible par l'ordinateur). Seulement à partir de cet instant la simulation en tant que telle est activée et l'action dynamique des mécanismes peut se déployer. Ainsi, la distinction technique entre « écriture », « compilation » et « exécution » du programme permet-elle de clarifier une distinction conceptuelle essentielle pour le sociologue. « Mécanismes » et « processus » ne peuvent pas être considérés comme des synonymes : le « processus » est l'aspect dynamique du « mécanisme », ce que celui-ci peut déclencher. Une formulation limpide de ce point essentiel se trouve dans Simon (1996, p. 170).

« Simuler » c'est ainsi essentiellement engendrer soi-même une structure de données à partir d'un ensemble de règles théoriquement significatives que l'on suppose être à l'origine du phénomène étudié (Halpin, 1999, p. 1500 ; Hanneman, Collins et Mordt, 1995, p. 5). On est là au cœur de l'idée de « générativité » sur laquelle repose tout modèle générateur.

Les potentialités des méthodes de simulation pour la mise en œuvre de « modèles générateurs » sont manifestes tout particulièrement dans une classe spécifique de techniques qui représentent sans doute la « vague » la plus récente dans l'histoire de la simulation (Macy, 2001). Il s'agit des « réseaux d'automates cellulaires » issus de la biologie et de la physique (Hegselmann, 1996 ; Hegselmann et Flache, 1998 ; Novak et Lewenstein, 1996 ; Weisbuch, 1989), d'une part, et, surtout, des « systèmes multi-agents », issus de l'informatique (Davidsson, 2002), d'autre part.

Ces derniers rencontrent tout spécialement un succès grandissant en tant qu'outils de modélisation, de formalisation et d'étude dynamique des phénomènes sociaux (Axtell, 2007 ; Gilbert 2007a, b ; *Sistemi intelligenti*, 2005 ; Terna, 1998). En géographie (Sanders, 2007), en science politique (Axelrod, 1997 ; Cederman, 2001 ; Johnson, 1999) et en économie (Bourgine et Nadal, 2004 ; Terna *et al.*, 2006), on s'y réfère avec une fréquence croissante. La sociologie connaît une évolution similaire (Hedstrom, 2005, chap. 6 ; Hedstrom, 2007 ; Macy et Willer, 2002 ; Sawyer, 2003 ; 2004a, b ; 2005 ; Squazzoni et Boero, 2005).

Ce succès peut être en grande partie imputé à la richesse du dispositif qu'un système multi-agents offre au chercheur (Gilbert et Abbott, 2005, p. 859). Cette technique permet en effet de modéliser individuellement des entités (les agents), de les insérer dans des structures réticulaires, d'étudier leur évolution dynamique et d'établir des liens (éventuellement circulaires) entre le comportement de ces entités, leurs interactions et les résultats systémiques auxquels ces interactions conduisent.



Sur le versant « ascendant », celui qui va du « micro » au « macro », cette méthode offre une solution au problème théorique essentiel des systèmes d'interdépendances et d'interaction qui relient les actions individuelles. L'un des grands mérites de cette technique est de permettre de construire concrètement de véritables topologies de liens entre les agents. Des hypothèses génératives sur des « mécanismes de transformation complexe » peuvent donc être représentées. Sur le versant « descendant » des rapports entre la « structure » et l'« action » celui qui va du « macro » au « micro », cette méthode est tout aussi féconde. Un système multi-agents permet d'enraciner les acteurs en de multiples structures résilientes et d'enregistrer les résultats agrégés partiels de ces interactions, aidant ainsi à avancer dans la compréhension d'un second problème théorique essentiel : celui des voies par lesquelles le comportement des acteurs est contraint par la présence d'autrui ainsi que par les agrégats qui sont continuellement engendrés par cette « interdépendance généralisée ». Des hypothèses concernant des « mécanismes situationnels » et/ou des « mécanismes situationnels relationnels » peuvent également être formalisées dans un système multi-agents. Par ailleurs, puisque la possibilité existe de représenter de manière stylisée même les composantes cognitives des acteurs (c'est le cas des modèles dits « à agents cognitifs », voir Castelfranchi, 1998), des hypothèses fines portant sur des « mécanismes de formation de l'action » peuvent également être élaborées dans ce cadre.

Ainsi, les « modèles informatiques » de type « multi-agents » constituent probablement l'outil privilégié pour formaliser et analyser des « modèles générateurs », tant du point de vue de leur contenu (les mécanismes) que de leur forme (l'« individualisme méthodologique complexe »). Simuler de tels modèles informatiques permet de dérouler concrètement dans le temps les multiples boucles « Macro→Micro→Macro » sur lesquelles repose tout modèle générateur (voir annexe 1, fig. 3). Le sociologue dispose ainsi d'un dispositif permettant de concevoir et d'étudier des modèles théoriques qui, sans pour autant épuiser la richesse du réel, en respectent tout au moins la configuration de base.

Le langage mathématique

« Formaliser, c'est mathématiser » (Barbut, 1994), lit-on chez certains mathématiciens (voir aussi Bunge, 1973b). Pour compléter cette exploration d'une stratégie de mise en œuvre d'un modèle générateur il me reste alors à examiner le rôle que peut y jouer le langage mathématique.



Les relations entre mathématiques et sociologie sont complexes et historiquement très riches (Barbut, 2000 ; Edling, 2002 ; Martin, 2002 ; Martin et Barbut, 2005 ; *Mathématiques & sciences humaines*, 2005).

Certains sociologues ont soutenu, par exemple, que les méthodes statistiques doivent être utilisées pour estimer les paramètres de « modèles mathématiques » qui, eux, représenteraient des idées précises sur les mécanismes générateurs des phénomènes sociaux (Coleman, 1964 ; Sorensen, 1976 ; Sorensen, 1998 ; et, plus récemment, Backman et Edling 1999).

La « sociologie mathématique » constitue d'ailleurs un domaine spécialisé de la sociologie (Leik, 1992 ; Scott, 1997 ; *The Journal of Mathematical Sociology*, 1984 ; *Sociological Forum*, 1997 ; *Sociological Theory*, 2000) qui a établi la nécessité de théoriser avant de formaliser. La sociologie mathématique est en effet essentiellement une discipline théorique, même si l'une de ses variantes est fortement tournée vers l'estimation empirique (Collins, 1988 ; Edling, 2002, p. 202 ; Fararo, 1969b ; Fararo 1997, p. 91 ; Fararo et Kosaka, 2003 ; Hayes, 1984, p. 325). Le langage mathématique y est préféré au langage naturel en raison de sa précision, de sa puissance et de sa parcimonie. Les formalismes mathématiques permettraient de clarifier la théorie, d'en étudier systématiquement toutes les conséquences logiques, d'en enrichir le contenu et d'en complexifier la structure. De ce point de vue, la sociologie centrée sur la modélisation mathématique a d'autres ambitions et d'autres objectifs que la sociologie basée sur les « modèles statistiques » qui visent, eux, la description et la quantification empirique (Fararo, 2005a, b).

En dépit du fait que les « modèles mathématiques » sont plus aptes que les « modèles statistiques » à formaliser des hypothèses génératives, on peut se demander s'ils représentent la solution optimale pour mettre en œuvre des « modèles générateurs » véritablement complexes. Les évolutions récentes de la sociologie mathématique semblent plaider pour une réponse négative.

Depuis quelques années, la sociologie mathématique traverse une crise (Edling, 2002, p. 2 et p. 221n ; Fararo, 1997, p. 89-95 ; 2005b, p. 441). Ses chances de développement et de survie semblent moins bien assurées qu'autrefois : elle semble avoir renoncé à se constituer en tant que sous-champ spécifique de la discipline sociologique (Scott, 1997). Cependant, certains auteurs proposent, pour sortir de cette impasse, de faire converger la « sociologie mathématique » vers les méthodes de simulation (Fararo et Butts, 1999 ; Edling, 2002 ; Heise, 1995). C'est d'ailleurs au sein de la sociologie mathématique que le projet d'une « sociologie computationnelle » a vu le jour (Fararo et Hummons, 1995).





Chez ces auteurs, l'idée de recourir aux techniques de simulation informatique repose sur le constat de la difficulté d'utiliser le langage mathématique pour résoudre analytiquement des modèles théoriques qui visent la représentation de « processus » particulièrement compliqués (Fararo et Butts, 1999, p. 35 ; Collins 1998, fig. A.1).

La littérature économique récente qui s'appuie sur les systèmes multi-agents aboutit à des conclusions similaires. Venant d'une discipline très fortement mathématisée, ces économistes se sont en effet demandé si les systèmes multi-agents doivent être considérés comme un substitut ou comme un complément au traitement analytique des modèles mathématiques classiques (Axtell, 2000 ; Epstein, 2006, chap. 1 et 2).

48

La réponse proposée est que les simulations informatiques de type « multi-agents » ne constituent de véritables alternatives au traitement mathématique d'un modèle que dans les cas particulièrement complexes dans lesquels le formalisme mathématique s'avère impuissant. Cela serait le cas dès lors qu'il s'agit de représenter des interactions multiples et enchevêtrées reliant des entités hétérogènes en ressources, préférences et/ou croyances. Même dans ces cas complexes, note Epstein (2006, chap. 2), « *the issue is not whether equivalent equations exist, but which representation (equations or programs) is most illuminating* ». En ce sens, ce serait un avantage en termes de « lisibilité » du modèle, notamment de certaines de ses composantes telles que l'interaction entre les acteurs, qui pourrait conduire à préférer la formalisation informatique à la formalisation mathématique.

Ainsi, en l'état actuel de la recherche, la formalisation informatique et le traitement par simulation d'un modèle générateur ne devraient pas être considérés *a priori* comme un substitut de sa formalisation mathématique. Ces deux opérations de formalisation constituent davantage deux phases complémentaires d'un même procédé qui permet de passer de la théorie aux données que deux moments mutuellement exclusifs. Quand c'est possible, il me semble pertinent de passer par une phase de formalisation mathématique en raison de la précision, de la parcimonie et de l'élégance propre à ce langage. On va recourir ensuite au langage informatique pour traiter des « modèles générateurs » particulièrement complexes qui contiendraient de multiples systèmes d'interdépendances enchevêtrées. Dans ce cas, la simulation multi-agents s'avère d'une importance capitale pour étudier le modèle et sa dynamique (Edmonds, 2005).





Ce chapitre a exposé un programme de recherche dont l'objectif est celui d'inscrire l'analyse sociologique dans un cadre que Boudon a désigné comme étant celui d'une « sociologie cognitive ».

À cette fin, j'ai d'abord proposé de placer au cœur de la discipline une activité systématique de modélisation entendue comme construction de « modèles générateurs ». Ces modèles consistent en des faisceaux d'hypothèses ayant pour objet les mécanismes de production de relations qui relient différents niveaux d'analyse. En dépit de son contenu spécifique, tout modèle générateur conçoit ainsi un phénomène social comme résultant d'un emboîtement dynamique de multiples boucles « Macro→Méso→Micro→Méso→Macro ». J'ai ensuite attiré l'attention sur les difficultés posées par l'analyse formelle des conséquences de ce type de modèles. J'ai rappelé que les méthodes statistiques classiques sont peu utiles dans une telle opération car elles sont inopérantes d'une part, pour traiter les systèmes d'interdépendance et d'interaction contenus dans un modèle générateur, et, d'autre part, pour mettre en évidence le processus que ce dernier contient « en puissance ». J'ai suggéré que le langage informatique peut en revanche permettre d'exprimer et de traiter un modèle générateur. En particulier, la simulation « multi-agents » fournit un appareil technique flexible et puissant pour déterminer les conséquences systémiques de ces modèles.

Cette affinité entre une « épistémologie de la générativité » et les systèmes multi-agents a été ouvertement affirmée par ceux qui, informaticiens et économistes, ont, en dehors de la sociologie, beaucoup œuvré à la diffusion de cette technique de simulation (voir Epstein, 2006, chap. 1 et 2 ; Cederman, 2005).

Le rôle majeur attribué aux systèmes multi-agents pour formaliser et analyser un modèle générateur ne doit cependant pas faire oublier l'importance accordée à l'analyse statistique classique. Que celle-ci éprouve, dans son état actuel, des difficultés dans la mise en œuvre d'un modèle générateur ne signifie pas *ipso facto* qu'elle soit inutile. Tout d'abord, un modèle générateur n'aurait pas de régularités à engendrer (à expliquer, donc) sans des analyses empiriques solides préalables. Une recherche empirique de piètre qualité du point de vue de la technique statistique fournirait au sociologue des faits qui ne seraient rien d'autre que de purs artefacts. Si les « modèles multi-agents utilisent la simulation pour rechercher les mécanismes causaux sous-jacents aux associations statistiques » (Macy et Willer, 2002, p. 162), les méthodes statistiques assurent quant à elles une fonction descriptive d'importance primordiale pour détecter ces associations (Goldthorpe, 2000, chap. 7 ; 2004 ; Hedstrom et Swedberg, 1998b). Des données empiriques



correctement élaborées sont également indispensables pour confronter les résultats des simulations avec des données issues de l'observation. On peut en effet asseoir une partie essentielle de la procédure d'évaluation de la pertinence des hypothèses génératives qu'un système multi-agents tâche d'analyser sur cette confrontation entre les données simulées et les données empiriques. Par rapport à une conception des « modèles informatiques » comme des « laboratoires virtuels » (Carley, 1999 ; Hanneman, 1995 ; Hanneman, Collins et Mordt, 1995 ; Hanneman et Patrick, 1997), une alliance, en aval, entre la technique statistique et des « modèles générateurs » à visée explicative animés par la simulation pourrait ainsi satisfaire, du moins en partie, l'exigence, ressentie de plus en plus fortement, d'une meilleure « validation » des « modèles simulés » (Boero et Squazzoni, 2005 ; Moss et Edmonds, 2005 ; Hedstrom, 2005, chap. 6).

Ainsi, l'analyse quantitative standard, loin d'être reléguée au second plan ou bien d'être associée à une théorie sociologique particulière (Goldthorpe 2000, chap. 5 ; Edling 2000), occupe une place centrale et générale dans notre cadre de recherche.

La figure 4 (voir annexe 1) en représente les étapes essentielles. La première consiste à décrire des régularités systémiques dont la genèse est opaque. Des procédures appropriées d'analyse statistique doivent être ici mobilisées. Le chercheur doit ensuite tenter de modéliser les mécanismes générateurs de ces régularités. Dans cette deuxième phase éminemment théorique, l'abstraction, la simplification et la stylisation jouent le premier rôle. Troisièmement, le sociologue doit se préoccuper de « mettre en forme » ce faisceau d'hypothèses génératives à travers un langage différent du langage naturel. Comme je l'ai souligné, les formalismes mathématique et informatique ne sauraient s'exclure mutuellement. Quatrièmement, le chercheur doit doter son modèle générateur formalisé d'un outil technique approprié pour extraire le processus qu'il contient et déduire ainsi ses conséquences. Une comparaison statistique des données produites par le modèle avec les données empiriques de départ ferme enfin le cycle.

La concaténation de ces intégrations multiples doit être interprétée comme un schéma idéal-typique. C'est précisément l'un des buts de cet ouvrage d'en tester l'utilité heuristique, du moins dans un domaine sociologique précis, celui de la stratification éducative.

D'ores et déjà, il me semble possible de lui reconnaître l'intérêt de tisser des liens entre différentes perspectives sociologiques. Dans les pratiques actuelles de la recherche, celles-ci privilégient en effet l'une ou l'autre des étapes constitutives de mon programme de recherche. La sociologie

dite « des variables » s'arrête le plus souvent à la phase descriptive et se limite aux méthodes statistiques. La sociologie dite « analytique » est pour l'heure spécialisée dans la conceptualisation des mécanismes générateurs et elle passe rarement à la phase d'étude formelle du modèle (voir pour une exception, Hedstrom, 2005, chap. 6). Une partie importante de la sociologie mathématique privilégie en revanche la phase de formalisation mathématique et cherche très peu à mettre en relation le modèle et les données empiriques. La sociologie « computationnelle », enfin, fait le plus souvent de même, mais avec le langage informatique (voir aussi *Sociological Methods and Research*, 1996 ; *The Journal of Mathematical Sociology*, 1997).

C'est une « interface entre statistique, simulation, et théorie sociologique » (Halpin, 1999, p. 1501 et p. 1503) qui semble faire défaut. La suite de l'ouvrage tâchera de montrer sa pertinence.



Repenser la sociologie quantitative de la stratification sociale

Comme tout phénomène social semble lui être plus ou moins étroitement relié, la stratification sociale formerait, selon certains auteurs (Collins, 1988, p. 191 ; Parkin, 1992, p. 7), le cœur de la sociologie et un lieu adéquat pour élaborer une théorie sociologique générale. D'ailleurs l'étude de la stratification sociale recoupe largement le développement historique de la sociologie dans son ensemble (Cherkaoui, 1992a ; Rutigliano, 2001).

La stratification sociale offre donc un laboratoire privilégié pour tester la portée heuristique du programme de recherche esquissé au chapitre précédent. En particulier, la démarche articulant l'analyse statistique, les « modèles générateurs » et les systèmes multi-agents sera ici mobilisée afin de renouveler les études quantitatives de la mobilité sociale et de la stratification éducative.

Ce propos pourrait paraître prétentieux, voire insensé. De Marx (et Engels, 1999 [1848]), à Poulantzas (1973) et à Wright (1985) ; de Weber (1922, chap. 4), à Lockwood (1958), Dahrendorf (1968), Collins (1971), Giddens (1973), Parkin (1979), Murphy (1986) et Goldthorpe (1972) ; de Sorokin (1927) à Davis et Moore (1945), Parsons (1940 ; 1949 ; 1953) et Treiman (1970), des efforts théoriques considérables ont en effet été déployés, notamment autour des concepts de « classe sociale » et de « strate »¹. Depuis les années cinquante, une quantité importante de recherches empiriques s'est accumulée sur les phénomènes de mobilité sociale et d'inégalités éducatives, des travaux pionniers des années cinquante de Glass (1954) et de Floud,

1 À défaut de pouvoir reconstruire dans le détail le débat permanent suscité par ces notions, je me contente d'indiquer ici une bibliographie raisonnée qui me paraît permettre d'en suivre les évolutions. Ainsi, parmi les auteurs américains, on lira dans l'ordre : Nisbett, (1959), Clark et Lipset (1991), et Hout, Brooks et Manta (1993). Pour la Grande-Bretagne, on consultera, d'une part, Goldthorpe et Marshall (1992), d'autre part, Pahl (1993) et Pakulsky (1993 ; 2005). Dans la littérature allemande, on se reportera à Offe (1986) et à Lévy (1998). Parmi les auteurs italiens, on lira surtout Schizzerotto (1988 ; 1993), mais aussi Nevola (1991), Bianco (1996, chap. 1), Bevilacqua (2001), et De Nardis (2001). En France, on consultera Chauvel (2001 ; 2003 ; 2006). Une vue d'ensemble récente se trouve enfin dans Wright (2005).

Halsey et Martin (1956) jusqu'aux études comparatives internationales les plus récentes (Shavit et Blossfeld, 1993 ; Breen, 2004 ; Erikson et Goldthorpe, 1992a ; Ganzeboom, Luijkx et Treiman, 1989 ; Muller et Karle, 1993 ; Muller et Shavit, 1998 ; Treiman et Yip, 1989 ; Wright, 1989) en passant par des travaux, tels que ceux de Blau et Duncan (1967) et de Boudon (1973a), qui, chacun à leur manière, ont marqué l'histoire des études quantitatives de la stratification².

Comment, peut-on penser apporter une contribution originale à un domaine aussi vaste, riche d'une aussi longue tradition, et qui semble en expansion continue ?

Certes, la production théorique et empirique sur le thème de la mobilité sociale et de la stratification éducative est monumentale, mais une analyse attentive de la littérature montre, paradoxalement, que : a) un sentiment d'insatisfaction domine à l'égard du savoir reconnu comme acquis ; b) certains débats reviennent de manière cyclique, sans qu'on parvienne à un accord véritable entre chercheurs. Ce qui à mon sens résulte de deux facteurs. D'une part, il existe entre l'activité de théorisation et de recherche empirique un *hiatus* bien plus profond qu'il n'apparaît au premier abord. Les théories sont le plus souvent formulées de manière trop vague et générale pour pouvoir être correctement et précisément testées. D'autre part, si le type de techniques d'analyse utilisé est adéquat pour la description empirique, il ne l'est guère pour la construction et le test de théories formelles qui viseraient les mécanismes générateurs des phénomènes inégalitaires.

Aussi ne paraît-il pas inutile de tenter de faire progresser l'analyse de la mobilité sociale et des inégalités éducatives à l'aide du cadre de recherche intégrateur esquissé dans le chapitre précédent. Remettre au centre de l'analyse l'élaboration de « modèles générateurs » impose un type de réflexion théorique de « moyenne portée » qui cherche à rendre compte de la genèse de régularités empiriques clairement délimitées. L'étude par simulation « multi-agents » de ces modèles permet, grâce à la construction de véritables sociétés

- 2 Pour s'orienter dans ce secteur de recherche immense, on se reportera, dans la littérature américaine, à l'excellente anthologie préparée par Grusky (2001a) ainsi qu'à trois revues critiques de la littérature internationale rédigées, respectivement, par Ganzeboom, Treiman et Ultee (1991), par Treiman et Ganzeboom (2000) et par Hout et DiPrete (2006). Parmi les auteurs anglais, on consultera Crompton (1993). En français, on lira, entre autres, Cherkaoui (1992b), Cuin (1993), Merllié (1994 ; 1995), Merllié et Prévot (1997), Lemel (1991), Vallet (2005a) ainsi que le numéro 36(1) de la *Revue française de sociologie*. En italien, on consultera surtout Cobalti (1995), mais aussi Ballarino et Cobalti (2003, chap. 6). Enfin, les anthologies préparées par Halsey, Floud et Anderson (1961), par Karabel et Halsey (1976), et par Halsey, Lauder et Brown (1997) permettent de suivre les cheminements historiques multiples des analyses de la stratification éducative.



artificielles, de créer *in vitro* ces processus d'émergence. La confrontation des régularités repérables dans ces « mondes virtuels » à celles observées dans les sociétés réelles permet *in fine* de tester la pertinence théorique et l'assise empirique des mécanismes postulés. Cette voie permet, nous l'espérons, à la sociologie quantitative de la stratification d'accéder à un meilleur niveau d'intégration entre théorie et recherche empirique.

Ce chapitre débute par une analyse des principales limites théoriques de la sociologie quantitative de la stratification (§ II). Ensuite, je reconstituerais l'une des controverses scientifiques qui l'a agitée (§ III), et j'ébaucherais une solution méthodologique qui découle du programme de recherche présenté au chapitre précédent (§ IV). J'évoquerai enfin quelques signes de changements – concernant la théorie, mais non les méthodes – qui apparaissent dans certaines études quantitatives récentes de la mobilité et de la stratification éducative (§ V).

UNE THÉORISATION PAUVRE

Dès l'origine, les études modernes de la stratification ont été caractérisées par un degré élevé de technicité (Boudon, 1973b) qui n'a cessé de s'accroître à mesure que le domaine se consolidait (Goldthorpe, 2000, p. 230). L'histoire des techniques statistiques utilisées en sociologie montre d'ailleurs que la plupart d'entre elles ont d'abord transité par les études de mobilité sociale (Raftery, 2001 ; Featherman et Hauser, 1978, p. 141).

On peut cependant se poser la question de savoir si, après cinq décennies de recherches, cette sophistication technique croissante a fait avancer, autant qu'on pouvait l'espérer, l'explication et la compréhension théorique des régularités empiriques petit à petit décelées. Trois éléments principaux me semblent suggérer une réponse négative.

(a) Le premier, le plus général, tient à la reconnaissance d'un « déficit » théorique et explicatif chronique des études quantitatives de la stratification. Aux débuts des années soixante-dix, Boudon (1970, p. 213, 214, 215 et 240 ; 1971, p. 84) dénonçait déjà le caractère excessivement « descriptif », « empirique » et « sociographique », associé à une certaine pauvreté théorique, qui caractérisait les recherches menées jusque-là. C'est le constat d'une « crise de la théorie de la mobilité sociale » qui sera à l'origine de *L'Inégalité des chances* (Boudon, 1973a, p. 36). Étonnamment, Goldthorpe (2000, p. 231), trente ans plus tard, formule un constat analogue. Tout en affirmant le caractère cumulatif des recherches sur la mobilité sociale, le sociologue anglais admet néanmoins que la surestimation du pouvoir explicatif des



techniques statistiques constitue encore un frein majeur au progrès théorique des études de stratification (Goldthorpe, 2005). L'idée d'une cumulativité réelle des connaissances est d'ailleurs également soutenue par Hout et DiPrete (2006), mais, de l'aveu même de ces auteurs, celle-ci concerne bien davantage des « généralisations empiriques », que des véritables modélisations à visée explicative. Pour d'autres (voir Miller, 1998 ; Noble, 2001), cette spécialisation progressive des analyses menées dans le domaine de la mobilité sociale ne s'est pas accompagnée de véritables acquis théoriques et elle se serait produite au détriment de la richesse des questions théoriques abordées. Ainsi, après trois (Ganzeboom, Treiman et Ultee, 1991), voire quatre (Treiman et Ganzeboom, 2000) générations d'études quantitatives sur la stratification, un décalage semble persister entre la sophistication technique des recherches et les avancées théoriques auxquelles elles conduisent.

56

(b) Cette critique d'une « pauvreté » de l'appareil théorique mérite néanmoins quelque précision. Compte tenu de la littérature évoquée plus haut, il pourrait en effet paraître étrange d'affirmer que les études sociologiques sur la stratification sont caractérisées par un déficit théorique chronique. Certains auteurs ont même soutenu que ce domaine de recherche est, bien au contraire, profondément imprégné de théorie : simplement son acceptation par une large partie de la communauté scientifique l'aurait rendue quasiment invisible (Cobalti, 1995 ; Cuin, 1993, p. 136-169).

En évoquant les faiblesses théoriques de ce domaine de recherche, je ne suggère pas qu'il s'agit d'un domaine dépourvu de toute notion théorique, ce qui serait évidemment difficile à affirmer. Les recherches empiriques en matière de mobilité et de stratification éducative reposent bien sur des conceptions spécifiques de l'espace social (nature continue ou discrète, ordre total ou partiel, etc.), sur des notions théoriques spécifiques (« fermeture sociale », « fonction », « conflit », « logique des sociétés industrielles », etc.) ainsi que sur des conceptions plus ou moins idéologiques des sociétés modernes (Pease, Form et Huber, 1970 ; Erikson et Goldthorpe, 1992a, p. 3-9 ; 1992b ; Fisher *et al.*, 1996, p. 205-207). En ce sens, les recherches empiriques quantitatives en matière de mobilité sont absolument lestées de théorie.

Le point est que mon analyse part d'une conception plus exigeante de ce que l'activité de théorisation et d'explication devrait être et devrait faire. Une « théorisation descriptive », pour reprendre la notion proposée par Grusky et DiCarlo (2001), est insuffisante. Une activité de théorisation véritable doit se ramener à la construction, à la formalisation et à l'analyse systématique de « modèles générateurs ». C'est ce type de théorisation qui fait cruellement défaut aux études quantitatives de la stratification sociale.

En effet, lorsque Boudon parle de « crise de la théorie de la mobilité sociale », il suggère que, pour expliquer les données empiriques contenues dans un tableau de mobilité, il faut faire de celles-ci le résultat de processus qui doivent être, dans un premier temps, analytiquement décomposés et, ensuite, axiomatiquement formalisés. Ce n'est, dit Boudon, que par déduction que l'on pourra retrouver des structures de données éventuellement proches des données empiriques et, par là, leur donner un sens théorique (Boudon, 1970, p. 216, 229, 237 et 240 ; 1971, p. 39). L'une des idées centrales de *L'Inégalité des chances* (1973a, p. 36-43) sera par ailleurs que les facteurs qui composent ces processus constituent un système d'interdépendances ayant sa logique propre, logique qu'il n'est pas possible de représenter par l'analyse statistique classique (celle-ci ne traitant ces facteurs que successivement et indépendamment les uns des autres). C'est dans le deuxième chapitre de ce même ouvrage que le concept de « mécanisme générateur » apparaîtra explicitement. Boudon (1976, p. 1178 et 1187) insistera sur l'importance de ce concept pour une approche explicative de l'analyse de la stratification sociale dans l'échange fameux qui l'opposa à Hauser (1976).

Durant les années soixante-dix, Sorensen (1976, p. 72) formula une critique analogue du paradigme, à l'époque dominant, de l'« acquisition du statut », lié aux travaux de Blau et Duncan (1967). Cette perspective, selon les mots de l'auteur, « insiste beaucoup sur l'estimation de l'ampleur des effets causaux et très peu sur la spécification des mécanismes sous-jacents aux processus sociaux responsables de ces effets ». Une fois de plus, il est inquiétant qu'environ vingt ans plus tard, Sorensen (1998) établisse ce même constat, d'une carence de modélisation des mécanismes et des processus sous-jacents aux régularités empiriques détectées par l'analyse statistique.

Il semblerait ainsi qu'aucun véritable bouleversement des modalités explicatives ne soit venu enrichir les études de stratification depuis le constat sévère de Boudon, comme en témoigne d'ailleurs ce passage récent où Jonsson (2004, p. 206) affirme que : « étonnamment, peu d'attention théorique a été consacrée aux bases microsociologiques de la mobilité sociale dont l'étude a été dominée par des descriptions empiriques et des modélisations statistiques avancées ». En laissant entendre que cet état des choses tient à la complexité du sujet, Breen et Luijkx (2004b, p. 402) confirment implicitement que la sociologie quantitative de la stratification ne parvient toujours pas à élaborer des explications qui prennent en compte sérieusement les mécanismes et les processus générateurs des phénomènes inégalitaires.

(c) Ce « déficit » théorique tient à un second élément. Ce domaine de recherche non seulement souffre de négliger mécanismes et processus, mais,



en son sein, ceux qui renvoient aux systèmes d'interdépendances multiples qui relient les acteurs sont très rarement conceptualisés (Cherkaoui, 2005a, chap. 6).

Cela pose un problème majeur aux études quantitatives de la stratification car, comme je l'ai rappelé dans le premier chapitre (voir § II, point c), les liens directs (interactions) et indirects (interdépendances) qui existent entre les actions individuelles jouent un rôle central dans la transition du niveau « micro » au niveau « macro ». L'émergence vient en effet de la présence de ces configurations et c'est l'émergence qui définit le caractère *sui generis* du « macro ». En l'absence de « mécanismes de transformation complexe », ceux qui renvoient à ces configurations de liens, ce second niveau n'est simplement pas accessible.

58

Ainsi, selon cette conception du « macro », bien que l'élaboration de propositions d'ordre macrosocial constitue l'un de leurs objectifs principaux, faute de pouvoir appréhender les structures d'interdépendances et d'interactions entre les acteurs, les études quantitatives de la stratification sociale sont impuissantes pour nous faire progresser dans la compréhension du passage du « micro » au « macro »³.

Une théorisation pauvre, une théorisation sans mécanismes ni processus et une théorisation sans interdépendance entre les acteurs : telles sont, selon moi, les limites majeures des analyses qui constituent la sociologie quantitative de la stratification sociale et éducative. L'utilisation de méthodes statistiques au raffinement croissant n'a en rien contribué à améliorer la situation. Les discussions menées dans le premier chapitre ont en effet montré que ces outils sont inadéquats pour formaliser et étudier des « modèles générateurs ».

UN DÉBAT EXEMPLAIRE : DIMENSIONS ET MESURES DE LA STRATIFICATION ÉDUCATIVE

Un second aspect frappant des analyses sociologiques quantitatives des inégalités sociales tient à la présence de controverses dont la récurrence, le caractère cyclique et l'étendue présentent un caractère fort singulier⁴.

- 3 Dans le premier chapitre (voir § IV.1, point d), j'ai exposé mes réserves quant à ce qu'on peut attendre de certaines techniques statistiques avancées pour atteindre cet objectif. Leur récente diffusion dans les études quantitatives de la mobilité sociale (voir Ballarino et Cobalti 2003, chap. 6 ; Ganzeboom, Treiman et Ultee, 1991 ; Treiman et Ganzeboom, 2000) et des inégalités éducatives (voir, par exemple, Duru-Bellat *et al.*, 2004) pourrait donc s'avérer d'un secours fort limité.
- 4 Je me tiens ici à la définition suivante d'une « controverse scientifique » : « du point de vue sociologique, une controverse scientifique se caractérise par la division persistante et publique de plusieurs membres d'une communauté scientifique, coalisés ou non, qui





La controverse qui porte sur la mesure de l'évolution temporelle des inégalités éducatives est exemplaire à plusieurs égards : par son extension spatiale (de nombreuses communautés scientifiques nationales, telles que la France, l'Italie, les États-Unis, la Grande-Bretagne ou les pays scandinaves, y ont, à un moment ou à un autre, « sombré ») ; par son extension temporelle (depuis le début des années soixante-dix, les discussions ont été constantes et acharnées) ; par la structure des échanges intellectuels (on y décèle en effet la séparation parfois radicale qui peut exister entre des communautés scientifiques nationales qui travaillent pourtant sur le même sujet) ; par l'espace restreint des solutions abordées (deux conceptions et deux classes de mesures de la stratification éducative se sont opposées sans répit).

(a) Les lignes directrices de ce débat semblent remonter, d'une part, à *L'Inégalité des chances* de Boudon (1973a), d'autre part, aux critiques que lui adressa, quelques années plus tard, Mare (1981 ; 1980, p. 287)⁵.

Boudon (1973a, p. 149 et 157) concluait en effet à une tendance des inégalités éducatives à se réduire au fil du temps. En s'appuyant à la fois sur des données anglaises, françaises, néerlandaises, norvégiennes et allemandes, Boudon (1973a, p. 143, 145, 146 et 147-148) arrivait à cette conclusion en comparant, à diverses périodes, des proportions d'admis (de « diplômés » dans le cas de la Norvège) au sein de différents groupes sociaux. Au moyen de taux et de différences, il établissait ainsi que la participation à l'enseignement de la part des groupes sociaux inférieurs croît et que cette participation croît davantage pour ces groupes que pour les membres des milieux supérieurs. Boudon identifiait donc implicitement le concept de « chances » (ou, terme que je préfère, d'« opportunités »), d'une part, à l'accroissement dans le temps de la participation scolaire des individus issus des groupes défavorisés et,

soutiennent des arguments contradictoires dans l'interprétation d'un phénomène donné » (Raynaud, 2003, p. 8).

- 5 Notons au passage que le contexte intellectuel et politique au sein duquel le problème de la mesure empirique de l'évolution temporelle des inégalités a vu le jour était certainement particulier (voir Cobalti, 1994, chap. 4 ; Cherkaoui, 1979 ; 1986). Il tenait en effet à l'opposition entre : ceux qui, comme les « techno-fonctionnalistes » (voir Drucker, 1961), les théoriciens de l'« industrialisme libéral » (voir Bell, 1972) ou les théoriciens du capital humain (voir Schultz, 1961) voyaient dans l'instruction un instrument fonctionnel à l'épanouissement personnel, au développement économique et au progrès social ; ceux qui en faisaient en revanche l'une des institutions fondamentales au maintien des hiérarchies sociales (voir Althusser, 1970 ; Baudelot et Establet, 1971 ; Bourdieu, 1973 ; 1979 ; Bourdieu et Passeron, 1964 ; 1970 ; Bowles et Gintis 1973) ; et, ceux qui, comme Boudon (1973a) et (Jencks *et al.*, 1972), soutenaient, bien que sur des bases différentes, que les diplômes scolaires pourraient avoir moins de poids qu'on ne le pense habituellement dans les opportunités individuelles de mobilité sociale.





d'autre part, à la tendance de la distribution des diplômes supérieurs à devenir plus « représentative » de la distribution des groupes dans la population.

C'est précisément là le point qui, de manière plus ou moins explicite, polarisera le débat jusqu'à nos jours. Deux questions sont en effet posées par les résultats avancés dans *L'Inégalité des chances*. Premièrement, est-on en droit de juger de la démocratisation de l'enseignement en se basant sur la proportion accrue d'individus issus des groupes inférieurs atteignant les niveaux supérieurs du système ? Deuxièmement, comparer des proportions au moyen de rapports et de différences est-il suffisant pour juger des évolutions temporelles des inégalités éducatives ?

60

Le sociologue américain Robert Mare (1981) prendra, le premier, explicitement position sur ces questions. Son idée principale était que la stratification éducative dérive de deux composantes : 1) la distribution des diplômes au sens de leur quantité ; 2) les mécanismes d'allocation répartissant les individus à tel ou tel endroit de cette distribution (*ibid.*, p. 72-74). D'après Mare (*ibid.*, p. 86), ces deux composantes doivent être distinguées : l'« inégalité des chances "pure" » ne tient qu'à la seconde de ces deux composantes.

Les conclusions de Boudon seraient alors partielles car des comparaisons simples entre des proportions (pas plus d'ailleurs que des méthodes telles que les techniques de régression linéaire) confondent (« *conflate* », *ibid.*, p. 83) les changements intervenus dans la distribution des diplômes et ceux qui concernent les mécanismes d'allocation sous-jacents à l'association statistique entre le groupe social d'origine des individus et leur diplôme.

Pour pouvoir constater, soutient Mare (*ibid.*, p. 75-76), que les premiers sont effectivement en baisse tandis que les seconds seraient tout simplement inexistantes, il est impératif de recourir à des méthodes statistiques plus puissantes : les techniques de régression logistique, notamment, dont la structure mathématique s'appuie sur la mesure d'association dite *odds ratios*, permettraient de restituer les évolutions de la stratification éducative indépendamment des variations dans la distribution des diplômes.

D'après le sociologue américain, deux types d'inégalité éducative sont donc susceptibles d'être repérés dans les mêmes données : l'un se référant à la quantité d'éducation globalement reçue par les individus, l'autre renvoyant aux avantages relatifs détenus par les différents groupes en fonction de leur accès à ce bien. Le type d'inégalité que le chercheur sera en mesure de saisir dépendra des méthodes statistiques adoptées (Mare 1981, p. 85). À cet égard, une opposition se profile entre, d'une part, les méthodes qui reposent sur des proportions et d'autre part, celles qui s'appuient sur les *odds ratios*, une





mesure qui vise à comparer la réussite éducative d'un groupe donné à celle d'un autre groupe pris comme référence⁶.

(b) Notons que, indépendamment de ce débat sociologique international, mais environ à la même époque, l'historien Antoine Prost (1981) esquisse une distinction analogue entre deux dimensions de l'inégalité éducative. Cet auteur, en effet, tout en dénonçant le caractère ambigu de la notion de « démocratisation de l'enseignement » (*ibid.*, p. 225-228), pose la question suivante : « La démocratisation quantitative, augmentation de la consommation d'enseignement, s'est-elle accompagnée d'une démocratisation qualitative, répartissant les diverses formes d'enseignement de façon plus égale entre les classes sociales ? » (*ibid.*, p. 263). Par-delà des différences de formulation, Prost ira dans la même direction que Mare. Tout en ayant étayé ses analyses empiriques par des rapports entre proportions, avant de se prononcer *in fine* sur l'ampleur du processus de démocratisation, il prend soin de souligner : « Faut-il donc conclure à un échec complet ? Il est difficile de le dire à partir de ces comparaisons de pourcentages, car les uns se rapportent à une population scolaire en expansion rapide, et les autres à une structure sociale changeante » (*ibid.*, p. 429-430)⁷.

L'existence d'une consonance claire entre ces intuitions de Prost et le débat sociologique qui, à la même époque, était en voie de constitution me semble être suggérée par le fait que cette distinction entre « démocratisation quantitative » et « démocratisation qualitative » sera reprise dans la communauté sociologique française par certains auteurs qui inscrivent leurs travaux dans la lignée de Mare (voir Thélot et Vallet, 2000) tout comme, d'un autre côté, critiquée par des chercheurs, qui ne partagent pas, ou pas complètement, son schéma (voir Merle 2000 ; 2002).

(c) C'est d'ailleurs en France que, entre 1984 et 1985, ce débat prend l'allure d'une controverse. Étalés sur plusieurs parutions, huit articles qui se renvoient ouvertement les uns aux autres, paraissent dans la *Revue française de sociologie*.

En dépit des aspects techniques (voir pour cela, Vallet, [1988], puis, Morel, [2003]), deux caractéristiques de cette ramification française de la controverse méritent d'être soulignées.

6 Pour l'heure, ce sont les principes de fond qui m'intéressent. Quand, dans le troisième chapitre, j'utiliserai cette mesure pour décrire l'aspect « relatif » des stratifications éducatives française et italienne, je donnerai quelques détails techniques aussi.

7 Prost (*ibid.*, p. 432) conclura à la coexistence d'un accroissement indéniable de la participation scolaire des moins favorisés et d'un maintien des hiérarchies entre les groupes : « la démocratisation n'a pas fait totalement faillite, mais elle n'a manifestement pas tenu ses promesses ».



La première est que, à partir des conclusions avancées par Boudon dans *L'Inégalité des chances*, le débat français porte principalement sur une discussion des difficultés logiques et mathématiques qui caractérisent l'utilisation des simples proportions pour juger des tendances diachroniques de la stratification éducative. Dès l'article de Combessie (1984), qui montre la possibilité de construire, pour un même tableau de données, un nombre très élevé de comparaisons dont les conclusions diffèrent systématiquement, la plupart des articles successifs se donnent en effet pour objectif de préciser sous quelles conditions de simples proportions peuvent conduire à des résultats cohérents (Florens, 1984 ; Grémy, 1984 ; Prévot, 1985 ; Merllié, 1985). Trois autres discuteront, en outre, l'intérêt des courbes de Lorenz dans la comparaison des inégalités éducatives (Barbut, 1984 ; 1985 ; Combessie ; 1985).

62

Mais, un second élément caractérise cette phase du débat français. Bien que, au cours des échanges, apparaisse très clairement une conception qui fait de l'évolution de l'inégalité éducative un processus qui se situe sur plusieurs niveaux ou dimensions et qui ne peut être saisi, en conséquence, que par des statistiques différentes (Combessie, 1984, p. 248 ; Florens, 1984, p. 255 ; Grémy, 1984, p. 418 ; Merllié, 1985, p. 651), aucun des protagonistes du débat ne fait mention des idées similaires avancées, quelques années plus tôt, aux États-Unis, par Mare. Les allusions à une statistique fondée sur la modélisation des taux logistiques sont loin d'être absentes, mais elles ne débouchent pas, comme c'était le cas dans les articles du sociologue américain, sur l'affirmation nette d'une fécondité de ce type de mesure dans la description de l'évolution temporelle du lien entre « groupe » et « diplôme », indépendamment de l'accroissement de la participation scolaire⁸.

Pour cela, il faudra attendre un article de Vallet (1988) qui, toujours dans la *Revue française de sociologie*, se propose de prolonger le débat qui a eu lieu entre 1984 et 1985. Vallet, sans citer l'article de 1981 de Mare (évoquant cependant Winship et Mare [1984]) y présente les *odds ratios* comme des mesures insensibles aux marges et la régression logistique comme une méthode générale de modélisation de l'évolution temporelle de la stratification éducative (*ibid.*, p. 400 et 405-413). Celle-ci serait à préférer au « modèle

8 Combessie (1984, p. 246-248), par exemple, évoque le « taux logistique ». L'une des définitions qu'il en propose coïncide avec la structure mathématique des *odds ratios*. L'article de Florens (1984), ensuite, discute la notion d'association et de dépendance statistique, et il aborde le problème des effets que les changements des distributions marginales peuvent avoir sur la mesure des évolutions temporelles. Cet aspect est repris dans une partie de l'article de Merllié (1985, p. 644-655). Pour sa part, Grémy (1984, p. 407) évoque, parmi les types de fonction de croissance discutés, une courbe de forme logistique, et Prévot (1985, p. 622-624) en suggère explicitement la modélisation.



linéaire de probabilité », précisément celui dont Mare reprochait l'usage à Boudon (*ibid.*, p. 413-415).

Ainsi pourrait-on croire que le débat français est clos. Comme le remarque Duru-Bellat (2002, p. 38), une lente diffusion de cette mesure quelque peu plus complexe que sont les *odds ratios* s'esquisse désormais en France. Vallet (2003, p. 49) aussi note que « le consensus est aujourd'hui très large sur l'idée que l'échelle logistique peut être considérée comme l'échelle naturelle des proportions (Leridon et Toulemon, 1997, p. 235) ».

Ce serait là un progrès car ces deux classes de mesure – celles sensibles aux variations de la distribution et celles fondées sur les *odds ratios* – renvoient à deux manières différentes de concevoir l'inégalité : les premières tiendraient à l'« égalité des résultats » tandis que les secondes permettent d'évaluer « l'égalité dans ce processus d'allocation des individus aux places existantes » (Duru-Bellat, 2002, p. 37).

En réalité, il n'en est rien. En effet, Morel (2003) reprend les débats rapportés dans la *Revue française de sociologie* – dont l'article de Vallet (1988) aurait constitué, selon Morel, le point de clôture en faveur du « taux logistique » – et se propose de montrer que la suprématie des méthodes de mesure basées sur les *odds ratios* est loin d'être acquise (Morel, 2003, p. 6). Et, d'autres auteurs, comme Merle (2002), Combessie (2004) – auquel Vallet (2007) a, à son tour, ponctuellement répondu – ou Bulle (2005), ont prôné aussi récemment une remise en cause de cette perspective méthodologique.

(d) S'il est donc évident que, pendant près de trente ans, les sociologues français qui se sont penchés sur l'évolution de longue période de la stratification éducative n'ont pas réussi à se mettre d'accord, une opposition similaire entre deux classes de mesures formellement correctes, mais qualitativement différentes, et deux manières de concevoir l'inégalité se retrouve dans d'autres pays, comme l'Italie ou la Grande-Bretagne.

En Italie, la question est abordée, dès 1989, par Cobalti qui dans un article bref et dense, propose un point de vue qui deviendra, par la suite, largement dominant dans ce pays. L'auteur part des conclusions auxquelles Boudon était parvenu dans *L'Inégalité des chances* ; il cite le débat, du moins ses débuts, qui a eu lieu dans la *Revue française de sociologie* au milieu des années quatre-vingts ; et, il connaît le second article de Mare (1981). L'option méthodologique que Cobalti retiendra est précisément celle du sociologue américain. Il estime en effet que les *odds ratios* sont la mesure appropriée pour établir comment la stratification éducative évolue dans le temps, et que les méthodes qui se fondent sur cette mesure doivent être préférées aux autres (Cobalti, 1989a, p. 53-55).



En Grande-Bretagne le chemin a été plus accidenté. La distinction de principe et de méthode avancée par Mare se diffusa certes assez rapidement dans de nombreux travaux empiriques qui concluaient ainsi à la coexistence d'une distribution de l'éducation moins inégalitaire, en raison de l'expansion scolaire, avec une configuration stable au fil du temps des opportunités éducatives, puisque l'augmentation en question aurait concerné tous les groupes sociaux (Heath et Clifford, 1990 ; Heath, Mills et Roberts, 1992). Sur cette base, ces recherches dénoncent d'ailleurs l'efficacité seulement partielle des politiques de réforme éducative mises en place dès la fin de la seconde guerre mondiale.

Mais, les objections ne tardèrent pas à arriver (Saunders, 1996). Puisque les *odds ratios* ne permettraient pas en réalité, selon Saunders, d'isoler les mécanismes d'allocation selon lesquels les individus des différents milieux sociaux se répartissent dans les différents diplômes scolaires, on ne saurait conclure à la stabilité des « opportunités éducatives », et donc soutenir que la société anglaise est loin d'être devenue plus méritocratique. L'argument touche le fond : Marshall, Swift et Robert (1997) écrivent un livre entier pour répondre à ces critiques. Les trois auteurs y réaffirment certes la distinction entre « égalité des résultats » et « égalité des opportunités » – et la distinction correspondante entre « pourcentages » et *odds ratios* (*ibid.*, chap. 2 et 6 et p. 192-194) –, mais ils font aussi par moment une concession essentielle. Ils admettent que, puisque les données empiriques sur lesquelles travaille le sociologue ne portent que sur les « résultats éducatifs », les *odds ratios* ne sauraient pas mesurer directement les opportunités éducatives (*ibid.*, p. 37, 61, 69n et 189).

C'est là un point décisif. Pour la première fois, en effet, on admet qu'il est plus problématique qu'on ne le pensait d'atteindre avec cet outil statistique ce pour quoi il avait été conçu, du moins par Mare : isoler les mécanismes d'allocations susceptibles d'être tenus pour responsables des inégalités d'opportunités éducatives⁹.

9 Il est vrai que cette concession capitale reste peu explicitée dans le texte de Marshall, Swift et Robert. Récemment, mais à l'écart du débat qui nous occupe, Swift (2004, p. 4) a repris de manière plus ciblée ce point dans un passage que je me permets de citer en entier en langue originale : « *But does conventional mobility research tell us even about the distribution of opportunities for movement between positions ? To make claims about the distribution of those opportunities involves a speculative inference. The data used tell us not about the distribution of opportunities as between those of different origins, but about distribution of outcomes. [...] This means that, on their own, measures of association between where people start out and then end up cannot even tell us about the distribution of opportunities for mobility. [...] It is opportunity set that counts. But mobility research tells us nothing about that* ».



(e) Par rapport à ces échanges internes à différentes communautés scientifiques nationales, une étude comparative des évolutions temporelles de la stratification éducative dans treize pays permet ensuite d'évaluer les termes du débat au plan international (Shavit et Blossfeld, 1993)¹⁰.

Blossfeld et Shavit (1993) partent de la thèse que, si les études disponibles (dont celle de Boudon fait partie) ne s'accordent pas sur l'évolution temporelle des inégalités éducatives, c'est parce qu'elles auraient utilisé des méthodes de mesure qui sont sensibles à la manière dont les distributions des diplômes et des groupes sociaux ont changé au cours du temps dans les différents contextes. Il faudrait en revanche, disent-ils (*ibid.*, p. 2-3 et 4), s'adresser à des techniques, telles que celles fondées sur les *odds ratios*, qui permettent de séparer ces modifications des transformations qui concernent directement les processus de sélection et d'allocation des individus aux différents diplômes. Chacune des treize contributions qui composent l'ouvrage – une par pays – a ainsi la même structure : d'abord, on y décrit, par des méthodes de régression simple, l'évolution des inégalités du point de vue de l'expansion de la scolarité ; ensuite, on y étudie, par des modèles de régressions logistiques conditionnés, l'association entre groupe social et diplôme pour différentes transitions scolaires.

Ainsi, la principale étude comparative menée au plan international dans les années quatre-vingt-dix endosse la perspective de Mare fondée sur une dualité des niveaux d'analyses (*ibid.*, p. 11-12). Elle admet, d'une part, qu'il existe deux classes de mesures, chacune étant appropriée pour saisir l'une de ces deux dimensions et, d'autre part, que l'inégalité d'opportunité éducative doit être identifiée à la seconde dimension, car c'est celle-ci qui renvoie aux « processus de sélection et de distribution des étudiants » (*ibid.*, p. 3). Dans un tel cadre méthodologique, l'enquête fait ressortir la stabilité des inégalités (exception faite pour la Suède et les Pays-Bas où celles-ci auraient baissé) et l'inefficacité des réformes politiques.

(f) Contrairement à ce qu'on pourrait croire, ce projet n'est cependant pas le signe d'un accord international à propos du cadre analytique et technique dans lequel la comparaison inter-temporelle des inégalités éducatives doit se faire.

En 1997, en effet, Ottar Hellevik attaque de front les résultats et la perspective méthodologique endossée par cette étude comparative (ainsi

10 Rappelons que ce projet – qui a concerné les États-Unis, l'Allemagne, la Grande-Bretagne, l'Italie, la Suisse, les Pays-Bas, la Suède, le Japon et Taiwan, la Pologne, la Hongrie et la République Tchèque – fut conçu, dès la fin des années quatre-vingts, au sein du « *Research Committee 28 on Social Stratification and Mobility* » (RC28) de l'association internationale de sociologie (Hout et DiPrete, 2006).





que par les études anglaises mentionnées plus haut). Chose remarquable, cet article publié dans *Acta Sociologica* déclenchera un débat dans les pages de cette revue qui peut être considéré comme le pendant du débat français qui s'est déroulé dans la *Revue française de sociologie* entre 1984 et 1988.

Dans son article, Hellevik reconnaît que les désaccords tiennent à la détermination du type de mesures qu'il faut utiliser pour juger de l'évolution des inégalités. Mais, s'il semble admettre, dans un premier temps, que le choix dépend du type de conception que l'on se donne de l'égalité, son argument devient vite plus radical. Il remet en effet complètement en question la position de Mare (1981). Comment est-il possible, se demande-t-il, que les principes d'allocation puissent rester inchangés alors que la distribution des diplômes devient plus égalitaire ? D'après Hellevik, cela n'est tout simplement pas possible (*ibid.*, p. 390 et 392). Pour sa part, « les mesures pertinentes semblent être celles qui comparent la distribution du bien avec la distribution de la population » (*ibid.*, p. 389) : c'est donc aux courbes de Lorenz et à l'indice de Gini qu'il accorde une attention toute particulière¹¹.

66

La réaction ne se fait pas attendre. Deux ans plus tard, Marshall et Swift (1999) répondent à Hellevik en réaffirmant l'existence de différents types d'inégalités. L'erreur de Hellevik est, selon eux, de vouloir restreindre la comparaison inter-temporelle des inégalités à la seule dimension de la distribution des diplômes (*ibid.*, p. 246). La dimension de la « distribution des opportunités » – décrite par les mesures fondées sur les *odds ratios* – est en réalité, selon Marshall et Swift, tout aussi importante. Mais, eux aussi, bien qu'ils affirment par moment qu'il n'y a pas de raisons de privilégier l'un ou l'autre type d'inégalité, déclarent en conclusion, tombant ainsi, me semble-t-il, dans l'excès symétrique à celui qu'ils reprochent à Hellevik, qu'« il y a des bonnes raisons sociologiques et normatives pour s'intéresser spécifiquement à ce type particulier d'inégalités » (*ibid.*, p. 248).

Dans sa réponse ultérieure, Hellevik (2000) ne fera que radicaliser davantage son point de vue. Par-delà la négation du bien-fondé de la distinction entre une « inégalité dans la distribution des opportunités » et une « inégalité dans la distribution des résultats », c'est sa critique des *odds ratios* qui se précise. Hellevik attaque de front la propriété fondamentale qu'on leur prête – l'insensibilité aux marges –, et il note que les sociologues anglo-saxons de la stratification ont étendu au-delà du licite sa signification, pourtant précise dans la littérature statistique, de telle manière qu'elle n'a plus aucun sens

11 Ainsi, sur ce point, Hellevik retrouve indépendamment la proposition méthodologique que Barbut (1984 ; 1985) avait avancée plus de dix ans auparavant au cours du « débat français ».





défendable. À cet égard, Hellevik parle de « mystère log-linéaire » (*ibid.*, p. 82), et il fait valoir, contre Marshall et Swift, que les méthodes qu'ils emploient sont censées capter les mécanismes d'allocation des étudiants indépendamment des distributions marginales, sans qu'ils n'aient jamais pour autant discuté ces mécanismes.

Pour le sociologue intéressé à la construction de « modèles générateurs », le point est décisif : Hellevik précise en effet que les défenseurs des *odds ratios* devraient être en mesure de produire « un modèle d'un mécanisme qui engendre un changement dans les résultats éducatifs en l'absence de toute variation des principes d'allocation » (*ibid.*, p. 83).

Ces positions de Hellevik sont partagées par Ringen (2000). Selon lui aussi, ses collègues anglais se limitent à l'utilisation d'une seule mesure et demandent à celle-ci « de faire plus qu'elle ne peut » (*ibid.*, p. 84). Le caractère stérile de la discussion est admis par Marshall et Swift (2000) qui rebondissent à leur tour sans rien changer à leur position. Ils réaffirment un point de vue orthodoxe sur les *odds ratios* selon lequel ces mesures seraient insensibles aux distributions marginales et constitueraient, en cela, les meilleures mesures des mécanismes d'allocation responsables des inégalités d'opportunités éducatives (*ibid.*, p. 85).

Bien qu'inféconde, la polémique ne s'arrête pas. Kivinen, Ahola et Hedman (2001) prennent en effet parti contre Hellevik à travers une analyse de données finlandaises au moyen des *odds ratios* (l'un des paragraphes de l'article est significativement intitulé « deux écoles, deux outils de mesure, deux interprétations »). Dans sa réponse, Hellevik (2002) continue d'insister sur les ambiguïtés de la notion d'« insensibilité aux marges » et sur l'interprétation extensive – en cela injustifiée – que les sociologues de la stratification en donnent (*ibid.*, p. 158). La contre-réponse de Kivinen, Ahola et Hedman (2002) est quelque peu décevante. Ils considèrent en effet que le défi lancé par Hellevik à propos de la modélisation d'un mécanisme susceptible de produire à la fois des changements et de la stabilité relève de la spéculation (*ibid.*, p. 160).

Plus intéressant est en revanche le dernier article paru dans le cadre du « débat scandinave »¹². Marks (2004) a en effet signalé, par des simples exemples numériques, qu'il n'y a aucune raison de penser que les *odds ratios*

12 Mais, le débat n'est peut-être pas clos. Ringen (2007, appendice A) a récemment proposé une nouvelle vue d'ensemble du débat et des critiques que l'on peut adresser à la perspective centrée sur les *odds ratios*. Une session entière de la conférence du « Research Committee 28 on Social Stratification and Mobility » (RC28) de l'association internationale de sociologie qui a eu lieu à Brno les 24-27 mai 2007 a été consacrée à la discussion des positions de Ringen et de Hellevik (cf. <http://www.soc.cas.cz/rc28/>).



constituent en principe une mesure moins exposée aux contradictions que les simples pourcentages. À la différence de beaucoup de protagonistes de la controverse, Marks défend ainsi une position équilibrée selon laquelle il ne serait pas prudent de s'appuyer exclusivement sur des mesures d'association pour juger de l'évolution temporelle de la stratification éducative. Ce qui rappelle le point de vue proposé par Lampard (2000, p. 12) qui, à l'écart du « débat scandinave » proprement dit (l'auteur cite néanmoins explicitement la position de Hellevik) défend l'indice de Gini sans pour autant exclure l'utilité de mesures fondées sur les *odds ratios*.

Ainsi, après plus de trente ans de débats, il paraît toujours difficile de trancher entre deux conceptions de la stratification éducative et deux classes de mesures de ses transformations temporelles.

68 Savoir que les difficultés posées par la comparaison empirique inter-temporelle des inégalités ne datent pas de nos jours peut rassurer. En 1887, par exemple, Pareto affirmait déjà : « Quel sens doit-on donner au terme : diminution des inégalités des revenus ? Monsieur Sorel fait à ce sujet de fort bonnes observations. Il vaut mieux éviter ce terme ambigu » (*ibid.*, p. 261). Ce constat n'aide cependant pas à comprendre la source de ces ambiguïtés. Sen (1992, p. 74, 139 et 187) en indique peut-être une lorsqu'il note que la notion d'inégalité est complexe car elle présente un contenu à la fois descriptif et normatif. Puisque des plans différents de la réflexion se superposent, la constitution d'accords stables peut devenir vite impossible. Ce serait donc là une question d'affrontement idéologique, comme c'était le cas pour la controverse évoquée à l'instant qui opposa Pareto à Sorel à la fin du XIX^e siècle (voir Barbut, 2003a, p. 249). À mes yeux, une seconde raison, probablement plus décisive, explique les difficultés éprouvées dans l'analyse empirique des inégalités éducatives. Ce domaine est, à n'en pas douter, investi idéologiquement ; mais il est surtout théoriquement pauvre. En effet, comme je l'ai suggéré plus haut, la sociologie quantitative de la stratification sociale et éducative s'est construite dans un contexte dans lequel la querelle technique et la description empirique priment. Beaucoup moins d'attention a en revanche été accordée à la construction, à la formalisation et à l'étude déductive de « modèles générateurs ». Aucune énergie n'a non plus été consacrée au développement d'outils adéquats pour mettre en œuvre de tels modèles. Si tel avait été le cas, on aurait probablement pu penser qu'un même ensemble de mécanismes pourrait fort bien être à l'origine de la pluralité des dimensions qui composent l'inégalité, telle que, avec toutes ses contradictions éventuelles, elle se présente d'emblée à l'observateur dans les données empiriques.

« MODÈLES GÉNÉRATEURS » ET DIMENSIONS DE LA STRATIFICATION ÉDUCATIVE

Pour avancer dans l'analyse descriptive et explicative de la stratification éducative, je suggère une solution qui repose sur trois idées principales : 1) les données empiriques habituellement disponibles constituent une structure qui peut être décrite de points de vue différents ; 2) la tâche de la sociologie quantitative de la stratification éducative devrait être de construire, au plan théorique, un modèle générateur unique de ces données qui soit capable d'engendrer leurs différents aspects ; 3) pour le mettre en œuvre, il faudrait, sous l'angle technique, un véritable dispositif de production de données qui soit extérieur aux données empiriques à expliquer.

Le point (1) mérite certainement une justification car, comme nous l'avons vu au paragraphe précédent, le débat sur la mesure des évolutions des inégalités en longue période tient, en grande partie, à l'affirmation de la priorité de la dimension qui se ramène à la « distribution des résultats » (voir Hellevik, 2000 ; 2001 ; Ringen, 2000) contre l'affirmation de la plus grande importance de la dimension de l'« inégalité des opportunités » (voir Marshall et Swift, 1999, p. 248 ; 2000, p. 85).

Le caractère multidimensionnel de la stratification éducative – au sens ici de l'égalité légitimité des points de vue adoptés pour observer les données – me paraît un principe de recherche irremplaçable. L'instruction, comme d'ailleurs tout autre « bien » constituant un vivier potentiel d'inégalités, peut certainement être étudiée sous deux aspects différents, au moins. D'une part, eu égard à la « morphologie » de sa distribution. En schématisant, on peut dire que l'on pose alors des questions du type « combien ». En ce sens, dans la mesure où la comparaison entre les individus ou entre les groupes est mise entre parenthèses, on peut également parler ici de dimension « absolue » de l'inégalité. D'autre part, on peut tout aussi légitimement décomposer la distribution de l'instruction en sous-groupes afin de déterminer la situation de tel groupe relativement à tel autre. Dans mon vocabulaire schématique, on pose alors des questions, non pas du type « combien », mais du type « combien de plus ou de moins ». C'est pourquoi, puisque l'étude des « portions relatives » est mise au premier plan, on pourra parler ici de dimension « relative » de l'inégalité¹³.

13 Béteille (1977, p. 31-32 et 70 et chap. 4), Goldthorpe (1972, p. 344), Dahrendorf (1968, p. 155), De Lillo et Schizzerotto (1988, p. 13 et 29-38) ou Pisati (2000, p. 15-16), entre autres, insistent sur la distinction entre un aspect « absolu » et un aspect « relatif » de l'inégalité. Au plan normatif, la distinction renvoie à deux conceptions de l'égalité bien présente dans l'histoire politique et juridique de l'État moderne (voir Flora et Heidenheimer, 1981) : l'« égalité des résultats », d'une part, et l'« égalité des opportunités », d'autre part. Se



Principalement pour trois raisons, me semble-t-il, il serait alors illégitime, du point de vue descriptif comme explicatif, de hiérarchiser ces deux dimensions de la stratification éducative.

Premièrement, une telle distinction entre, d'une part, la distribution des diplômes et, d'autre part, les opportunités éducatives relatives n'a de sens que pour le sociologue intéressé à l'analyse des régularités sociétales. Aux yeux des acteurs, en revanche, elle pourrait paraître fort peu pertinente¹⁴. Deuxièmement, les opportunités éducatives relatives ne sont atteintes que fictivement : on en infère toujours la structure à partir de données qui portent sur la distribution des résultats. De ce point de vue, on ne peut pas démontrer que les premières relèvent d'un niveau d'analyse plus profond (et, donc, plus pertinent ou essentiel) que la seconde. En conséquence, et c'est là un troisième argument décisif, il est *a fortiori* incongru de penser les opportunités éducatives relatives, telles qu'elles sont mesurées par les *odds ratios*, comme reflétant les mécanismes inégalitaires mieux que les « résultats ». Aucune mesure statistique réalisée sur les données empiriques dont on dispose habituellement ne saurait révéler ces mécanismes car ils ne sont pas observables. Et puisque les données portent sur des distributions « absolues », on ne peut pas non plus affirmer que les *odds ratios* se limitent à saisir les effets de tels mécanismes : cette classe de mesures ne saurait pas davantage permettre de le faire que d'autres statistiques¹⁵.

Or, les dimensions principales de la stratification éducative qui ont polarisé le débat sur la mesure de ses évolutions temporelles étant ramenées à leur « juste » statut – de simples points d'observation également légitimes sur les données empiriques –, les points (2) et (3) de ma proposition devraient pouvoir s'accepter plus aisément.

Il en découle un procédé de recherche – voir annexe 1, fig. 5 – selon lequel l'on décrit d'abord les données empiriques tant sous l'angle « absolu » que « relatif ». Les mesures fondées sur les pourcentages, d'une part, et les mesures

limitant aux sociologues, on retrouve ces concepts, entre autres, dans Breen et Goldthorpe (2001), Cherkaoui (2001), Goldthorpe (1996), Green (1988), Haller (1993), Marshall, Robert et Swift (1997, chap. 2 et 7), Savidan (2007).

- 14 Cet argument fit partie des critiques qui conduisirent à l'abandon de la distinction entre une « mobilité structurelle » et une « mobilité pure » en faveur de celle entre une « mobilité absolue » et une « mobilité relative » (voir Goldthorpe, Llewellyn et Payne, 1980, p. 74 ; Erikson et Goldthorpe, 1992, p. 58). Récemment, il a cependant été à nouveau mobilisé pour contester la pertinence de ce deuxième point de vue aussi (voir Noble 2001).
- 15 Je retiens donc ici la critique de Hellevik (2000 ; 2002) et de Ringen (2000). Comme je l'ai souligné dans le paragraphe précédent, les sociologues anglo-saxons travaillant dans la lignée de Mare semblent cependant commencer à admettre ces deux derniers points (voir Marshall, Swift et Robert, 1997, p. 37, 61, 69n et 189 ; Marshall et Swift, 1999, p. 249, n. 4 ; Breen, 2004, p. 20 ; Swift, 2004, p. 4).





fondées sur les *odds ratios*, d'autre part, sont ici tenues pour les outils les plus appropriés pour décrire, respectivement, le premier et le second aspect. Il s'agit ensuite de construire un modèle générateur qui soit à même de faire de la distribution des diplômes et de la configuration des opportunités relatives les deux manifestations d'un seul et même ensemble de mécanismes.

Puisque de tels mécanismes, comme on l'a vu au chapitre 1, sont inobservables, le sociologue soucieux de les comprendre devra élaborer théoriquement leur configuration et se doter d'outils appropriés pour déduire toutes les conséquences de leur comportement. Quant au premier point, la seule contrainte est de respecter la forme analytique de base d'un modèle générateur : l'individualisme méthodologique complexe. Quant au second, la simulation informatique de la vie d'un système multi-agents qui traduit le modèle générateur représente une solution viable. Elle permet de produire des structures de données théoriques qui peuvent être confrontées avec les données empiriques analysées dans la phase descriptive. S'il existe une homologie de structure entre ces deux séries de données, l'on pourra avancer une présomption de validité en faveur des hypothèses génératives constitutives du modèle.

Cette proposition pour résoudre la controverse concernant la stratification éducative rencontrera certainement des résistances.

Comme je l'ai déjà rappelé, Hellevik (2000 ; 2002) a attaqué les sociologues anglo-saxons et l'orthodoxie internationale (du moins, telle qu'il la perçoit) en objectant que personne n'a jamais produit la moindre preuve de l'existence de ces mécanismes qui génèrent des tendances temporelles contradictoires. Il demande, en effet : « comment est-il possible d'avoir, comme Marshall et Swift l'affirment, un mécanisme d'allocation stable et, dans le même temps, une distribution des positions allouées plus égalitaire ? Je défie les auteurs de fournir un modèle quelconque d'un mécanisme d'allocation capable d'une telle prouesse » (Hellevik, 2000, p. 83). En raison de la complexité des processus réels, Hellevik ne propose que ce qui suit : « il est pour moi évident que la stabilité ou le changement des mécanismes inconnus d'allocation doivent être inférés à partir des informations concernant la stabilité ou le changement de la distribution des résultats à travers les classes ».

Une telle inférence est tout aussi inacceptable, de mon point de vue, que celle des auteurs – critiqués par Hellevik – pour qui les mécanismes doivent être inférés à partir de l'étude des « opportunités », telles qu'elles seraient mesurées par les *odds ratios*. Je crois en revanche que, afin de mettre fin à la controverse sur la comparaison inter-temporelle des inégalités éducatives, nous n'avons d'autre solution que de nous engager sur la voie d'une modélisation formelle,



directe et explicite de ces mécanismes. La suite de cet ouvrage s'efforce de montrer que cette ligne de recherche est parfaitement viable et qu'elle mérite plus d'attention qu'on ne lui a accordé jusqu'à présent.

THÉORIE ET MÉTHODES : DES SIGNES INÉGAUX DE CHANGEMENTS

Des évolutions non homogènes existent en effet dans la littérature internationale récente en matière de sociologie quantitative de la stratification sociale et éducative. Alors que les modalités de construction de la théorie semblent commencer à se rapprocher de la sociologie qualifiée d'« analytique » au chapitre précédent, les méthodes restent prisonnières des « modèles statistiques » traditionnels. Ce décalage risque de compromettre l'enclenchement d'une dynamique vertueuse entre la construction de « modèles générateurs » et leur mise en œuvre.

72

Acceptation du raisonnement par les « mécanismes générateurs »

Du point de vue théorique, le sentiment de la nécessité d'un nouvel élan explicatif gagne ce domaine de recherche (Breen et Jonsson, 2005, p. 236 ; Goldthorpe, 2000, p. 231). Le consensus sur le type de théorisation à poursuivre s'affermi. L'objectif affiché est de jeter les fondements microsociologiques des régularités empiriques observées (Jonsson, 2004, p. 226). Pour réaliser cet objectif, on accepte plus fréquemment de s'appuyer sur une approche actionniste ainsi que sur le concept de « mécanisme générateur » (voir Breen et Jonsson, 2005 ; Grusky, 2001c, p. 25 ; Goldthorpe, 2005).

Sur ces points, les études de la stratification éducative me semblent les plus avancées. Depuis la fin des années quatre-vingts, en effet, nombreuses ont été les propositions théoriques qui sont allées dans le sens d'un modèle d'inspiration actionniste construit plus ou moins explicitement autour du concept de mécanisme générateur (voir Breen et Goldthorpe, 1997 ; Gambetta, 1987 ; Goldthorpe, 2000, chap. 8 ; Jonsson et Erikson, 2000 ; Raftery et Hout, 1993, p. 57-60). La stratification éducative y est conçue comme le résultat agrégé de décisions scolaires individuelles rationnelles différemment contraintes. Parmi les facteurs contraignants, figure essentiellement le groupe social d'origine des acteurs : il influencerait les évaluations des coûts, des bénéfices et des risques que ces derniers formulent à l'égard des investissements éducatifs. Bien plus rarement, l'on considère en revanche le rôle que le groupe des pairs et/ou le réseau de relations accessibles aux familles jouent dans la genèse des décisions scolaires (voir Ballarino et Bernardi, 2001 ; Jaeger, 2007 ; voir aussi Coleman, 1988).



Par-delà les différences qui existent entre les variantes du modèle, l'accord autour de l'hypothèse de rationalité permet de parler de la constitution d'une véritable « approche du choix éducatif rationnel » (voir Manzo, 2004). La rationalité en question est évidemment une « rationalité limitée » tant d'un point de vue situationnel (Popper, 1967) que procédural (Simon, 1979). Les décisions scolaires seraient plutôt des « fantaisies rationnelles » (voir Morgan, 1998, p. 157).

Cette perspective théorique inspire d'ailleurs, depuis quelques années, des travaux qui visent à démontrer son fondement empirique (voir Ballarino et Bernardi, 2001 ; Becker, 2003 ; Breen et Yaish, 2006 ; Davies, Heinesen et Holm, 2002 ; Hillmert et Jacob, 2003 ; Jaeger, 2007 ; Mastekaasa, 2006 ; Need et de Jong, 2000 ; Schizzerotto, 1997 ; Stocké, 2007 ; voir aussi Cobalti, 1992). La visibilité que cette approche a désormais atteinte est aussi démontrée par les recherches qui tentent d'en infirmer la pertinence. Aussi bien Esping-Andersen et Mestres (2003) que Nash (2003) ont ainsi critiqué la place négligeable que les différentes versions du modèle accordent au processus de socialisation pour la réussite scolaire individuelle¹⁶.

Une partie de la littérature récente revient ainsi à des idées théoriques plus anciennes. Comme on le reconnaît désormais au plan international (Becker, 2003, p. 3 et n. 15 ; Goldthorpe, 2000, p. 169 ; Jonsson et Erikson, 2000, p. 348 ; Raftery et Hout, 1993, p. 59), on doit, en effet, à Boudon (1973a) la première formulation d'une théorie de la stratification éducative fondée sur l'hypothèse de la rationalité des décisions scolaires et ayant pour objectif de « décrire les mécanismes générateurs des inégalités devant l'enseignement » (*ibid.*, p. 11).

Mais, bien que moins structurés et patents, certains signes de la présence de la notion de « mécanisme générateur » sont également repérables dans d'autres secteurs de la sociologie quantitative de la stratification.

C'est le cas, premièrement, dans l'étude des inégalités d'accès au marché du travail. À ce sujet, l'article de Reskin (2003) me paraît particulièrement significatif, par son ambition programmatique. La sociologue américaine y affirme que seule l'adoption de l'analyse par les mécanismes pourra réduire le décalage qui existe dans ce domaine entre la sophistication technique et le pouvoir explicatif des recherches empiriques. Notamment, des mécanismes « infrapsychiques », « interpersonnels », « sociétaux » et « organisationnels » devraient, selon elle, être systématiquement modélisés (*ibid.*, p. 8-14). Les

16 Pour un bilan récent sur la portée de la théorie dite « du capital culturel » (Bourdieu et Passeron, 1964 ; 1970), le lecteur peut se reporter au débat suscité dans les pages de *Sociologica* par l'article de Goldthorpe (2007).



analyses de la mobilité intragénérationnelle, deuxièmement, ressentent de plus en plus l'exigence d'une meilleure compréhension des mécanismes générateurs des changements de profession (voir Rosenfeld, 1992). Enfin, les études quantitatives de la mobilité sociale intergénérationnelle commencent aussi à s'ouvrir à une forme de théorisation en termes d'« action rationnelle » et de mécanismes générateurs. Par-delà les différences d'accents, Logan (1996), Pisati (1997), Goldthorpe (2000, chap. 11) ou Jonsson (2004, p. 226-229) ont tous attiré l'attention sur la nécessité d'avancer dans la conceptualisation de l'enracinement microsociologique de la structure sociétale de la fluidité sociale.

Ainsi, le temps paraît avoir donné raison à Boudon (1976, p. 1187) qui, dans l'échange avec Hauser (1976), concluait sa réplique ainsi : « [...] *we must go beyond the statistical relationships to explore the generative mechanisms responsible for them. This direction has a name : theory. And a goal : understanding. That is why I claim the right of deviance from "standard representations"* ».

74

Réticences à l'égard des méthodes de simulation

Pourtant, les potentialités dont ce changement d'optique est porteur pourraient rester inexploitées. Les méthodes adoptées dans les études quantitatives récentes de la stratification sociale et éducative n'ont en effet pas suivi un mouvement de renouveau semblable à celui qui s'esquisse au plan de la construction théorique.

J'ai suggéré dans le chapitre précédent que le support technique le plus adéquat pour des modèles théoriques conçus en termes de mécanismes générateurs doit être recherché dans les techniques de simulation. En raison de leur infrastructure informatique, les systèmes multi-agents, en particulier, fournissent une solution optimale pour construire des « sociétés artificielles » au sein desquelles il devient possible d'observer l'évolution du comportement des acteurs et de leurs interactions en fonction de mécanismes clairement et entièrement spécifiés *a priori*.

Or, la sociologie quantitative de la stratification n'a pas encore articulé les méthodes statistiques traditionnelles avec ce type de technique de simulation. Non que la simulation soit complètement absente de ce domaine : on en trouve des utilisations, par exemple, chez Bulle (1996 ; 1999), chez Hillmert et Jacob (2003, p. 326-333), chez Logan (1996, p. 186-190), chez Hellevik (1997) ou chez Jones, Wilson et Pittelkow (1990, p. 196-199, 203 et 208-209). Toutes ces applications utilisent cependant la simulation simplement pour estimer certains paramètres qui ne peuvent être estimés que de cette



façon. L'on est donc ici bien loin d'un usage de la simulation permettant d'étudier de façon dynamique le comportement d'un ensemble d'entités évoluant dans le temps selon des règles comportementales et d'interaction précises.

Les formes de simulation à la fois les plus puissantes et les plus souples pour mettre en œuvre des « modèles générateurs » restent largement méconnues dans la sociologie quantitative de la stratification¹⁷. Dans tous les travaux récents qui tâchent de donner une assise empirique aux ambitions théoriques de micro-fondation en termes d'« action rationnelle » et de mécanismes générateurs, on reste dans le cadre de l'analyse statistique traditionnelle, bien que sous des versions raffinées d'analyse log-linéaire et logistique. L'utilisation du langage des mécanismes n'est, pour ainsi dire, qu'artificielle.

Dans les cas plus simples, en effet, on analyse d'abord les données empiriques et, ensuite, on formule verbalement des hypothèses sur le foyer de mécanismes ayant pu engendrer les régularités statistiques décelées (voir Hout et Raftery, 1993 ; Jonsson et Erikson, 2000). Dans des cas plus élaborés, en revanche, on établit d'abord les conséquences qui devraient suivre l'existence d'un ensemble de mécanismes, et, ensuite, on détermine si des effets statistiquement significatifs sont présents pour les variables qui se rapportent à ces conséquences (voir Breen et Yaish, 2006 ; Davies, Heinesen et Holm, 2002 ; Jaeger, 2007 ; Jonsson, 2004 ; Mastekaasa, 2006 ; Pisati, 1997 ; Pisati et Schizzerotto, 2004 ; Schizzerotto, 1997). Dans les cas les plus raffinés, enfin, cette démarche est encore mieux articulée grâce à des procédures d'estimation organisées en plusieurs étapes (Ballarino et Bernardi, 2001 ; Becker, 2003 ; Need et de Jong, 2000 ; Stocké, 2007).

Mais, quelle que soit la variante retenue, ces analyses sont incapables de démontrer de façon directe que la configuration agrégée de la stratification des diplômes et/ou des groupes socioprofessionnels émerge dynamiquement de la composition de comportements individuels. Si les interactions sociales sont introduites dans l'analyse, cette difficulté s'amplifie. Les procédures évoquées ne peuvent en effet ni représenter ni étudier des populations d'acteurs interdépendants qui évoluent dynamiquement.

17 Bien loin du contexte théorique du *mainstream* de la sociologie quantitative de la mobilité, l'article récent de Bruch et Mare (2006) mérite d'être signalé. Les auteurs y étudient à l'aide de simulations multi-agents les niveaux de ségrégation spatiale engendrés par des spécifications différentes des préférences « ethniques » des acteurs. Rappelons également les articles de Duong et Reilly (1995) et de Fararo et Butts (1999, p. 48-64) qui adoptent des langages de programmation informatique « orientés-objet » pour formaliser des hypothèses génératives sur la stratification culturelle.



Il n'est nullement mon intention de nier l'importance de ces procédures de contrôle empirique que j'ai moi-même empruntées ailleurs (Manzo 2006a). Il est en effet nécessaire d'accumuler des preuves empiriques sur l'existence de relations statistiquement significatives à grande échelle entre les variables qui opérationnalisent les concepts principaux des théories mobilisées.

L'objectif de mon travail est différent. Il s'agit d'explorer les pistes de recherche ouvertes par une technique de simulation informatique qui permet d'avancer là où l'analyse statistique de données individuelles et, *a fortiori*, écologiques perd en flexibilité : l'analyse déductive d'ensembles complexes d'hypothèses sur les boucles récursives qui relient des actions, des interactions et des agrégats sociaux.

C'était là l'intuition novatrice de Boudon (1970 ; 1971 ; 1973a) : engendrer des données déductivement à partir d'un enchevêtrement des mécanismes postulés sur le plan théorique¹⁸.

76

Cet ouvrage a donc pour ambition de relever ce défi en s'appuyant sur les avancées méthodologiques les plus récentes. Les systèmes multi-agents permettent en effet désormais de formaliser des représentations détaillées tant des acteurs que de leurs interactions, et d'en étudier l'évolution. Ainsi, par une application à l'analyse des stratifications éducatives française et italienne d'un parcours – résumé dans la figure 5 (voir annexe 1) – qui intègre l'« analyse statistique », la construction de « modèles générateurs » et les méthodes de simulation, j'espère pouvoir montrer que, si la « sociologie computationnelle » parvient à donner une assise à la « sociologie analytique », la sociologie quantitative de la stratification sociale et éducative pourra franchir le pas qui la sépare encore d'une sociologie véritablement explicative.



Ce deuxième chapitre a déplacé ma réflexion de la sociologie générale à une sociologie spécialisée, la sociologie de la stratification. En son sein, les études quantitatives de la mobilité sociale et de la stratification éducative qui ont proliféré depuis les années cinquante ont retenu tout particulièrement mon attention. L'objectif du chapitre était de relire ce domaine de recherche spécifique à la lumière du programme de recherche, construit au cours du chapitre précédent, qui propose de développer une interface entre l'analyse statistique, la construction de « modèles générateurs » et leur mise en œuvre par la simulation informatique, en particulier de type « multi-agents ».

¹⁸ Dans le domaine de la mobilité sociale, Andorka (1976), Fararo et Kosaka (1976), et, plus récemment, Moretti (2004) constituent autant de tentatives louables mais incomplètes de poursuivre cet objectif.



Ce point de vue m'a permis tout d'abord de voir que la pauvreté théorique de la sociologie quantitative de la stratification sociale et éducative s'identifie à la rareté de modèles formels de « mécanismes » clairement spécifiés visant une décomposition analytique de la genèse des régularités empiriques décrites. Le concept de modèle générateur m'a permis de voir en outre que, parmi ces mécanismes, une classe spécifique a été tout particulièrement occultée : celle qui se réfère aux structures d'interdépendance et d'interaction multiples qui relient les acteurs.

Si les chercheurs s'étaient systématiquement engagés dans ce type de théorisation, les recherches quantitatives en matière de stratification sociale auraient probablement pu atteindre un meilleur niveau d'articulation entre théorie et recherche ainsi que faire l'économie d'un bon nombre de controverses.

Celle qui porte sur le « bon » niveau d'analyse et le « bon » indicateur de l'évolution temporelle des inégalités éducatives a tout particulièrement retenu mon attention. Pour dépasser cette controverse, j'ai proposé de considérer deux conceptions de la stratification éducative (points de vue « absolu » et « relatif ») et deux manières de la mesurer (proportions et *odds ratios*) qui se sont affrontées sur plus de trois décennies comme deux manières également légitimes de regarder et de décrire les données empiriques. La tâche véritable qui incombe à la sociologie quantitative de la stratification éducative est de montrer qu'un modèle générateur unique peut produire ce que nous retrouvons dans les données, quel que soit le point de vue adopté. Pour ce faire, j'ai insisté sur la nécessité de théoriser ces mécanismes et d'en animer l'action par des méthodes appropriées de simulation. Ceci me paraît la seule voie pour démontrer de manière convaincante que les régularités empiriques décelées (en coupe transversale ainsi que du point de vue diachronique) relèvent, si contradictoire que cela puisse paraître, du point de vue descriptif, d'une même et unique logique de production. La figure 5 (annexe 1) montre que cet ouvrage peut se lire entièrement comme la tentative d'apporter cette preuve.

J'ai terminé ce second chapitre en notant qu'un mouvement théorique attentif à la « micro fondation » de l'explication et soucieux de se distancier d'une approche uniquement descriptive s'ébauche actuellement en sociologie quantitative de la stratification sociale et éducative. Une contradiction caractérise cependant ce mouvement de renouveau : la tentative de renforcer le versant explicatif des analyses tout en restant dans le cadre des méthodes statistiques traditionnelles. Comme les « modèles statistiques » multivariés sont profondément réfractaires à la formalisation et à l'analyse déductive de



faisceaux d'hypothèses reliant actions, interactions et structures, ce projet a peu de chances d'aboutir.

Ma thèse est que seule une combinaison systématique de la description par les variables, de la construction de « modèles générateurs », et de l'étude de leur fonctionnement par la simulation informatique peut provoquer un véritable renouveau de la sociologie quantitative de la stratification. La suite de ce travail démontrera que ce qui paraît possible théoriquement est également viable et fructueux sur le plan empirique.

PARTIE II

Stratifications éducatives et systèmes scolaires en France et en Italie



La stratification éducative en France et en Italie dans les années 1990

Ce chapitre expose une série d'analyses empiriques, qui décrivent la stratification éducative en France et en Italie dans les années quatre-vingt-dix dans sa double dimension absolue et relative. J'aborde ici la première phase de ma recherche, qui consiste à dégager des régularités systémiques suffisamment structurées pour permettre dans un second temps d'en modéliser les mécanismes générateurs¹.

Je vais d'abord analyser les données en termes absolus (§ I). Reprenant un schéma d'analyse classique des études de mobilité sociale (voir Erikson et Goldthorpe, 1992a, p. 55 ; Cobalti, 1995, chap. 3), je décrirai : a) la quantité et la distribution des diplômes : la « morphologie » éducative ; b) les niveaux éducatifs les plus fréquemment atteints par les membres des différents groupes sociaux : les « destinées éducatives » ; c) le degré d'hétérogénéité sociale des différents diplômes : le « recrutement social » des diplômes.

Je considérerai ensuite les données sous l'angle relatif (§ 2). La comparaison entre les niveaux éducatifs des individus issus de différents milieux sociaux

1 Les données analysées dans ce chapitre sont issues, pour la France, de l'*Enquête Formation-Qualification Professionnelle* (FQP) réalisée en 1993 par l'INSEE (voir <http://www.cmh.acsdm2.ens.fr/enquetes/enqfqp.php>), et, pour l'Italie, de la seconde vague de l'enquête dite *Indagine longitudinale sulle famiglie italiane* (ILFI) réalisée en 1999 par un consortium d'universités italiennes (voir <http://www.sociologiadip.unimib.it/ilfi/>). En raison des particularités de la procédure d'échantillonnage, j'ai traité les données françaises après les avoir pondérées (voir Vallet, 2004b). Afin de rendre aussi significative que possible l'analyse comparée de ces données, j'ai recodé les nomenclatures française et italienne des groupes socioprofessionnels et des diplômes dans une classification commune. En raison de leur fondement empirique (voir Evans et Mills, 1998 ; 2000) ainsi que de leur reconnaissance au plan international (Grusky, 2001b, p. 14448 ; Breen et Jonsson, 2005, p. 230 ; Muller, 2001, p. 9920), j'ai opté pour les nomenclatures dites CASMIN (voir pour les groupes, Goldthorpe, Llewellyn et Payne [1980, p. 39-42] ; Erikson et Goldthorpe [1992a, p. 35-47] ; Breen [2004, p. 9-14] ; et, pour les diplômes, Muller, Luttinger, König et Karle [1989] ; Muller et Karle [1993] ; Brauns et Steinman [1997]). Pour rendre mon texte plus lisible, j'adopterai cependant la convention suivante : les étiquettes synthétiques des catégories CASMIN seront maintenues tandis que je substituerai leurs intitulés détaillés en anglais avec le nom en français de quelques métiers ou diplômes typiques.

sera ici centrale : il s'agira d'étudier les « opportunités éducatives relatives » du point de vue de leur « ouverture ». Pour désigner cet aspect « relatif » de la stratification éducative, je propose, par analogie avec les études de la mobilité sociale (Breen, 2004, chap. 1 ; Vallet, 1999), la notion de « fluidité éducative ».

L'une des préoccupations centrales de ce premier groupe d'analyse en coupe transversale concerne le degré d'inégalité éducative différentiel observable à la fin des années quatre-vingt-dix entre l'Italie et la France. Une abondante littérature historique et, plus récemment, sociologique a en effet insisté sur la singularité du parcours italien d'entrée dans la « modernité ». L'on a même parlé d'une « modernisation inégale » (Chiesi et Martinelli, 2002) pour rendre compte du caractère hétérogène et, somme toute, tardif du développement économique (Bagnasco, 1988, p. 13-30) et politique (Sciolla, 2004) de l'Italie au cours du xx^e siècle.

82

Une seconde préoccupation est en revanche d'ordre méthodologique. Une partie de la description de la « fluidité éducative » en France et en Italie consistera en effet en une analyse statistique de type particulier de sa structure. Le but ultime de cette opération est de montrer sur un exemple concret l'incapacité de l'approche statistique, si sophistiquée soit-elle, à accéder à la modélisation par les mécanismes générateurs. Apparemment triviale, cette application vise ainsi à démontrer le bien-fondé de ma thèse selon laquelle il est impératif de conduire l'analyse quantitative des phénomènes inégalitaires en complétant les techniques statistiques traditionnelles par le recours à d'autres méthodes.

MORPHOLOGIE, DESTINÉES ÉDUCATIVES ET RECRUTEMENT SOCIAL DES DIPLÔMES

Du point de vue absolu, les données empiriques livrent une première information concernant le volume des différentes catégories de diplômes dans la population.

La figure 6 (voir annexe 1) superpose une courbe continue à la distribution discrète des diplômes et permet de visualiser une différence morphologique considérable entre la France et l'Italie. Alors qu'en France la catégorie modale se situe vers les diplômes de rangs inférieurs (1a, 1b+1c), en Italie, elle coïncide avec les niveaux secondaires inférieurs et supérieurs (2a+2b, 2c_voc).

La part de la population qui ne possède aucun diplôme correspond en France, à 1 individu sur 5 contre 1 individu sur 25 en Italie : ceci représente une proportion de non diplômés près de cinq fois supérieure. Si l'on rapportait le nombre de « sans diplôme » à celui des possesseurs de



diplômes de l'enseignement supérieur, ce rapport vaudrait 1,54 en France et 0,40 en Italie. Les diplômes de niveau inférieur, qu'ils soient généraux ou professionnels, sont par ailleurs bien plus fréquents en France qu'en Italie (35 % contre 21 %)².

Remarquons ensuite que les titulaires d'un diplôme de niveau secondaire supérieur (2c_voc, 2c_gen) sont près de trois fois plus nombreux en Italie qu'en France. Cette différence est plus importante pour les diplômes secondaires professionnels et techniques (2c_voc) que pour les diplômes à caractère général (2c_gen). Une dernière différence tient enfin aux diplômes de l'enseignement supérieur qui ont une fréquence plus élevée en France qu'en Italie, de l'ordre d'une fois et demie. Cette différence est notable au niveau inférieur de l'enseignement supérieur (3a) : ceux qui sortent du système après un ou deux ans d'études après le baccalauréat ne constituent qu'une minorité en Italie (2% environ) alors qu'ils représentent la moitié de la population hautement diplômée en France.

Compte tenu de ces éléments, on peut parler d'une « hypertrophie des niveaux scolaires inférieurs » en France et d'une « hypertrophie des niveaux intermédiaires » en l'Italie. Ce qui, si éloigné que cela puisse paraître des représentations courantes, est en réalité conforme aux résultats de certaines études nationales (CEREQ 2004 ; Maurin, 2003), d'études empiriques internationales comparatives (Muller *et al.*, 1989, p. 14 ; Muller et Karle, 1993) et de travaux de « systèmes éducatifs comparés » (Brint, 1998, chap. 2).

Pour étudier la répartition de cette morphologie éducative selon l'origine sociale, il faut à présent regarder la distribution des diplômes au sein de chaque groupe social : les « destinées éducatives ». Les figures 7a et 7b (voir annexe 1) montrent que la dotation scolaire des groupes sociaux est loin de suivre le poids des diplômes dans la société globale. Cet écart par rapport à la distribution globale présente cependant des traits différents en France et en Italie.

- 2 Il ne faut cependant pas oublier que, d'après la catégorisation CASMIN adoptée ici, les diplômes de type « CAP » sont rangés dans la catégorie de l'enseignement professionnel de niveau primaire (1c). Or, si on les classait dans la catégorie de l'enseignement professionnel de niveau secondaire inférieur (2b) – ce qui pourrait se justifier aussi dans la mesure où ces diplômes se situent actuellement dans le système scolaire français entre la fin du collège et l'obtention du baccalauréat –, le rapport entre niveau intermédiaire secondaire et primaire deviendrait très similaire en France et en Italie, pays où il n'existe pas d'études professionnelles de niveau primaire. Si l'on optait pour cette seconde solution, il resterait néanmoins une différence de taille concernant les diplômes secondaires supérieurs (2c_gen et 2c_voc).



En France, l'« hypertrophie des niveaux inférieurs » est observable dans la plupart des groupes, bien qu'à des degrés différents. On note une seule exception : le groupe supérieur, pour lequel l'accès aux rangs élevés de la hiérarchie éducative est hautement probable. En Italie, en revanche, chaque grand secteur de la structure socioprofessionnelle a son « diplôme modal » : les groupes agricoles (IVc ; VIIb) se limitent fréquemment aux niveaux inférieurs ; les groupes ouvriers (V+VI, VIIa) et les petits indépendants (IVa+IVb) privilégient, bien qu'à des degrés différents, les niveaux secondaires inférieurs ; les deux premiers groupes (I+II, IIIa+IIIb) sont surreprésentés au niveau du cycle secondaire supérieur ainsi qu'au niveau des diplômes de l'enseignement supérieur.

Pour appréhender *in fine* les conséquences distributives de ces flux éducatifs, on peut retirer un dernier type d'informations des données empiriques : celles concernant la composition sociale des différents diplômes qu'on peut qualifier aussi de « recrutement social des diplômes ». Pour en mesurer synthétiquement le degré d'inégalité, les courbes de Lorenz (1905) et l'indice de Gini (1921) constituent des outils précieux³.

Les données reportées dans le tableau 1 (voir annexe 1) témoignent d'un fait central : à une seule exception près (les diplômes de l'enseignement supérieur long, 3b), l'inégalité (au sens de Gini) de la distribution de l'éducation est constamment plus forte en Italie qu'en France. Si l'on calcule un indice de Gini moyen (c'est-à-dire, compte tenu de tous les diplômes), sa valeur est de 0,36 pour l'Italie et de 0,26 pour la France.

Au premier abord, ce résultat ne va pas de soi. Pourquoi, en effet, une société qui ne produit presque plus d'individus « sans diplôme » et qui dispose d'un volume plus important de diplômes secondaires (inférieurs et supérieurs) est-elle plus inégalitaire, du point de vue distributif, qu'une société où le système scolaire produit davantage de situations éducatives de niveau inférieur ? Les

3 En économie, l'histoire de ces outils est ancienne (Barbut, 2002 ; 2003a, p. 250-256 ; 2003b, p. 119-124), et, bien que cela n'aille pas sans débats, ils sont acceptés et couramment utilisés (Atkinson, 1970 ; Atkinson *et al.*, 1995 ; Lefranc *et al.*, 2004 ; Piketty, 2004, p. 11 ; Thurow, 1972 ; Sen, 1973). En sociologie, en revanche, ces outils ont été souvent débattus sans cependant jamais atteindre une véritable diffusion (voir Blau, 1977 ; Allison, 1978 ; Chauvel, 1995 ; Lampard, 2000 ; Pedersen, 2004). Les études quantitatives de la stratification sociale et éducative ne font pas exception. Parmi les auteurs qui leur ont reconnu un intérêt, citons Barbut (1984 ; 1985), Hellevik (1997 ; 2000 ; 2002) et Lampard (2000) ; d'autres l'ont nié (Combessie, 1985 ; Marshall et Swift, 1999, p. 247 ; Kivinen *et al.*, 2001, p. 173).



« coefficients distributifs » reportés dans le tableau 1 permettent d'avancer une réponse⁴.

Parmi les « non diplômés » (1a), les valeurs des coefficients sont, dans le cas français, globalement proches les unes des autres et resserrées autour de la valeur 1. En Italie, en revanche, le nombre réduit de « non diplômés » s'accompagne d'une forte concentration de ceux-ci parmi les enfants d'agriculteurs et ouvriers agricoles. Cette configuration ressort encore plus clairement pour les diplômés de niveau primaire (1b+1c). La faible valeur de l'indice de Gini français reflète la proximité à 1 de la valeur de tous les coefficients : la valeur italienne, près de 2 fois plus élevée, reflète, en revanche, la forte concentration des groupes agricoles parmi les détenteurs de ces diplômes. La distribution du niveau secondaire inférieur (2a+2b) est relativement proche d'une situation d'équipartition dans les deux pays. Il faut cependant noter la différence de hiérarchie qui existe entre les groupes : en France, les trois premiers groupes socioprofessionnels y sont surreprésentés alors que, en Italie, ce sont les deux couches supérieures du groupe ouvrier qui détiennent la plupart de ces diplômes. Dans les filières professionnelles et techniques longues du cycle secondaire (2c_voc), les deux pays présentent un profil semblable : une fois de plus, cependant, le groupe qui détient la part la plus considérable de ce diplôme (c'est-à-dire, IIIa+IIIb) monopolise ce niveau plus fortement en Italie qu'en France. Bien que pour un niveau d'inégalité distributive supérieur les filières générales longues du secondaire (2c_gen) présentent une situation similaire. Le groupe le plus présent à ce niveau (c'est-à-dire, I+II) l'est en Italie plus intensément qu'en France ; de plus, cette concentration est en quelque sorte renforcée dans le cas italien par la présence d'un deuxième groupe fortement surreprésenté (IIIa+IIIb). Le même phénomène rend compte de l'écart qui existe entre la France et l'Italie pour le niveau inférieur de l'enseignement tertiaire (3a) : là aussi, la monopolisation de ce niveau par les deux groupes supérieurs s'exerce de manière bien plus forte en Italie qu'en France. Enfin, seule exception, pour le niveau le plus élevé de l'enseignement supérieur (3b), c'est la France qui présente un degré d'inégalité plus fort que celui que l'on observe en Italie. La raison est simple. Bien que le groupe I+II détienne la majeure part de ces diplômes dans les deux cas, ce phénomène

4 Ces coefficients représentent le rapport entre la proportion d'individus issus d'un groupe social 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. Dans la littérature anglo-saxonne, un tel coefficient multiplicatif a été parfois appelé « *advantage ratio* » (Hellevik, 1997, p. 382). Notons que, au plan géométrique, ce coefficient représente la pente de la droite joignant deux points successifs de la courbe de Lorenz (Barbut, 1984, p. 613).





est plus marqué en France qu'en Italie : aucun autre coefficient n'est en effet supérieur à 1 dans le premier cas tandis que, en Italie, il existe au moins un deuxième groupe (IIIa+IIIb) qui concurrence le groupe situé aux plus hauts rangs de l'échelle sociale.

Les données françaises et italiennes font ainsi apparaître une image cohérente de la distribution de l'éducation. Le niveau moyen faible d'inégalité distributive observé en France résulte principalement d'une distribution relativement égalitaire des diplômes situés aux niveaux inférieur et intermédiaire de la hiérarchie scolaire. C'est seulement aux niveaux supérieurs que l'éducation paraît progressivement se concentrer très fortement dans les mains du groupe I+II. C'est pourquoi je propose de parler dans le cas français d'une « égalité distributive localisée » (c'est-à-dire limitée à un segment précis du système des diplômes). En revanche, le niveau globalement plus élevé de l'inégalité de la distribution de l'éducation en Italie reflète la persistance d'une pluralité de « monopoles éducatifs » en vertu desquels chaque segment du système des diplômes se trouve plus ou moins concentré dans les mains d'un seul groupe spécifique (ou de quelques uns). C'est pourquoi je suggère de parler, dans le cas italien, d'une situation d'« inégalité distributive diffuse ».

86

LA FLUIDITÉ ÉDUCATIVE

Considérons à présent les données françaises et italiennes sous l'angle « relatif », c'est-à-dire eu égard à la proportion d'individus qui obtiennent tel diplôme plutôt que tel autre au sein d'un groupe donné, par rapport à la situation d'un autre groupe social confronté à la même alternative. Il s'agira d'établir le degré d'« ouverture » de cette configuration des positions éducatives des groupes les uns par rapports aux autres.

Comme on vient de le voir, la distribution des diplômes est globalement plus inégalitaire, (au sens de Gini) en Italie qu'en France. Ceci conforte la thèse de la difficile modernisation de l'Italie au cours du xx^e siècle. En va-t-il de même eu égard aux « chances » pour un groupe donné d'obtenir un diplôme spécifique relativement aux « chances » de tous les autres groupes ? Cette question est d'autant plus pertinente que des études récentes sur la « fluidité sociale » (l'aspect « relatif » de la mobilité sociale intergénérationnelle) ont



établi que la France et l'Italie présentent un degré de « rigidité » sociale très proche, le plus fort des sociétés européennes industriellement avancées, hormis l'Allemagne (Breen et Luijckx, 2004a, p. 57-61 et 70-73)⁵.

La structure de la « fluidité éducative »

Pour quantifier la structure de la « fluidité éducative » en France et en Italie, j'utilise une mesure d'association dite « odds ratio généralisé » ou « birapport généralisé » (Kaufman et Schervish, 1986 ; 1987). Cet indicateur exprime le degré de surreprésentation (si supérieur à 1) ou de sous-représentation (si compris entre 0 et 1) moyenne propre à un groupe social donné pour un diplôme donné par rapport à n'importe quel autre diplôme par comparaison avec n'importe quel autre groupe⁶.

L'examen de ces coefficients révèle que, dans les deux pays, les opportunités éducatives relatives présentent une structure « polarisée » (voir annexe 1, tableau 4). Les membres du groupe supérieur détiennent des avantages concurrentiels pour l'obtention des diplômes de l'enseignement supérieur et courent très peu de « risques » de tomber dans les situations éducatives les moins désirables. Inversement, les individus issus des groupes ouvriers et agricoles ont des avantages compétitifs considérables pour l'obtention des situations éducatives les moins rentables et disposent de faibles « chances » d'atteindre les strates supérieures du système des diplômes⁷.

Cette polarisation est cependant plus forte et plus étendue en Italie qu'en France. Tout d'abord, la situation du groupe IIIa+IIIb se rapproche de celle du groupe supérieur I+II en ce qui concerne l'accès privilégié aux

5 La « rigidité » des opportunités éducatives françaises étaient déjà reconnue par Boudon (1973a, p. 231) et par Thélot (1982, p. 47). Ces résultats anciens et récents concernant la mobilité sociale intergénérationnelle recoupent d'ailleurs d'autres constantes qui se rapportent à la structure des inégalités proprement économiques. Cameron (1988) a montré que la France et l'Italie étaient durant les années soixante-dix parmi les pays ayant la distribution des revenus la plus inégalitaire (voir aussi Piketty, 2004, p. 20 et 93). La proximité entre les deux pays (qui occupent à présent une position intermédiaire entre les pays du Nord de l'Europe et les pays anglo-saxons) a été confirmée par la suite (Atkinson *et al.*, 1995 ; Geri et Pennacchi, 1993 ; Piketty, 2004, p. 12 et 15).

6 Cobalti (1989b), Cobalti et Schizzerotto (1994), Pisati et Schizzerotto (1998) ont utilisé cette mesure d'association pour décrire la « mobilité sociale relative (ou fluidité sociale) ». Plus rarement, en revanche, elle a été proposée pour décrire l'aspect « relatif » de la stratification éducative (voir Cobalti 1992, p.139-142). Sur le plan technique, un « birapport généralisé » est simplement la moyenne géométrique de tous les « ensembles de base » contenus dans un tableau croisé donné (voir Goodman 1969). Bishop, Fienberg et Holland (1975, p. 375 et 377), Hout (1983, p. 16), Bohrnstedt et Knoke (1998, p. 162-166) ou Powers et Xie (2000, p. 95-97) traitent ces coefficients dits *odds ratios*.

7 L'on retrouve également dans les analyses de la mobilité sociale ce résultat d'une polarisation des opportunités (Grusky et Hauser, 1984, p. 35).

diplômes supérieurs. En outre, ces deux groupes sont mieux protégés qu'en France contre le « risque » de tomber dans les situations éducatives les moins désirables. Ensuite, la situation du monde agricole (salariés agricoles, VIIb, davantage qu'agriculteurs exploitants, IVc) y paraît plus grave : les individus issus de ces groupes courent des « risques » plus élevés qu'en France de tomber dans l'échec scolaire ou d'interrompre leur scolarité au niveau du primaire. Les exploitants agricoles ont par ailleurs un handicap particulièrement fort en ce qui concerne les diplômes secondaires longs, qu'il s'agisse des filières générales ou professionnelles. En troisième lieu, il faut noter les avantages concurrentiels dont les couches ouvrières les moins qualifiées bénéficient pour acquérir des diplômes de niveau secondaire inférieur. Enfin, à côté des deux groupes supérieurs, les individus issus du groupe des commerçants et artisans (IVa+IVb) et des ouvriers spécialisés (V+VI) ont des avantages compétitifs notables en ce qui concerne les diplômes de l'enseignement supérieur court, secteur peu développé en Italie.

88

Ainsi, alors que l'espace social français paraît faiblement différencié entre la position particulièrement favorable du groupe supérieur et les lourds désavantages dont souffrent les couches les plus démunies du groupe ouvrier, la configuration des opportunités éducatives italiennes est traversée par des fractures plus marquées et capillaires. En témoigne la valeur moyenne (géométrique) des « birapports généralisés » empiriques contenus dans le tableau 4 : elle vaut 1,61 pour la France et 3,02 pour l'Italie.

Afin de tester la significativité de cette différence, il convient d'estimer sur les données françaises et italiennes deux modèles log-linéaires fréquemment utilisés dans les études quantitatives de mobilité sociale (Breen, 2004, chap. 2). Il s'agit, d'une part, du modèle dit d'« association constante », d'autre part, du modèle dit « UNIDIFF », acronyme qui signifie « différence uniforme » (Erikson et Goldthorpe, 1992a, p. 91-92 ; Xie, 1992). La signification de fond de ces deux modèles log-linéaires est la suivante : le premier suppose qu'aucune différence dans la « fluidité éducative » n'existe entre la France et l'Italie tandis que le second suppose qu'une différence existe, mais de type particulier (notamment, tous les « birapports généralisés » seraient plus proches, ou plus éloignés, de 1 selon un facteur uniforme β).

Le tableau 2 (annexe 1) reporte l'ajustement aux données empiriques de ces deux modèles⁸. À l'évidence, la fluidité éducative de la France diffère de celle de l'Italie de manière statistiquement significative. Que l'on estime les

8 Ces estimations – comme celles de tous les autres modèles log-linéaires dont on reportera les résultats dans la suite de l'ouvrage – ont été faites grâce au logiciel « Lem » (voir Vermunt, 1997) sous des contraintes de paramétrisation de type ANOVA (égalisation à 1 du



modèles sur la population entière ou bien séparément pour les hommes et les femmes, le modèle qui relâche l'hypothèse d'invariance doit être préféré à celui qui fait l'hypothèse d'une similarité entre les deux pays. Cela est vrai quel que soit le critère d'ajustement retenu. La valeur du coefficient β précise le signe de cette différence : les *odds ratios* italiens sont globalement plus éloignés de 1 par rapport aux *odds ratios* français d'un facteur proche de 1,6. La désagrégation par genres fait ressortir cette différence de manière encore plus nette⁹.

L'analyse log-linéaire confirme ainsi l'impression qui se dégageait de l'observation directe des « birapports généralisés » contenus dans le tableau 4 : la « fluidité éducative » est globalement moindre en Italie qu'en France.

Les « mécanismes » sous-jacents à la structure de la « fluidité éducative »

Afin d'élucider l'origine de la polarisation des opportunités éducatives française et italienne, et malgré les réticences exprimées précédemment, examinons s'il est possible de proposer une explication fondée sur la notion de « mécanisme » tout en demeurant dans le cadre de l'analyse par variables.

À cette fin les modèles log-linéaires dits « topologiques » constituent un outil particulièrement attrayant. Leur objectif est de décomposer le lien originel entre deux variables en regroupant les cases d'un tableau de contingence dans un nombre limité de « classes », souvent nommées « niveaux » (voir Hauser, 1987 ; Pontinen, 1982), qui diffèrent entre elles par l'intensité de leur association. Le modèle ainsi obtenu est parcimonieux car il est caractérisé

produit des paramètres) et au moyen d'un algorithme de « maximum de vraisemblance » connu sous le nom de « *uni-dimensional Newton algorithm* » (Vermunt, 1996, p. 27-28 et 317-321 ; 1997, p. 5, 71 et 89).

- 9 Le problème du test des hypothèses est assurément l'un des plus difficiles (voir Wong, 1994 ; Poitevineau, 2004 ; Pisati, 2002b ; *Sociological methods and research*, 2004). Je suis ici la stratégie conseillée par Powers et Xie (2000, p. 145-146) qui consiste à étudier le comportement d'une pluralité de statistiques d'ajustement au lieu de s'arrêter aux valeurs d'une ou, au plus, de deux mesures. Je m'intéresse donc au degré de cohérence des indications provenant des différents indices. À cet égard, notons que, alors que le « khi-deux de maximum de vraisemblance » (L^2), l'« indice de dissimilarité » ou la « variance expliquée » (voir entre autres Gilbert, 1993, p. 73 ; Vermunt, 1996, p. 21 ; 1997, p. 74 ; Erikson et Goldthorpe, 1992a, p. 88-89 et note 19) sont largement acceptés dans le domaine des études quantitatives de la stratification sociale, le « *Bayesian Information Criterion* (Bic) » – introduit par Raftery (1986a, b) – rencontre, en dépit d'un succès croissant, aussi des oppositions fermes (Breen, 2004, p. 27 ; Erikson et Goldthorpe, 1992a, b ; Goldthorpe et Mills, 2004, 205n ; Wong, 1994 ; Weakliem, 1999).



par un nombre k de paramètres d'association (un par niveau) inférieur à celui du modèle saturé (un paramètre par case)¹⁰.

Dans ce type de modélisation, le principal problème à résoudre tient alors à l'attribution des cases du tableau aux différents niveaux d'association. Si l'on adopte (à la suite de Goldthorpe, Llewellyn et Payne 1980, chap. 4) une stratégie théoriquement fondée plutôt qu'une approche inductive et exploratoire (originellement adoptée par Hauser), cette opération constitue, contrairement à ce qu'on pourrait penser, le principal intérêt des modèles topologiques. Dans ce cas, le chercheur doit en effet disposer d'hypothèses théoriques *a priori* sur des « mécanismes » qui peuvent justifier l'existence d'une force différentielle entre telle ou telle zone du tableau dans l'association statistique entre la variable en ligne (l'origine sociale, dans mon cas) et celle en colonne (le diplôme scolaire, ici).

90

Cette stratégie déductive est par ailleurs d'autant plus fructueuse que l'on a recours à une forme de modèles topologiques particulièrement sophistiquée : les « *multi-matrix topological models* » (voir Erikson et Goldthorpe, 1992a, p. 123) ou « *overlapping topological models* » (voir Wong 2003). Dans cette variante, en effet, au lieu de construire une seule matrice de niveau, on peut en produire un nombre égal à celui des hypothèses théoriques à tester¹¹.

Ce type de modèles log-linéaires topologiques a rarement été utilisé pour les études de la mobilité sociale et des inégalités éducatives. Les auteurs qui s'y sont aventurés ont justifié leur choix en soulignant qu'une matrice de niveau unique a tendance à subsumer les effets de plusieurs mécanismes tandis qu'une pluralité de matrices oblige à les distinguer et à les modéliser

10 Ces modèles – présentés dans Featherman et Hauser (1978, p. 147-149), dans Hauser (1978, p. 929-931 ; 1979, p. 415-417), et, plus récemment, dans Gilbert (1993, p. 86-91), dans Powers et Xie (2000, p. 111-114) et dans Wong (2003) – furent introduits à la fin des années soixante-dix par Robert Hauser, et ils suscitèrent des débats techniques de grande ampleur pendant environ une dizaine d'années (voir Hauser, 1981 ; 1986 ; 1987 ; Hope, 1981 ; Jones, 1985 ; 1986 ; Kim, 1987 ; MacDonald, 1981 ; 1983 ; Pontinen, 1982). Je m'y suis penché dans Manzo (2006a).

11 En forme multiplicative, ces modèles peuvent s'exprimer de la manière suivante (voir Gilbert, 1993, p. 92-95) :

$$F_{ij} = u * u_i * u_j * \prod^n (u_{ijk})_n$$

F_{ij} étant la fréquence attendue sous le modèle pour la case générique (i, j), u le paramètre exprimant l'effet de l'effectif global du tableau ; u_i le paramètre exprimant l'effet de la distribution marginale de la variable en ligne ; u_j le paramètre exprimant l'effet de la distribution marginale de la variable en colonne et $(u_{ijk})_n$ indiquant le paramètre d'interaction expressif du niveau d'association K auquel la case (i, j) a été attribuée sur l'une des n matrices de niveau. Ainsi, au lieu de se résumer à un seul « effet » (comme cela serait le cas d'un modèle log-linéaire topologique uni-matrice), l'association statistique existant dans chaque case du tableau est ici exprimée par un nombre n d'effets qui tentent de capturer les facteurs vraisemblablement à l'origine de la situation de surreprésentation ou de sous-représentation propre à cette case.



séparément (Erikson et Goldthorpe, 1992a, p. 122-123 ; Stier et Grusky, 1990, p. 751)¹².

Afin d'éclairer, à partir d'hypothèses théoriques posées *a priori*, la structure de la « fluidité éducative » de la France et de l'Italie, j'ai recours alors à cette variante raffinée des modèles log-linéaires topologiques.

Pour ce faire, j'ai procédé en trois étapes : j'ai commencé par traduire un ensemble d'hypothèses tirées de l'« approche du choix éducatif rationnel » dans une spécification matricielle commune à la France et à l'Italie¹³. Ensuite, j'ai estimé ce « modèle commun » séparément pour les deux pays afin d'établir s'il était possible d'y voir une représentation correcte de la structure de la « fluidité éducative » des deux pays. Enfin, comme cette condition n'était pas remplie, j'ai exploré la structure des résidus produits par ce « modèle commun » et proposé un nombre limité de variations nationales théoriquement justifiables.

Le cœur du modèle log-linéaire topologique que l'on admet *a priori* comme valide pour les deux pays prévoit sept matrices de niveau (non exposées, mais disponibles sur demande auprès de l'auteur). Les trois premières formalisent des hypothèses sur la manière dont les acteurs raisonnent face aux systèmes des diplômes ; la quatrième et la cinquième veulent représenter les effets du paquet de ressources dont les acteurs disposent ; les deux dernières supposent l'existence de facteurs qui amplifient les effets des cinq premiers « mécanismes ».

Selon une première hypothèse, les acteurs sont davantage attirés par des diplômes qui leur permettent d'obtenir une position sociale au moins similaire à celle dont ils partent (celle de leur famille d'origine).

J'attribue alors au groupe supérieur une préférence pour tous les diplômes égaux ou supérieurs au cycle secondaire, et, aux groupes intermédiaires en

12 Dans les études de la mobilité sociale, des exceptions notables sont Cobalti (1996), Erikson et Goldthorpe (1992a), Goldthorpe (1995) et Stier et Grusky (1990). Des applications moins « pures », en ce sens que l'on hybride le modèle log-linéaire topologique avec des modèles d'association, se trouvent dans Jonsson (2004), Layte et Whelan (2004), Pisati (1997) et Pisati et Schizzerotto (2004). De nombreux chapitres « nationaux » de la plus récente analyse comparée de la mobilité sociale (Breen 2004) évaluent des modèles log-linéaires topologiques. La plupart d'entre eux se limitent cependant à appliquer, à quelques variations près, la spécification matricielle originellement proposée par Erikson et Goldthorpe (1992a). Dans les études des inégalités éducatives, en revanche, seul Cobalti (1992) semble s'être adressé aux modèles log-linéaires topologiques (uni-matrice).

13 J'ai insisté dans le chapitre 2 sur l'importance de cette approche pour alimenter un renouveau théorique de la sociologie quantitative de la stratification sociale, et le chapitre 6 l'élaborera et le formalisera dans le détail. Que l'on me permette alors de rappeler seulement ici les principes théoriques de fond qui justifient la configuration de la spécification matricielle de mon modèle topologique multi-matrice des « fluidités éducatives » française et italienne.





position dépendante, une préférence pour ces derniers et pour les diplômes inférieurs. J'attribue une préférence pour les diplômes professionnels de niveau inférieur aux « commerçants et artisans ». J'insiste sur le déficit en diplômes chez les fils d'exploitants agricoles qui visent au simple maintien dans leur milieu social d'origine tandis que j'attribue une préférence forte pour les filières professionnelles secondaires longues aux individus issus des couches qualifiées du groupe ouvrier. Les groupes ouvriers les moins qualifiés et, *a fortiori*, les ouvriers agricoles se contenteraient enfin des niveaux scolaires inférieurs.

Selon une deuxième hypothèse, il existe des aspirations à la mobilité intergénérationnelle ascendante qui attirent certains membres de tel ou tel groupe vers des diplômes plus élevés que ceux qui leur permettraient simplement de se maintenir dans leur position sociale d'origine.

92

Pour les descendants d'employés et de petits indépendants, je suppose alors que tous les diplômes de niveau plus élevé que ceux utilisés pour la reproduction pourraient être utilisés dans un but d'ascension. Pour les individus issus des groupes agricoles indépendants, je me limite aux filières professionnelles du secondaire et de l'enseignement supérieur ; ces niveaux du système pourront également être exploités par les groupes ouvriers dans un but d'ascension.

Une troisième hypothèse suppose que les acteurs prennent aussi des « risques » face à leurs échecs éventuels avant de quitter définitivement le système scolaire.

C'est le cas, selon mes hypothèses, du groupe supérieur face aux diplômes de l'enseignement supérieur ; des classes moyennes salariées face aux diplômes secondaires longs et post-secondaires courts ; des groupes ouvriers face aux filières professionnelles du secondaire long et aux diplômes de l'enseignement supérieur court ; des ouvriers agricoles face aux filières professionnelles du secondaire long et aux diplômes primaires.

Selon une quatrième et cinquième hypothèse, les acteurs doivent supporter durant leur carrière scolaire des coûts matériels (quatrième hypothèse) et immatériels (cinquième hypothèse) qui sont d'autant plus importants que le niveau scolaire considéré est élevé, et en outre d'autant plus difficiles à assumer que les acteurs viennent de milieux défavorisés. Je ne suppose pas que les couches qualifiées du groupe ouvrier rencontrent des difficultés particulières pour accéder aux filières professionnelles du secondaire long.

Ma sixième et septième hypothèse supposent l'existence de structures d'interactions entre les acteurs capables respectivement de rapprocher ou d'écarter certains groupes de certaines situations éducatives. Les effets de





ces deux mécanismes ne sont cependant postulés qu'à des endroits bien spécifiques du tableau « groupe/diplôme » : notamment, dans les « coins » du tableau.

Or, la combinaison de ces différents facteurs de surreprésentation et de sous-représentation permet-elle de reproduire correctement à la fois les données empiriques françaises et italiennes¹⁴ ?

Les résultats de l'estimation du « modèle commun » contenant la spécification matricielle qu'on vient de décrire suggèrent que ce modèle ne peut pas être tenu pour une représentation correcte de la « fluidité éducative » des deux pays (voir tableau 3, annexe 1).

Ce modèle ne représente pas correctement le cas de l'Italie. La valeur du khi-deux de maximum de vraisemblance (L^2) est très élevée, ce qui indique qu'il existe une distance considérable entre les prédictions du modèle et les données empiriques ; la valeur du BIC est loin d'être négative ; près de 7% des cas sont encore mal classés par le modèle et plus de 10% de la distance existant entre les prédictions du modèle d'indépendance et les données empiriques reste « inexplicée ». Du côté français, l'ajustement est un peu meilleur : l'indice de dissimilarité montre que seulement 3% des cas sont mal classés et la valeur du BIC est négative. La valeur encore très élevée du khi-deux de maximum de vraisemblance me paraît cependant insatisfaisante.

Ainsi, l'ajustement non optimal du « modèle commun » qu'on vient de construire incite à prendre en compte les différences dans le régime de la fluidité éducative de la France et de l'Italie. Pour le faire, je me suis appuyé sur une analyse approfondie des résidus produits par ce modèle : un certain nombre de modifications à sa spécification matricielle originaire en sont

- 14 Formellement, mon modèle log-linéaire « topologique » multi-matrice des « fluidités éducatives » française et italienne peut alors s'écrire de la manière suivante :

$$F_{ij} = u \times u_i \times u_j \times (u_{ijk})^{M1} \times (u_{ijk})^{M2} \times (u_{ijk})^{M3} \times (u_{ijk})^{M4} \times (u_{ijk})^{M5} \times (u_{ijk})^{M6} \times (u_{ijk})^{M7}.$$

En raison de leur signification théorique, si les spécifications matricielles de ces sept hypothèses que je viens d'énoncer sont correctes, les paramètres log-linéaires correspondant devraient avoir un signe spécifique. Notamment : a) puisque les trois premières hypothèses renvoient à des mécanismes qui contribuent tous à surreprésenter les membres de certains groupes à tel ou tel niveau du système des diplômes, les paramètres log-linéaires qui traduisent leurs effets – je les appelle, respectivement, $(u_{ijk})^{M1}$, $(u_{ijk})^{M2}$ et $(u_{ijk})^{M3}$ – devraient avoir le signe positif ; b) puisque la quatrième et la cinquième hypothèses pointent en revanche des sources de sous-représentation de certains groupes à certains niveaux scolaires, les paramètres log-linéaires correspondants – je les appelle, respectivement, $(u_{ijk})^{M4}$ et $(u_{ijk})^{M5}$ – devraient avoir le signe négatif ; c) puisque les deux dernières hypothèses renvoient à des phénomènes, respectivement, de surreprésentation et de sous-représentation, les paramètres log-linéaires correspondants – je les appelle, respectivement, $(u_{ijk})^{M6}$ et $(u_{ijk})^{M7}$ – devraient avoir l'un le signe positif et l'autre le signe négatif.





dérivées (l'ensemble des matrices ainsi modifiées sont disponibles auprès de l'auteur)¹⁵.

Le tableau 3 montre que, modifié de la sorte, le modèle s'ajuste aux données empiriques françaises et italiennes fort mieux que le « modèle commun ». Aussi bien pour la France que pour l'Italie, le khi-deux de maximum de vraisemblance (L^2) présente une valeur particulièrement basse, et le BIC affiche une valeur fortement négative. L'indice de dissimilarité montre que le modèle qui prend en compte les variations par pays classe de façon incorrecte une portion bien limitée de l'échantillon : dans les deux cas, près de 2%. Enfin, la distance qui existait entre les prédictions d'un modèle d'indépendance et les données observées est presque entièrement résorbée après modification de la spécification matricielle commune.

94

Pour l'Italie comme pour la France, tous les paramètres du modèle sont d'ailleurs statistiquement significatifs et ont le signe attendu. Globalement, leurs valeurs suggèrent que les « mécanismes » postulés comme étant générateurs de situations de surreprésentation et de sous-représentation éducative agissent de manière plus intense en Italie qu'en France.

Qui plus est, la spécification matricielle de mon modèle log-linéaire topologique qui combine une structure d'effets communs avec une série de

15 L'analyse des résidus a d'abord montré que le modèle commun surestimait en France la présence des indépendants au niveau supérieur du système des diplômes tandis que la situation exactement inverse se vérifiait pour l'Italie. Puisque, dans les analyses menées jusqu'ici, j'ai trouvé que les deux premiers groupes sont moins éloignés en Italie qu'en France, les modifications que j'ai apportées à la troisième et à la quatrième matrice pour la France et à la troisième, cinquième et sixième matrice pour l'Italie, traduisent l'idée d'une utilisation plus forte en Italie qu'en France du système des diplômes de la part des groupes immédiatement subordonnés au groupe supérieur et d'une proximité plus grande en Italie qu'en France de ces deux groupes du point de vue des ressources dont ils disposent. L'analyse des résidus a ensuite montré que le « modèle commun » surestimait le nombre d'individus issus du groupe 2 qui tombaient dans une situation d'échec scolaire total. J'ai alors modifié la septième matrice pour l'Italie afin de traduire l'idée d'une société où les deux premiers groupes sont plus proches qu'en France (ici, du point de vue des protections dont ils bénéficient). L'analyse des résidus a montré aussi que le « modèle commun » sous-estimait pour la France le nombre d'individus issus des groupes indépendants (urbains ainsi qu'agricoles) qui atteignent des diplômes intermédiaires : le contraire se vérifiait pour l'Italie. Les modifications sur la sixième matrice pour la France et sur la première et cinquième pour l'Italie signalent ainsi une utilisation plus intense et un accès plus favorable en France qu'en Italie de ce groupe au secteur professionnel du système des diplômes. Ce qui se justifie par l'existence en France, mais non en Italie, de diplômes nécessaires pour exercer de nombreux métiers en position indépendante. L'analyse des résidus a enfin montré que le modèle commun sous-estimait quelque peu en France la réussite éducative des couches supérieures du groupe ouvrier. Les modifications à la deuxième, troisième et septième matrice pour la France et à la quatrième pour l'Italie expriment alors une tension plus forte en France qu'en Italie entre les aspirations d'ascension des ouvriers français et les contraintes objectives qui pèsent sur eux.





variations nationalement spécifiques engendre tous les traits de fond de la structuration statistique, mise en évidence dans le paragraphe précédent, des « fluidités éducatives » française et italienne. Les « birapports généralités » calculés sur les données théoriques produites par le modèle suivent en effet de près les valeurs des « birapports généralisés » empiriques (voir annexe 1, tableau 4).

Le modèle génère correctement tant la configuration polarisée des opportunités éducatives relatives que les différences, en termes d'extension et d'intensité, que cette polarisation assume dans les deux pays. L'on retrouve dans les coefficients théoriques une proximité plus grande, en Italie qu'en France, entre les deux premiers groupes pour les diplômes de plus haut niveau. De même, le modèle génère correctement l'importance des désavantages relatifs qui pèsent sur les groupes agricoles italiens. À cet égard, le fait qu'il sous-estime les risques pour les ouvriers agricoles de subir un échec scolaire montre *a contrario* toute la gravité de la situation de ce groupe en Italie¹⁶.

Le calcul, à partir des valeurs des effets estimés, du paramètre décrivant l'intensité de l'association qui caractérise chaque case de mes tableaux « groupe/diplôme » confirme l'ampleur de ces différences¹⁷. D'une part, les paramètres d'association « résultants » montrent la plus grande proximité qui existe, en Italie par rapport à la France, entre les deux premiers groupes. Ces derniers sont en effet surreprésentés en Italie de façon similaire pour les diplômes secondaires et de l'enseignement supérieur (pour ces derniers, par exemple, les paramètres résultants valent 2,35 et 1,65 pour les deux groupes italiens et 1,09 et -0,28 pour les deux groupes français). D'autre part, les paramètres montrent que la proximité entre les groupes agricoles et les bas niveaux éducatifs est nettement plus grande en Italie qu'en France (les deux paramètres correspondants valent 1,68 et 2,13 pour l'Italie et 0,81 et 1,09 pour la France).

- 16 Un seul aspect est mal reproduit par le modèle : les opportunités éducatives des Italiens pour l'obtention des diplômes de l'enseignement supérieur court. Je pense pouvoir ramener ce comportement du modèle au « bruit » présent dans les données empiriques italiennes : ce secteur du système des diplômes étant très peu développé en Italie, je dispose en effet d'effectifs très faibles.
- 17 On déduit en effet de la formulation mathématique d'un modèle log-linéaire « topologique » multi-matrice (voir plus haut, note 11) que la force du lien entre groupe d'origine et diplôme qui existe dans chaque case du tableau s'exprime par un seul paramètre résultant du produit (ou de la somme, si le modèle est exprimé sous forme additive) des différents effets qui pèsent sur elle. Ces données non présentés ici sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.



Les frontières du pouvoir explicatif de l'analyse statistique

L'analyse que je viens de présenter soulève une question méthodologique majeure : ai-je véritablement modélisé les « mécanismes générateurs » de la fluidité éducative de la France et de l'Italie ?

Poser cette question me paraît d'autant plus pertinent que, dans le domaine avoisinant des études de la mobilité sociale, l'on a attribué, plus ou moins explicitement, à la modélisation log-linéaire topologique la capacité de représenter les processus sous-jacents à la mobilité relative des différentes sociétés (Erikson et Goldthorpe, 1992a, p. 125 ; Jonsson, 2004 ; Layte et Whelan, 2004 ; Pisati, 1997 ; Pisati et Schizzerotto, 2004, p. 157). Ce type de modèles log-linéaires a ainsi été adopté pour tester l'hypothèse d'une configuration similaire de la « fluidité sociale » entre les sociétés industriellement avancées fondée sur une similarité des processus (Erikson et Goldthorpe, 1992a, chap. 4 et 5 ; Grusky et Hauser, 1984 ; Wong, 1990)¹⁸.

96

À mes yeux, il serait certainement erroné de nier l'intérêt de cette classe de modèle log-linéaire. Comme mon analyse le montre, cette technique est des plus utiles car elle oblige le sociologue à construire un « récit théorique » qui explique pourquoi le lien entre groupe social d'origine et diplôme, par exemple, présente une forme spécifique. Si on l'applique de façon déductive, cette technique conduit à penser en termes de mécanismes. Cela ne veut pas dire pour autant que cette méthode soit en mesure de représenter et d'animer dynamiquement ces mécanismes : elle est inadéquate parce qu'insuffisante.

En premier lieu, les différentes matrices de niveau d'un modèle log-linéaire topologique ne peuvent prétendre à représenter des « mécanismes » car elles imposent juste que les données agrégées qui lui sont fournies en entrée soient restituées sous une forme qui respecte certaines contraintes de structure. Tout véritable processus de production des données est absent de l'analyse. Les données théoriques produites par le modèle ne résultent donc pas de l'action d'un nombre fini d'unités dont l'agrégation constituerait la structure

18 Le problème de déterminer le degré de similarité des sociétés industriellement avancées eu égard à leur mobilité sociale a été au centre des préoccupations des sociologues de la stratification depuis les années soixante, au moins (voir pour une revue, Breen, 2004, p. 4-8 ; Cobalti, 1995, chap. 6 ; Hout et DiPrete, 2004, p. 6-11). Dans une première phase, on a essayé de démontrer l'idée d'une similarité en termes de « mobilité absolue » (voir Lipset et Bendix, 1959). Ensuite, depuis la moitié des années soixante-dix, l'attention a été déplacée vers la structure des taux relatifs de mobilité : on a alors essayé de démontrer l'existence ou non d'une similarité à ce niveau (voir Featherman *et al.*, 1975 ; Erikson *et al.*, 1979 ; Grusky et Hauser, 1984 ; Erikson et Goldthorpe, 1992a, chap. 4 et 5 ; Ganzeboom *et al.*, 1989). Tout récemment, on repère des signes d'un regain d'intérêt pour une perspective centrée sur l'idée d'une similarité en termes de « mobilité absolue » (voir Breen, 2004, p. 403).



statistique à expliquer. Ce qui est particulièrement regrettable pour toute théorie qui tente de représenter les fondements microsociologiques de la structure de la fluidité éducative ou sociale.

En second lieu, rien d'assimilable à des structures d'interdépendance et d'interaction entre les acteurs n'est représenté au sein d'un modèle log-linéaire « topologique » multi-matrice. La notion de mécanisme y est pourtant strictement liée : la combinaison continue des produits d'un certain nombre d'unités en interaction constitue en effet le « moteur » de la production d'une régularité systémique.

En troisième lieu, ce type de modèles ne contient en soi aucune dynamique. Dans l'estimation d'une spécification matricielle, tout ensemble d'éléments qui évoluent dans le temps est absent. Le côté dynamique d'un « mécanisme » (un processus) est donc exclu de la technique. Les actions et les interactions sociales sous-jacentes à la fluidité éducative ou sociale de telle ou telle société se déroulent en revanche dans le temps : c'est bien leur enchaînement dynamique qui engendre éventuellement une structure. Prétendre rendre compte de celle-ci sans se donner les moyens de construire et représenter ce processus serait fort peu convaincant.

En quatrième lieu, enfin, la spécification matricielle d'un modèle log-linéaire topologique ne représente pas le processus de production du phénomène à travers une articulation systémique d'éléments. C'est une simple composition d'effets séparés qui permet de restituer les données de départ sous une autre forme. Toute véritable « logique de production » des données est absente. Le modèle n'est en réalité qu'une série de contraintes.

Le type des algorithmes sur lequel se base la technique constitue la meilleure démonstration de cela : un algorithme général et sans signification théorique s'applique à chaque estimation afin de respecter les indications en entrée en termes de densité de cas qu'il faut produire à tel ou tel endroit du tableau. La suite d'instructions pour produire les données n'est pas écrite spécifiquement pour traduire tel ou tel mécanisme théorique.

Ainsi, à la lumière de la définition que j'en ai donnée dans le premier chapitre, il paraît impossible de retrouver la moindre trace d'un « modèle générateur » au sein d'un modèle log-linéaire topologique. Avec cette technique avancée, nous touchons très probablement aux « frontières » du pouvoir explicatif de la « sociologie des variables ». Le raffinement de la technique ne permet pas en effet de dépasser la limite principale de ce « paradigme » : restituer les données de départ sous une forme, certes, plus parcimonieuse et plus riche, mais néanmoins de la même nature que celle des données qui rendent possible l'estimation du modèle. Les facteurs vraisemblablement sous-jacents



aux données ne sont en revanche pas atteints. Parler de « mécanismes » dans ce contexte, ce serait plaquer un vernis théorique sur les données empiriques de départ, sans véritablement sortir de leur structure pour engendrer celle-ci de façon exogène. C'est pourtant là l'objectif ultime de la construction et de la mise en œuvre d'un modèle générateur.



Je viens de présenter un tableau de la stratification éducative française et italienne dans les années quatre-vingt-dix vue successivement sous l'angle « absolu » et sous l'angle « relatif ». J'ai ainsi accumulé un certain nombre de régularités empiriques concernant des hommes et des femmes âgés en 2007 de 39 à 78 ans en France et de 32 à 71 ans en Italie.

98

Une première différence notable entre la France et l'Italie tient au volume des différentes catégories de diplômes offerts par l'appareil scolaire (la morphologie des diplômes). La situation française se caractérise par une « hypertrophie des niveaux inférieurs » : une majorité de la population (plus de 70%) se répartit entre les « non diplômés », les détenteurs d'un diplôme de type « CEP » (et, en bien moindre mesure, de type « BEPC ») et les possesseurs de diplômes professionnels de type « CAP ». En Italie en revanche on observe une « hypertrophie du milieu » : pour plus de 60% de la population le diplôme le plus haut obtenu est un diplôme secondaire soit inférieur soit moins fréquemment supérieur (notamment, des filières professionnelles longues). La diffusion des diplômes de l'enseignement supérieur long est encore assez faible en Italie.

Des différences importantes concernent ensuite les « destinées scolaires », c'est-à-dire le niveau de diplôme le plus fréquemment atteint pour les différents groupes sociaux. En France, la sur-représentation des situations éducatives inférieures est alimentée par tous les groupes sociaux, mais elle est moindre à mesure que l'on monte dans l'échelle sociale. La seule exception concerne le groupe social le plus élevé (cadres supérieurs, professions libérales, chefs d'entreprise, etc.) pour qui l'accès aux diplômes de l'enseignement supérieur constitue la destination éducative finale la plus fréquente. En Italie, en revanche, il semble que chaque groupe (ou ensemble de groupes) dispose d'un « diplôme modal ». L'« hypertrophie » des diplômes intermédiaires est nette chez les groupes ouvriers et indépendants tandis que les populations d'origine agricole se cantonnent le plus souvent aux niveaux éducatifs inférieurs. C'est en revanche une « hypertrophie » des diplômes de plus haut niveau qui caractérise les deux groupes supérieurs. Il n'existe cependant pas



dans ce pays une distanciation nette entre le groupe supérieur et les professions intermédiaires.

Ces différences en termes de flux ont des conséquences non négligeables sur le recrutement social des diplômés. En rapportant celle-ci à la composition sociale de la population, les courbes de Lorenz et l'indice de Gini ont permis de mettre en évidence deux configurations distributives différentes. En France, on repère une situation d'« égalité distributive localisée » en ce sens que, au moins pour les niveaux scolaires inférieurs, l'instruction est répartie de manière relativement égalitaire (au sens de Gini). En Italie, en revanche, on décèle dans les données une situation d'« inégalité distributive diffuse » en ce sens que chaque segment du système des diplômés est plus ou moins concentré dans les mains de quelques groupes spécifiques. Il en résulte un degré d'inégalité distributive globalement plus élevé en Italie qu'en France.

Sous l'angle « relatif », ensuite, les opportunités éducatives relatives française et italienne présentent une configuration « polarisée ». D'une part, il existe une proximité forte entre les groupes sociaux supérieurs et les diplômés secondaires longs et de l'enseignement supérieur et, symétriquement, entre les groupes sociaux inférieurs et l'échec scolaire et les diplômés primaires. D'autre part, on observe une distance maximale entre les groupes supérieurs et les situations éducatives les moins désirables et, inversement, entre les groupes inférieurs et les diplômés secondaires longs et de l'enseignement supérieur.

Cette polarisation se décline cependant différemment dans les deux pays. En France, les avantages concurrentiels du groupe supérieur par rapport aux diplômés les plus élevés sont particulièrement marqués par rapport à tous les autres groupes sociaux. En Italie, en revanche, les membres des professions intermédiaires salariées possèdent également des avantages certains pour accéder aux diplômes de plus haut niveau. L'aire d'« attraction forte » se trouve, pour les diplômés de niveau moyen/élevé, élargie par rapport à ce que l'on observe en France. En Italie, ensuite, il existe une affinité particulièrement forte entre les groupes agricoles (exploitants agricoles et ouvriers agricoles) et les niveaux inférieurs du système éducatif. Il en résulte une rigidité de la structure des opportunités globalement plus élevée en Italie qu'en France (ce qui a été confirmé par les estimations du modèle log-multiplicatif dit « unidiff »).

En utilisant un type particulier de modèles log-linéaires (dits « topologiques », choisis dans leur variante « multi-matrice »), quelques hypothèses théoriques, tirées de l'« approche du choix éducatif rationnel », m'ont permis de reproduire à la fois cette structure commune d'« opportunités éducatives polarisées » et ses variations nationales en termes d'extension et d'intensité. En dépit des



résultats assez satisfaisants obtenus sous l'angle purement descriptif, j'ai souligné les limites explicatives considérables d'une telle analyse.

En mettant en œuvre l'une des variantes les plus sophistiquées de l'analyse log-linéaire, je voulais démontrer qu'un modèle générateur ne peut trouver qu'une implémentation de façade dans le cadre des méthodes statistiques traditionnelles. C'est en démontant pièce par pièce la technique après l'avoir appliquée que j'ai montré que ces méthodes, aussi sophistiquées soient-elles, demeurent étrangères à la notion de « mécanisme ». Une véritable explication de l'émergence des structures décelées dans les données ne saurait être atteinte sans sortir du cadre méthodologique de la « sociologie des variables ».

Ainsi, les analyses empiriques contenues dans ce chapitre exposent des résultats empiriques et lancent un défi : éclairer les régularités systémiques transversales décelées dans les données françaises et italiennes d'une manière différente, et plus approfondie, que l'analyse statistique ne peut à elle seule le faire.

La stratification éducative en France et en Italie au xx^e siècle

Poursuivons la recherche d'un ensemble de faits systémiques suffisamment structurés dont il s'agira de modéliser les mécanismes générateurs. La stratification éducative sera maintenant abordée dans une perspective diachronique à la fois sous l'angle absolu et sous l'angle relatif¹.

Suivant le même parcours qu'au chapitre précédent, je vais d'abord décrire : a) l'évolution de la distribution des diplômes : la « morphologie » éducative ; b) l'évolution des niveaux éducatifs les plus fréquemment atteints par les membres des différents groupes sociaux : les « destinées éducatives » ; c) l'évolution du degré d'hétérogénéité sociale des différents diplômes : le « recrutement social » des diplômes. Je m'attacherai ensuite aux transformations ayant affecté la « fluidité éducative », c'est-à-dire la

1 En matière de nomenclatures des groupes socioprofessionnels et des diplômes, je maintiens les choix faits dans le chapitre précédent (voir note 1). Pour ce qui est des données empiriques, deux sources complémentaires seront en revanche mobilisées ici : pour la France, l'*Enquête Formation-Qualification professionnelle* (FQP) réalisée en 1985 par l'INSEE, et, pour l'Italie, l'*Indagine Italiana di Mobilità* (IIM) réalisée en 1985 par un consortium d'universités italiennes (voir Cobalti et Schizzerotto, 1994). Pour les deux pays, la série de cohortes d'individus (nés entre 1900 et 1974) étudiée a été obtenue par « sommation » des effectifs des cohortes qui existaient dans les deux enquêtes (voir pour une stratégie similaire, Albouy et Wanecq, 2003 ; Chauvel, 1998a ; Thélot et Vallet, 2000 ; Vallet, 2006). Puisque cette stratégie de construction des cohortes efface la coïncidence entre « cohorte » et « groupe d'âge », j'ai cependant limité l'observation aux seuls individus âgés d'au moins 25 ans pour obtenir des cohortes d'individus ayant la position la plus similaire possible face au phénomène étudié (voir Muller et Pollak, 2004, p. 96-102 ; Pisati et Schizzerotto, 2004, p. 155 ; Robert et Bokodi, 2004, p. 301-306 ; Vallet, 2003, p. 48). Il est vrai par ailleurs qu'en raison de certains défauts plus généraux de l'analyse par cohortes (voir Duncan, 1966 ; Breen et Jonsson, 1997), de nombreuses études de la mobilité sociale (Breen, 2004) et, bien qu'en moindre mesure, de la stratification éducative (Goux et Maurin, 1995) commencent à adopter (aussi) une perspective « par périodes » (voir Breen et Jonsson, 2005, p. 230 ; Breen et Jonsson, 2007 ; Breen et Luijkx, 2004, p. 399, n. 16). Ailleurs, j'ai doublé l'analyse par « cohortes » d'une analyse « par périodes » (voir Manzo, 2006b) : ici, pour des raisons d'espace, je ne le ferai pas.

configuration des positions éducatives des différents groupes les uns par rapport aux autres.

Ces analyses empiriques diachroniques touchent ainsi à l'une des questions qui a fait couler le plus d'encre : la mesure de l'évolution dans le temps des inégalités éducatives (voir chapitre 2, § III).

Aux yeux de ceux qui considèrent que les « opportunités éducatives relatives » sont fondamentales pour évaluer l'ampleur du processus de démocratisation au cours du ^{xx}e siècle, peu importe en effet que la quantité globale d'éducation reçue par les individus ait ou non augmenté. Réciproquement, ceux qui attribuent à celle-ci davantage d'importance ont du mal à comprendre comment certains peuvent soutenir que rien n'ait changé dans la « force » du lien qui existe entre le groupe social d'origine des individus et leur diplôme.

Pour ma part, comme on l'a vu plus haut, je défends l'idée qu'il n'y pas de raisons théoriques solides pour privilégier l'un ou l'autre de ces deux types de changements temporels. L'enjeu sociologique véritable est en effet de développer un « modèle générateur » unique qui puisse rendre compte des évolutions enregistrées aux deux niveaux d'analyses, et ce quel que soit leur signe.

Au demeurant, même les études qui privilégient l'aspect « relatif » des inégalités éducatives ne convergent pas totalement. Si les analyses proposées par Shavit et Blossfeld (1993) démontrent une stabilité considérable des « écarts éducatifs relatifs » entre les groupes, à l'exception de la Suède et des Pays-Bas (Blossfeld et Shavit, 1993, p. 16-17 ; Jonsson, 1993 ; Jonsson et Erikson, 2000 ; Ganzeboom et Luijkx, 2004 ; Breen et Jonsson, 2007), plusieurs études ultérieures signalent une certaine inflexion de cette stabilité (voir en général, Breen *et al.*, 2005 ; pour le Royaume-Uni, Jonsson et Mills, 1993a, b ; pour l'Allemagne, Jonsson *et al.*, 1996 ; pour la Finlande, Kivinen *et al.*, 2001).

La France et l'Italie ne font pas exception. En France, de nombreuses études tendent à montrer une ouverture du système des opportunités éducatives relatives (Garnier et Raffalovich, 1984 ; Smith et Garnier, 1986 ; Thélot et Vallet, 2000 ; Vallet, 2001 ; 2004a ; 2006), tandis que d'autres contestent l'existence même de ces changements (Goux et Maurin, 1995 ; Duru-Bellat et Kieffer, 2000 ; Merle, 2000). En Italie, la thèse de la stabilité de la « fluidité éducative », mis à part quelques signes d'affaiblissement concernant les agriculteurs, semble dominer (Barone, 2006 ; Cobalti, 1990 ; Cobalti et Schizzerotto, 1993 ; 1994 ; Pisati, 2002a ; Pisati et Schizzerotto, 2004 ; Schizzerotto, 1990), mais des critiques s'élèvent régulièrement (Benedusi,

1993, p. 95, 100 et 107-108 ; Shavit et Westerbeek, 1998 ; Ballarino et Schadee, 2006).

Ainsi, l'objectif de ce chapitre sera de fournir des éléments empiriques complémentaires à ce débat. Je garde cependant à l'esprit également l'idée selon laquelle l'Italie a pu connaître une évolution spécifique liée à son parcours singulier de modernisation (Chiesi et Martinelli, 2002 ; voir aussi Bagnasco, 1988, p. 13-30 ; Sciolla, 2004). Du point de vue diachronique qui nous occupe ici, cette spécificité consisterait en une égalisation de la stratification sociale des diplômes plus modérée qu'en France.

LES ÉVOLUTIONS DE LA MORPHOLOGIE, DES DESTINÉES ÉDUCATIVES ET DU RECRUTEMENT SOCIAL DES DIPLÔMES

D'un point de vue « absolu », une première différence marquée entre la France et l'Italie concerne les transformations de la morphologie éducative, c'est-à-dire la part des différentes catégories de diplômes dans la population (voir fig. 8a et 8b, annexe 1).

En France, le « mode » de la distribution de l'éducation est demeuré stable et correspond aux bas niveaux éducatifs (1a, 1b+1c), tandis qu'en Italie, il s'est progressivement déplacé vers les niveaux secondaires inférieur (2b) et supérieur à caractère professionnel (2c_voc), chez les hommes comme chez les femmes².

Après une réduction considérable des non diplômés (1a), la tendance décroissante se ralentit en effet en France à partir des cohortes nées durant les années quarante. En revanche, la baisse des faibles niveaux de qualification (1b+1c), masque une double tendance. Si l'on distinguait les diplômes élémentaires à caractère général (de type CEP, codés en 1b selon la norme CASMIN) des diplômes professionnels (de type CAP, codés en 1c selon CASMIN), l'on pourrait voir que, à la baisse rapide des premiers correspond une hausse rapide des seconds, jusqu'après la deuxième guerre mondiale. La catégorie des diplômes inférieurs (1b+1c) se réduit donc plus rapidement en Italie qu'en France en partie car, en Italie, le niveau 1c (diplômes professionnels de niveau primaire) n'a jamais existé.

La proportion de certifications professionnelles de niveau secondaire inférieur (2a) augmente aussi progressivement en France tandis que l'Italie ne connaît à ce niveau qu'une croissance limitée et partielle, exclusivement pour les cohortes nées entre les années trente et cinquante. La proportion de ceux qui arrêtent leurs études après un diplôme secondaire inférieur général (type

2 Les données désagrégées par genre sont disponibles sur demande auprès de l'auteur.

BEPC en France) augmente en revanche très peu en France tandis qu'on observe une véritable explosion en Italie, à partir des cohortes nées durant les années vingt.

La proportion d'individus qui s'arrêtent à un diplôme secondaire long augmente au fil des cohortes pour les deux pays : tendance plus marquée en Italie qu'en France et bien davantage pour les filières professionnelles (2c_voc) que pour les filières générales (2c_gen). Enfin en France une proportion croissante d'individus accède au segment court de l'enseignement supérieur (3a), à partir des cohortes nées durant les années vingt. En Italie, il faut attendre la cohorte 1970-1974 pour voir un mouvement analogue. A l'inverse, les jeunes Italiens ont profité plus que les jeunes Français durant les années soixante-dix et quatre-vingt de l'accès aux parcours supérieurs longs (3b), mais ensuite cette tendance à la hausse s'est brusquement ralentie.

Ainsi, la France comme l'Italie ont connu un mouvement de diffusion de l'instruction formelle au cours du xx^e siècle : la proportion d'individus sans diplôme ou bien s'arrêtant aux diplômes de niveau inférieur a baissé tandis que la part de la population atteignant un diplôme secondaire ou un diplôme de l'enseignement supérieur a globalement augmenté. Cependant, en France, les diplômes à caractère professionnel de niveau inférieur ainsi que les strates inférieures de l'enseignement supérieur ont constitué les voies privilégiées de ce processus. En Italie, en revanche, le point d'équilibre de cette diffusion a coïncidé avec les diplômes secondaires inférieurs et avec les filières professionnelles longues.

Pour appréhender la participation de différents groupes sociaux à ces évolutions « morphologiques », on peut analyser, cohorte par cohorte, le pourcentage d'individus sortis avec tel ou tel diplôme terminal au sein des différents groupes sociaux (voir fig. 9, annexe 1).

On voit tout d'abord que la baisse des sans diplôme (1a) a concerné tous les groupes sociaux, aussi bien en France qu'en Italie. En France, cependant, ce mouvement de contraction se réalise selon des rythmes spécifiques à chaque groupe, et n'aboutit pas à la disparition des sorties sans diplôme.

La réduction des diplômes de niveau primaire (1b+1c) touche aussi tous les groupes sociaux. En France, cependant, les bas niveaux de qualification ont pratiquement disparu du groupe le plus haut placé dans la hiérarchie sociale (I+II). Quant aux enfants d'ouvriers agricoles (VIIb) français, ils se sont largement hissés au niveau des diplômes à caractère professionnel de type CAP.

L'expansion des niveaux intermédiaires (2a+2b) des systèmes scolaires français et italien a également concerné tous les groupes sociaux, mais ce



mouvement est plus net en Italie qu'en France. En France, la proportion d'individus sortant au niveau intermédiaire s'est réduite, lentement, et seulement dans le groupe supérieur (I+II). En Italie, l'expansion de ces diplômes a principalement été le fait des classes moyennes indépendantes et des ouvriers.

Un mouvement d'expansion concernant tous les groupes sociaux existe aussi pour les filières secondaires longues à caractère technique ou professionnel (2c_voc). Cependant, le groupe social supérieur occupe une position particulière en Italie : le mouvement d'expansion à ce niveau est moins net. Ceci est probablement lié à l'expansion bien plus importante dans ce groupe des filières longues les plus prestigieuses du cycle secondaire, les filières générales (2c_gen). En effet, la diffusion de ces diplômes a particulièrement concerné en Italie le groupe I+II et, à un moindre degré le groupe IIIa+IIIb.

L'enseignement supérieur court (3a) s'est également diffusé dans tous les groupes sociaux, en France comme en Italie. Dans le deux cas, cependant, le groupe supérieur (I+II) a joué un rôle important dans la diffusion de ces diplômes : en France davantage qu'en Italie où la diffusion de ces diplômes ne commence véritablement que pour la cohorte née au début des années soixante-dix. Quant à l'enseignement supérieur long (3b), enfin, les deux pays présentent aussi une configuration similaire. La diffusion de ces diplômes a concerné particulièrement le groupe I+II en France et I+II et IIIa+IIIb en Italie, avant une chute brutale pour les cohortes les plus récentes.

Ainsi, l'approche diachronique indique une élévation globale de l'éducation dans tous les groupes sociaux au ^{xx}e siècle en France comme en Italie. En ce sens, on peut parler de « massification » de l'éducation (l'analyse, non reportée ici, de l'évolution des « diplômes médians » le montre aussi). Néanmoins, certains groupes ont été plus que d'autres porteurs de la diffusion de certains diplômes. Globalement, cet aspect paraît plus évident en Italie qu'en France. En France, la diffusion de l'enseignement supérieur a été particulièrement portée par la frange supérieure de la hiérarchie sociale (I+II). En Italie, en revanche, le point d'équilibre de la diffusion scolaire (les diplômes secondaires inférieurs) a été alimenté tout spécialement par les classes moyennes indépendantes et les ouvriers alors que les deux groupes supérieurs (I+II et IIIa+IIIb) ont plutôt assuré la diffusion des filières les plus prestigieuses du cycle secondaire long ainsi que des diplômes de l'enseignement supérieur.

Pour déterminer *in fine* les conséquences redistributives des multiples facettes de cette « massification » de l'éducation, il peut être utile d'étudier les modifications dans le temps de la composition sociale des différents diplômes. À cet effet, les courbes de Lorenz et l'indice de Gini construites pour chaque



situation éducative au sein des différentes cohortes considérées s'avèrent d'un très grand intérêt (voir tableau 5, annexe 1)³.

Un premier élément tient à la concentration sociale de l'absence de certification formelle (1a) et des certifications de niveau « inférieur » (1b+1c). La valeur croissante de l'indice de Gini synthétise ce mouvement, aussi bien en France qu'en Italie. Ce résultat – on vient de voir en effet que la proportion d'individus qui s'arrêtent à ces niveaux s'est fortement réduite au fil des cohortes – tient à ce que progressivement seuls les groupes sociaux les plus démunis alimentent ce niveau. Les indices de Gini montrent d'ailleurs que la distribution sociétale de ces conditions éducatives inférieures est devenue bien plus inégalitaire en Italie qu'en France où leur réduction a été moins brutale⁴.

Les diplômes secondaires inférieurs à caractère général et professionnel (2a+2b) présentent une évolution différente. Les indices de Gini montrent que la diffusion généralisée de ces diplômes a bien entraîné une égalisation considérable de leur distribution sociétale. Ce mouvement égalitaire est continu et linéaire en France ; il adopte une forme non linéaire en Italie. On a probablement ici un phénomène de « diffusion ségrégative » : après les années cinquante, les deux groupes supérieurs ne s'y arrêtent plus, et ces diplômes ont commencé à se concentrer parmi les groupes situés plus bas⁵.

106

- 3 Par rapport à la stratégie, largement répandue, qui consiste à comparer, de manière plus ou moins systématique, les pourcentages qui quantifient les « destinées éducatives » de chaque milieu, les courbes de Lorenz ont le double intérêt de fournir un critère stable pour juger des conséquences distributives de l'expansion scolaire ainsi qu'un outil pour les synthétiser (voir Merle, 2002, p. 83). Prenant comme repère le poids démographique de chaque groupe dans chaque cohorte, la courbe représente en effet la distance qui sépare la proportion de tel ou tel diplôme détenue par tel ou tel groupe, au sein d'une cohorte donnée, de la portion qui aurait dû lui revenir si l'éducation avait été répartie en fonction de son poids démographique. Par ce biais, la courbe permet également de disposer d'une première appréhension du rôle que le changement structurel dans la distribution des occupations joue dans le changement du degré d'inégalité de la distribution des diplômes.
- 4 L'analyse diachronique des « coefficients distributifs » (non reportés) confirme l'existence de ce processus. Dans le cas de l'absence de diplômes formels (1a), les groupes démunis en question sont, en France, les groupes ouvriers (agricoles ou non) et, en Italie, les groupes agricoles (indépendants ou non). Dans le cas des diplômes « élémentaires » (1b+1c), en revanche, ces groupes s'identifient, en France, aux ouvriers et aux travailleurs agricoles indépendants et, en Italie, aux ouvriers agricoles et, dans une moindre mesure, aux ouvriers faiblement qualifiés de l'industrie.
- 5 Un examen des « coefficients distributifs » sous-jacents aux courbes italiennes confirme cette hypothèse. Alors que, dans la cohorte la plus ancienne, les deux groupes supérieurs se trouvent au sommet de la hiérarchie, ils sont descendus, six cohortes plus tard, au bas de celle-ci pour laisser leur place aux groupes agricoles et, surtout, ouvriers. Cela n'est pas en revanche le cas de la France où les « coefficients distributifs » fluctuent autour de 1 pour la plupart des groupes sociaux.



En France comme en Italie, en revanche, un mouvement d'égalisation distributive « pleine » a touché les filières longues à caractère professionnel du cycle secondaire (2c_voc), et, bien que selon une évolution non linéaire et de moindre ampleur, les indices de Gini montrent qu'un mouvement d'égalisation similaire a également affecté les filières à caractère général (2c_gen).

Pour ce qui est enfin de l'enseignement supérieur, si l'on considère les parcours courts (3a), la France et l'Italie présentent des évolutions différentes. Alors que, en France, le degré d'inégalité a d'abord augmenté puis diminué pour revenir ensuite à un niveau d'inégalité final similaire au niveau initial, en Italie, la distribution sociétale des diplômes supérieurs courts est devenue plus égalitaire de manière continue (bien qu'avec une remontée de l'inégalité dans la cohorte la plus récente). Dans le cas des parcours longs (3b), en revanche, un mouvement clair et incontestable d'égalisation distributive se dégage des données : l'indice de Gini décroît, en France, de 0,77 à 0,45 et, en Italie, de 0,83 à 0,44⁶.

Afin de discerner une évolution résultant de ces mouvements redistributifs d'ampleur et de signe variés, j'ai calculé une série d'indices de Gini moyens (c'est-à-dire, prenant en compte, pour chaque cohorte, le degré d'inégalité des différents diplômes). Selon ces calculs, une tendance générale à une plus grande égalité distributive s'est clairement installée, en France comme en Italie, au cours du xx^e siècle : l'indice passe de 0,38 à 0,25, en France et de 0,53 à 0,36 en Italie (voir tableau 5, annexe 1).

Puisque les deux pays ne partaient pas du même degré d'inégalité, il paraît difficile de déterminer lequel a connu le mouvement égalisateur le plus important. Force est de constater néanmoins que l'Italie atteint pour la cohorte la plus récente un degré d'inégalité distributive moyenne similaire à celui qui caractérisait la France près d'un siècle auparavant. Qui plus est, la tendance égalitaire ralentit en Italie avec la cohorte d'individus nés dans les années quarante : depuis, c'est plutôt une augmentation de l'inégalité distributive moyenne qui a primé. C'est en ce sens que l'on pourrait qualifier de « démocratisation distributive incertaine » les conséquences redistributives de la diffusion de l'éducation formelle en Italie au xx^e siècle.

6 Les « coefficients redistributifs » sous-jacents aux courbes montrent que cette tendance traduit une transformation similaire dans les deux pays : une atténuation du monopole que le groupe le plus haut situé dans l'échelle sociale a traditionnellement exercé sur ces diplômes suivie d'une amélioration, faible mais incontestable, de la position distributive des groupes moyens et ouvriers.



LES ÉVOLUTIONS DE LA « FLUIDITÉ ÉDUCATIVE »

Par-delà ces différences qualitatives et quantitatives, l'instruction s'est globalement diffusée, « massifiée » et démocratisée en France comme en Italie. Qu'en est-il en revanche des positions relatives des différents groupes dans l'obtention des différents diplômes ?

Les « birapports généralisés » calculés, diplôme par diplôme, pour chaque cohorte considérée, donnent de premiers éléments de réponse à cette question concernant la stratification éducative vue sous l'angle relatif⁷.

Les graphes (disponibles auprès de l'auteur) montrent que les « opportunités éducatives relatives » ont évolué au cours du xx^e siècle bien plus lentement et dans une moindre mesure que la distribution des diplômes ou les destinées et recrutements éducatifs. L'analyse graphique minutieuse des logarithmes de ces « birapports généralisés » suggère cependant qu'il serait inexact de dire que rien n'a changé dans la structure des « opportunités éducatives relatives » des deux pays. C'est plutôt un mixte de changements et de permanences qui s'impose à nous.

Une première différence entre la France et l'Italie concerne l'absence de diplômes formels (1a). Dans le premier pays, en effet, un mouvement net de rapprochement entre les groupes s'esquisse jusqu'à la cohorte des individus nés durant les années cinquante. Cela n'est pas le cas en l'Italie. Il en va de même pour les diplômes généraux ou professionnels de niveau inférieur (1b+1c). En France, en effet, du moins jusqu'à la cohorte d'individus nés durant les années cinquante, les courbes propres aux différents groupes se rapprochent lentement de l'axe des abscisses signalant, tout particulièrement, une atténuation des désavantages des ouvriers agricoles (VII) et de l'avantage concurrentiel du groupe supérieur (I+II). En Italie, ce mouvement d'égalisation a été plus incertain et moins linéaire.

Pour les diplômes secondaires inférieurs (2a+2b), il ne semble exister de tendances claires ni pour la France ni pour l'Italie. Les courbes italiennes paraissent néanmoins esquisser un mouvement de rapprochement plus net entre les groupes, du moins jusqu'à la cohorte des individus nés durant les années cinquante. Pour les diplômes secondaires longs, aucun changement n'est décelable dans les filières générales (2c_gen), mais les

7 Ces coefficients expriment l'« avantage moyen » dont bénéficient les membres d'un groupe social particulier pour l'obtention d'un diplôme donné plutôt que n'importe quel autre diplôme (voir chap. 3, § 3). Pour calculer ces « *odds ratios* généralisés », j'ai exploité la relation biunivoque qui existe entre eux et les paramètres d'un modèle log-linéaire. Cobalti (1989b, p. 211) et Cobalti et Schizzerotto (1994) indiquent la formule de passage des uns aux autres dans le cas d'un tableau bidimensionnel tandis que Kaufman et Schervish (1987) traitent également le cas de trois variables qui m'occupe ici.



branches professionnelles (2c_voc) paraissent converger en France vers une situation proche de l'« égalité des chances ». Les diplômes de l'enseignement supérieur court (3a) ou long (3b), ne montrent aucune tendance claire vers un affaiblissement ou un durcissement de la structure des « opportunités éducatives relatives ».

Afin d'explorer plus précisément ces quelques signes de changements, il s'avère utile de recourir à l'analyse log-linéaire. Celle-ci permet non seulement de contrôler les différentes sources d'erreurs qui pourraient affecter les coefficients, mais, surtout, de dégager une tendance globale, résultant de ce mélange de changement et de stabilité⁸.

On peut alors procéder à une estimation des deux modèles utilisés dans le chapitre précédent : le modèle log-linéaire dit d'« association constante » et le modèle log-multiplicatif dit de « différence uniforme » (unidiff)⁹. La seule différence est que la troisième variable n'est pas ici l'espace (les deux pays), mais le temps (les cinq cohortes). Dans ce contexte, le premier modèle suppose que la « fluidité éducative » est restée inchangée au fil des cohortes tandis que le second suppose qu'elle s'est modifiée, mais d'une façon particulière (notamment, tous les « birapports généralisés » seraient plus proches, ou plus éloignés, de 1 selon un facteur uniforme β)¹⁰.

Dans le cas français (voir tableau 6, annexe 1), le modèle de « différence uniforme » est en effet préférable au modèle d'« association constante » de

- 8 Le calcul des « intervalles de confiance » pour chaque « birapport généralisé » n'aurait aidé que dans la résolution du premier problème. Cette stratégie pose néanmoins deux ordres de difficultés. D'une part, si le calcul des intervalles de confiance est simple pour les « odds ratios » (voir Bohrnstedt et Knoke, 1998, p. 321 ; Corbetta, 1999, p. 306-307, note 5 ; Gilbert, 1993, p. 123 ; Vallet, 1988, p. 403-404), cela l'est beaucoup moins pour les « odds ratios généralisés », surtout dans le cas de trois (ou plus) variables (voir Kaufman et Schervish, 1987, p. 242-243). D'autre part, passer par les intervalles de confiance oblige ensuite à étudier systématiquement toutes les aires de chevauchement entre eux, ce qui devient vite fastidieux dès que le nombre de groupes, de diplômes et de cohortes est élevé. C'est pourquoi, bien que je me sois engagé dans cette voie dans un premier temps, des modèles qui permettent d'appréhender globalement la structure des *odds ratios* et de tester aisément la configuration générale des résidus me sont vite apparus comme la solution la plus satisfaisante.
- 9 Dans les analyses quantitatives des inégalités éducatives, le premier est parfois nommé « modèle de démocratisation uniforme » (Goux et Maurin, 1995, p. 88-95) ou « modèle de constance des rapports de chances relatives » (Albouy et Wanecq, 2003, p. 39-40 ; Thélot et Vallet, 2000, p. 17-18).
- 10 Cette conception du changement temporel est sans doute simplificatrice. Le « modèle de différence uniforme » a néanmoins le mérite de la rendre testable. La puissance de ce modèle explique d'ailleurs sa popularité dans les études de mobilité sociale (Breen et Jonsson, 2005, p. 235). Goodman et Hout (1998 ; 2001) ont proposé un modèle plus raffiné qui permet aux *odds ratios* de varier de manière non uniforme selon le groupe et le diplôme considéré. Au sein du débat suscité par cette proposition (voir Xie, 1998 ; Yamaguchi, 1998), Yamaguchi (1998, p. 237, 238 et 239) a cependant attiré l'attention sur



manière certaine car tous les indices d'ajustement vont uniformément dans le même sens. Le fait, en outre, que ce constat s'impose de façon aussi nette si on conduit l'analyse séparément pour les hommes et les femmes constitue un élément de preuve complémentaire.

Il en va tout autrement en Italie. Selon l'indicateur bayésien BIC, le modèle de « différence uniforme » ne serait en aucun cas préférable à celui d'« association constante ».

En revanche, ce modèle pourrait être préféré au modèle d'« association constante » selon un test classique des différences du khi-deux de maximum de vraisemblance pour deux modèles emboîtés. Pas toujours, néanmoins. Dans le cas des hommes, le modèle de « différence uniforme » ne peut en aucun cas être préféré à celui d'« association constante ». Par ailleurs, le modèle de « différence uniforme » améliore l'ajustement aux données à un degré plus restreint en Italie qu'en France¹¹.

110

L'instabilité et, parfois, l'incohérence des indices d'ajustement italiens n'autorise pas pleinement à conclure en faveur d'une modification de la « fluidité éducative » (du moins dans le cadre imposé par le « modèle de différence uniforme »). La stabilité et la cohérence de ces mêmes indices conduisent en revanche à penser qu'en France, la structure des écarts éducatifs relatifs s'est modifiée au cours du xx^e siècle.

La valeur du coefficient β au sein des différentes cohortes, selon les estimations du modèle de « différence uniforme », indique ensuite le signe des modifications intervenues clairement en France et éventuellement en Italie (voir tableau 6 annexe 1).

Dans le premier cas, la valeur de β descend nettement, après une phase de relative stabilité, en dessous de 1 pour atteindre son minimum avec la cohorte d'individus nés durant les années cinquante. Par la suite, tout en restant inférieure à 1, la valeur du coefficient remonte légèrement pour les plus jeunes. Le sens des transformations est donc clair. Les « écarts » éducatifs relatifs entre les groupes se sont progressivement resserrés. Ce mouvement de rapprochement a été particulièrement net durant les années trente, quarante

les difficultés d'interprétation soulevées par ce modèle. Le lecteur français en trouvera des applications à l'étude de la stratification éducative dans Albouy et Wanecq (2003), dans Thélot et Vallet (2000) ou dans Vallet (2002).

- 11 Cette différence pourrait dériver en partie de la différence de taille des échantillons français et italiens. Pour la prendre en compte, j'ai suivi la stratégie de standardisation proposée par Erikson et Goldthorpe (1992a : 88), et j'ai constaté que, même si l'on ramène les estimations françaises à la taille des échantillons italiens, l'amélioration de l'ajustement entraînée par le modèle de « différence uniforme » reste plus importante en France qu'en Italie. Wong (1994) est cependant critique quant à l'utilité de ces mesures de standardisation.



et cinquante ; il s'est ensuite affaibli, tant pour les hommes que pour les femmes¹².

Si l'on interprète les valeurs des β avec précaution, on constatera que l'Italie a connu des transformations bien différentes. La valeur du coefficient β descend en dessous de 1 pour atteindre son minimum avec la cohorte des individus nés durant les années quarante ; elle remonte brusquement ensuite jusqu'à annuler presque entièrement le mouvement de baisse de la première moitié du siècle. Cependant cette évolution semble propre à la population masculine. Les femmes, en revanche, auraient fait l'expérience d'un affaiblissement du lien entre origine et diplôme plus régulier et continu, qui tendrait néanmoins à s'estomper dans la période la plus récente. En l'absence de preuves décisives en faveur du modèle de « différence uniforme » dans le cas italien, il est cependant abusif de trop s'appuyer sur les changements du coefficient β pour affirmer un changement de la « fluidité éducative ».

C'est pourquoi je propose *in fine* de parler d'une « fluidification éducative incertaine » pour l'Italie¹³.



Je viens de présenter un tableau des évolutions de la stratification éducative française et italienne au cours du xx^e siècle vue successivement sous l'angle « absolu » et sous l'angle « relatif ».

- 12 Ainsi, je retrouve la configuration des résultats obtenus par Thélot et Vallet (2000, p. 23) et par Vallet (2001 ; 2006). Il s'agit d'un résultat important car je retrouve ces éléments, certes à l'aide d'un même modèle statistique, mais dans le cadre d'une nomenclature des groupes partiellement différente (7 postes au lieu de 8) et dans le contexte d'un découpage des cohortes légèrement différent. De plus, mon échantillon est plus petit (je me suis en effet limité aux enquêtes FQP de 1985 et de 1993). Notons cependant que cette réduction des inégalités a été critiquée par Merle (2002, p. 85-86 ; voir aussi la réponse de Vallet [2003, p. 50]).
- 13 À ma connaissance, la seule étude italienne ayant pour l'heure appliqué le modèle « unidiff » aux inégalités éducatives ne permet pas, elle non plus, d'accepter ce modèle par rapport à celui d'« association constante » (voir Barone, 2006 ; au plan international, l'étude comparée de Breen *et al.* [2005] va dans le même sens). Globalement, mes résultats sont donc conformes à la plupart des études empiriques italiennes qui, comme je l'ai rappelé dans l'introduction, ne détectent aucune tendance générale vers l'affaiblissement du lien entre origines et diplômes. Par ailleurs, les indications qui viendraient de l'acceptation du modèle de « différence uniforme » seraient cohérentes avec des résultats de recherche récents qui montrent une détérioration globale des chances de vie pour les cohortes les plus jeunes (voir Schizzerotto, 2002, chap. 1, 5, 6 et 9). Des signes de durcissement des inégalités de chances scolaires ont été aussi détectés en considérant, non pas le groupe social d'origine, mais les diplômes des parents (Pisati, 2002a, p. 166). Par ailleurs, l'influence que le groupe social d'origine exerce sur le choix des filières du cursus secondaire supérieur se serait également renforcée parmi les individus des cohortes les plus récentes (Pisati, 2002a).



Durant cette période, une tendance à l'expansion de l'éducation formelle s'est durablement installée. En France, le processus s'est appuyé, dès les années vingt et trente sur l'essor des études professionnelles courtes (de type CAP) et, ultérieurement, à partir des années soixante, sur le développement du second cycle long et de l'enseignement supérieur (surtout, dans ses cycles courts). En Italie bien que la proportion de « non diplômés » se soit réduite davantage qu'en France, les diplômes secondaires inférieurs (l'équivalent du BEPC français) ainsi que, à un moindre degré, les filières professionnelles du secondaire long ont alimenté tout particulièrement le mouvement de déplacement vers le haut de la hiérarchie des diplômes. Dans ce pays, une véritable expansion de l'enseignement supérieur reste à venir.

Dans l'un et l'autre pays, tous les groupes ont participé à ces mouvements : le niveau éducatif s'est constamment élevé dans chaque groupe au cours du siècle. C'est en ce sens qu'on peut parler d'une « massification » de l'éducation. Les destinations éducatives les plus fréquemment atteintes par les différents groupes sociaux n'ont cependant pas convergé au fil du siècle ; vitesse et intensité ont différé selon les groupes. En France, les strates supérieures (cadres supérieurs, professions libérales, chefs d'entreprise, etc.) ont bien plus contribué à l'expansion de l'enseignement supérieur que toutes les autres. En Italie, en revanche, les diplômes secondaires inférieurs se sont répandus grâce à l'apport des groupes moyens indépendants et ouvriers. La diffusion des niveaux les plus élevés du système scolaire italien (les filières à caractère général du cycle secondaire long et les diplômes de l'enseignement supérieur) a en revanche été principalement l'affaire des deux groupes supérieurs (et, pour ce qui est des seconds, pendant un laps de temps limité).

Les conséquences redistributives – mesurées grâce aux courbes de Lorenz et à l'indice de Gini – de cette « massification » de l'éducation à des vitesses différenciées selon le groupe et le diplôme considéré sont d'ampleur et de signe varié.

La résultante est certainement, en France comme en Italie, un mouvement général vers la réduction du degré d'inégalité de la répartition sociétale de l'éducation. Dans les deux pays, la « massification » de l'éducation a donc entraîné une « démocratisation (au sens de Gini) quantitative » qui a pris appui sur un recul progressif du « monopole éducatif » (toujours au sens des courbes de Lorenz) que les groupes moyens et supérieurs détenaient sur les diplômes du cycle secondaire long et de l'enseignement supérieur. Si l'on considère cependant que, en Italie, à l'exception des diplômes secondaires longs à caractère professionnel, aucun diplôme n'a connu un mouvement d'égalisation monotone, que la tendance moyenne à la baisse de l'indice de



Gini ralentit dès la cohorte des individus nés durant les années quarante et que le signe s'est inversé depuis, force est de constater que ce processus de « démocratisation quantitative » a été en Italie plus hésitant qu'en France. C'est pourquoi j'ai proposé de parler pour ce pays d'une « démocratisation distributive incertaine ».

Sous l'angle relatif, en revanche, les transformations des stratifications éducatives française et italienne ont été beaucoup moins radicales. Une différence majeure sépare néanmoins les deux pays.

En France, une tendance claire vers l'ouverture de la structure des « opportunités éducatives relatives » s'est installée au cours du xx^e siècle. Ce mouvement de démocratisation des « chances » (au sens des *odds ratios*) apparaît clairement dans les données diachroniques françaises même si son ampleur est somme toute limitée. Dans la métrique des *odds ratios*, le paramètre estimé pour capturer cette tendance passe, en soixante ans, de 1 à 0,8 environ (sa valeur théorique minimale étant 0), et le mouvement se ralentit à partir des années cinquante. En Italie, en revanche, aucune augmentation de la « fluidité éducative » ne peut être démontrée empiriquement. De plus, les quelques signes de changements, bien que statistiquement non significatifs, indiquent un durcissement, et non une ouverture, du système des opportunités éducatives à partir du début des années cinquante. C'est pourquoi j'ai proposé de parler dans ce cas d'une « fluidification éducative incertaine ».

Ainsi, pour reprendre la distinction de l'historien Antoine Prost, la « démocratisation quantitative » (mesurée ici à travers les indices de Gini et les courbes de Lorenz) et la « démocratisation qualitative » (mesurée ici à travers les *odds ratios*) semblent être allées de pair en France. En Italie, en revanche, ces deux dimensions de la démocratisation éducative auraient évolué dans des directions différentes. Parler, pour l'Italie, d'une « démocratisation distributive incertaine » et d'une « fluidification éducative incertaine » ne doit cependant pas faire perdre de vue une différence essentielle. Alors que des signes d'égénéralisation de portée générale existent clairement en Italie au plan « absolu », ces fléchissements ne sont pas repérables dans les séries italiennes lorsqu'on les étudie sous l'angle « relatif ».

Les questions macrosociologiques sous-jacentes à mes analyses empiriques ont désormais une réponse. L'Italie présentait dans les années quatre-vingt-dix un degré d'inégalité distributive plus fort que celui de la société française ainsi qu'une structure des « opportunités éducatives relatives » plus rigide. À présent, nous savons que, d'un point de vue absolu, ces inégalités se sont



réduites au fil du xx^e siècle, mais moins nettement qu'en France, et que, d'un point de vue relatif, la stabilité prime de loin sur le changement. On peut en tirer deux conclusions : d'une part, dans le domaine de la stratification éducative, l'Italie a effectivement suivi un parcours singulier d'entrée dans la modernité. D'autre part, la France et l'Italie représentent deux types de sociétés européennes fortement inégalitaires, mais l'Italie l'est plus que la France. Autant de différences dont les sources demandent à être élucidées.

Architectures scolaires et stratification éducative en France et en Italie

La comparaison entre la France et l'Italie a fait apparaître des différences considérables dans la structure de la stratification éducative, aussi bien pour la distribution des diplômes que pour celle des opportunités éducatives. Il convient maintenant de commencer à aborder la genèse de ces structures macrosociales.

Je les concevrai ici comme le résultat émergent de la combinaison des milliers de choix scolaires individuels, eux-mêmes générés par : 1) les bénéfices que les acteurs escomptent des différents diplômes ; 2) les coûts qu'ils leur imputent ; 3) leur réussite scolaire passée ; 4) les choix éducatifs des autres acteurs avec lesquels ils sont en interaction directe ; 5) des effets de retour dérivant de l'agrégation de ces choix. Je suppose que, en amont, deux facteurs structurels conditionnent ces éléments : a) le groupe social d'origine des acteurs ; b) l'architecture du système scolaire à l'intérieur duquel les choix individuels s'élaborent.

Ce dernier aspect constitue l'objet du présent chapitre. Je tâche ici de mettre en évidence certains éléments qualitatifs liés à l'histoire des systèmes éducatifs français et italien au cours du siècle dernier. Les cohortes successives ont en effet pris leurs décisions scolaires dans des contextes éducatifs différents. L'évaluation par les acteurs des « bénéfices » et des « coûts » des différents diplômes ainsi que l'estimation subjective de leurs probabilités de réussite peuvent avoir été affectées par ces évolutions structurelles. Cette analyse institutionnelle qualitative servira d'arrière-fond au modèle générateur formel exposé au chapitre suivant : elle nous permettra de justifier le contenu de certains des paramètres adoptés pour le traiter (voir chap. 7, § IV.B).

Nombre d'études quantitatives de la stratification éducative soulignent le lien entre la structure de l'institution scolaires et les décisions individuelles (voir Boudon, 1973a, p. 158 ; Jonsson et Erikson, 2000, p. 365-368 ; Breen et Jonsson, 2005, p. 228 et 237). Certaines études construisent même leur cadre interprétatif sur ce lien (Muller et Karle, 1993 ; Pfeffer, 2008) ;

l'efficacité, présumée ou réelle, des politiques d'offre éducative est également fréquemment évoquée (Shavit et Blossfeld, 1993). Néanmoins, une élaboration approfondie de ce lien reste à faire (Duru-Bellat, 2002, chap. 8 ; 2003, chap. 5 ; Duru-Bellat et Kieffer, 2000, p. 73-74)¹.

Bien que j'insiste ici sur la dynamique historique de l'« offre scolaire » en France et en Italie, je n'ignore pas les influences mutuelles entre l'« offre » et la « demande » d'éducation (voir Van Zanten, 2004 ; Prost, 1997, chap. 11). Cherkaoui (1982) a montré que la première ne détermine pas la seconde de façon mécanique, et que les acteurs peuvent changer radicalement le sens des contraintes imposées par l'institution. Preuve en est, tout dernièrement, la manière dont les milieux sociaux défavorisés ont réinterprété en France les objectifs des politiques récentes d'ouverture du secondaire supérieur (Beaud, 2003 ; Prost 1997, chap. 10). Les acteurs « jonglent » à leur gré au sein de l'institution en adaptant continuellement leurs stratégies éducatives (voir Duru-Bellat, 2002, chap. IV et VII et p. 210-214), en partie, du moins, poussés par une « logique de la distinction », comme l'ont suggéré Veblen (1989), Weber (1922, p. 395-396), Goblot (1925), Collins (1971 ; 1977) ou Bourdieu (1979). De ce point de vue, dès lors que l'on conçoit l'instruction en tant que *defensive necessity* (Thurow, 1972, p. 333 ; Arrow, 1973 ; Spence, 1973), une théorie « endogène » du développement des systèmes scolaires est certainement possible (Bulle, 1999).

Il n'en demeure pas moins que les demandes adressées à l'institution scolaire se forment toujours en fonction de ses caractéristiques structurelles à un moment historique donné : la configuration du système éducatif constitue l'horizon des stratégies des acteurs et « filtre » leurs préférences et leurs perceptions des coûts de l'investissement scolaire. C'est pourquoi je privilégierai ici le versant de l'« offre » d'éducation.

Que l'« offre » d'éducation ait répondu à des facteurs d'ordre culturel – comme le voudrait l'hypothèse de la *modern world polity of nation-states* (voir Meyer *et al.*, 1977 ; Meyer *et al.*, 1992, p. 134) – ou économique – comme le voudrait une longue tradition d'inspiration fonctionnaliste (voir Bell, 1972 ; Drucker, 1961 ; Treiman, 1970 ; Treiman et Yip, 1989) ou les théoriciens du capital humain (Schultz, 1961) –, force est de constater que les *stimuli* impulsés historiquement aux systèmes scolaires français et italien ont produit des architectures institutionnelles fort hétérogènes.

1 Maurice *et al.* (1982), Kerckhoff (1996, chap. 3) ou Muller et Shavit (1998) consacrent certainement une attention particulière à la structure des systèmes scolaires, mais ils le font du point de vue du lien sociétal qui existe entre le système éducatif et le marché du travail.



Quatre aspects m'intéresseront tout particulièrement : a) la construction progressive du système scolaire français par opposition avec l'« immobilisme relatif » du système scolaire italien (pendant une grande partie du xx^e siècle) ; b) la fragmentation, pendant près de soixante-dix ans, des niveaux inférieurs du système scolaire français qui contraste avec une structure plus unitaire et mieux définie dans le système italien ; c) l'importance des parcours professionnels au sein du système scolaire français qui contraste avec leur quasi-absence dans le système italien ; d) la stratification verticale et horizontale de l'enseignement supérieur français qui contraste avec l'indifférenciation du système italien (pendant une grande partie du xx^e siècle).

Ces divergences dans l'évolution des systèmes éducatifs peuvent avoir eu un impact sur la façon dont les individus ont évalué les bénéfices, les coûts et le risque de l'investissement scolaire. Certains traits saillants des régularités statistiques synchroniques et diachroniques que j'ai mis en évidence au cours du chapitre précédent sont probablement la trace historique de ces multiples comportements adaptatifs.

HISTOIRE ET STRUCTURE DU SYSTÈME ÉDUCATIF FRANÇAIS

L'histoire de l'éducation en France est l'histoire de sa « mise en système » (Prost 1997, p. 104) : une longue série de réformes a construit une architecture dans laquelle les différents types d'instruction sont organiquement liés dans une hiérarchie cohérente de degrés et de cycles (Prost, 1981, p. 31). Loin de constituer une invention récente, les idées d'un « collège unique » et d'un « tronc commun » sont en effet au cœur des débats politiques français sur l'école dès la fin de la première guerre mondiale (Prost, 1981, p. 236-240 ; 1997, p. 51 et 85-88). Ce qui indique une recherche constante, rythmée par la succession des réformes « Carcopino » (1941), « Berthoin » (1959), « Fouchet » (1963), et « Haby » (1975) (Prost, 1981, p. 255-261, 289-294 et 401-412), d'un niveau scolaire intermédiaire qui fasse la jonction entre l'enseignement primaire, d'une part, et l'enseignement secondaire (et supérieur), d'autre part.

En France au début du xx^e siècle, l'éducation coïncidait en effet avec une « juxtaposition de réseaux d'établissements » très hétérogènes qui dispensaient, de façon indépendante les uns des autres, quatre types principaux d'instruction (Prost, 1981, p. 21-23 et 233-235) : a) des enseignements élémentaires à caractère général dans les « écoles primaires » ; b) des formations à caractère général, mais de niveau plus élevé dans les « écoles primaires supérieures » (EPS) et les « cours complémentaires » dans certaines écoles primaires (les





unes et les autres dépendant de la Direction des enseignements primaires) ; c) des formations techniques organisées par de nombreux établissements disparates ; d) un enseignement secondaire dispensé dans des lycées ou des collèges municipaux, ouvrant l'accès à l'enseignement supérieur.

118

L'enseignement élémentaire occupe une place de tout premier plan. Politiquement, l'école primaire qui, à partir de 1882, est obligatoire pour tous, est la seule école pour la masse. Elle n'est pas pensée pour ouvrir sur un niveau éducatif intermédiaire, mais pour constituer l'endroit où former, une fois pour toutes, aussi bien les citoyens que la plupart des travailleurs (Prost, 1997, chap. 4). Une scolarité réussie conduit à l'obtention du « Certificat d'études primaires » (CEP). Ce diplôme était très sélectif : les instituteurs lui attribuaient beaucoup d'importance car une bonne réussite des élèves qu'ils présentaient à l'examen constituait, du moins implicitement, une reconnaissance de leur propre capacité professionnelle (Prost, 1997). En raison de sa sélectivité, de sa rentabilité marchande et de son prestige, ce diplôme était ainsi très bien évalué par les familles (Thélot, 1982, p. 241 ; Vasconcellos, 2004, p. 10). Au début du siècle dernier, près de 4 millions d'enfants fréquentent les « écoles primaires » (Prost, 1981, p. 21). Au milieu des années trente, 85% de la population était scolarisable et un écolier sur deux obtenait le « CEP ». Cette proportion continua d'augmenter jusqu'à la fin des années cinquante (Prost, 1981, p. 166).

Les « écoles primaires supérieures » (EPS) constituent l'autre grande branche de ce réseau ségrégué d'établissements à laquelle, dès les années trente, s'adresse une demande d'éducation croissante, venant des groupes sociaux intermédiaires dont la préoccupation est l'insertion sur le marché du travail : « pour cet enseignement qui conduit quelque part, la demande est considérable », note Prost (1981, p. 249). Une nette confirmation de l'intérêt que les familles portaient à ce type d'enseignement eut lieu à l'occasion de la tentative politique de relier les « écoles primaires supérieures » au lycée. La « réforme Carcopino » (1941) n'atteint pas le résultat espéré : au lieu de développer massivement le secondaire, cette réforme réorienta plutôt la demande d'éducation vers l'autre ramification de l'enseignement primaire supérieur de l'époque, les « cours complémentaires » (*ibid.*, p. 259, 260 et 279 ; 1997, p. 90).

Parmi les dirigeants politiques, une idée précise se répand durant les années cinquante et soixante qui s'accorde avec les préférences des familles : la France a besoin de main d'œuvre moyennement qualifiée car elle est en retard par rapport aux autres pays industrialisés. Le choix est ainsi fait de renforcer les infrastructures de l'enseignement primaire supérieur (dont les locaux étaient





les moins coûteux) ainsi que de multiplier les formations techniques et pratiques (Prost 1981, p. 276-277, 288 et 295).

Puisqu'ils étaient plus coûteux, ces enseignements techniques (qui constituaient le troisième grand axe du système scolaire français en formation) furent développés plus lentement que l'enseignement primaire supérieur et furent progressivement déplacés vers le premier cycle de l'enseignement secondaire. Le « Certificat d'aptitude professionnelle » (CAP) est en quelque sorte le prototype de ces formations techniques et pratiques courtes : créé en 1911, il connut un vif succès, dès le début des années quarante, en tant que label de formation des ouvriers qualifiés, voire de la strate inférieure des techniciens. Le V^e Plan (1966-1970) fait de ce niveau de formations professionnelles le niveau privilégié de « sorties » du système scolaire (Prost, 1981, p. 441). Ce diplôme a résisté aux tentatives de réforme du début des années soixante et, plutôt que de le modifier, on a créé à son côté un diplôme similaire mais de niveau quelque peu plus élevé, le « Brevet d'enseignement professionnel » (BEP) (Prost, 1981, p. 650-656). On observera une baisse de la diffusion de ces diplômes seulement avec la création du « baccalauréat professionnel » en 1985 et l'ouverture concomitante du baccalauréat aux possesseurs de ces diplômes professionnels courts (Prost, 1997, chap. 10). C'est dire l'intérêt que les enseignants, le monde de l'entreprise, les familles et, surtout, la sphère politique ont porté à ce secteur du système éducatif. Il s'agit là d'un choix politique précis : former la main d'œuvre de bas et moyen niveau de qualification à l'intérieur du système scolaire (Prost, 1997, p. 219).

Ces cheminements multiples de l'architecture scolaire française se caractérisent ensuite par la séparation profonde et durable entre les enseignements primaires, primaires supérieurs et techniques, d'une part, et le niveau secondaire, d'autre part (Merle, 2002, p. 23). Au début du siècle dernier, il n'y avait que 290 000 élèves dans les lycées (contre, rappelons-le, près de quatre millions à l'« école primaire » [voir Prost, 1981, p. 21]).

Cette fracture est en partie liée à la nature des interventions politiques en matière de gratuité du lycée. Le principe de la gratuité de l'enseignement secondaire est adopté dès 1930, mais elle ne se réalisera complètement qu'en 1933. Cependant, la gratuité ne concerna pas les « petites classes », c'est-à-dire la voie d'accès aux lycées par laquelle passait en réalité 50 % des élèves (Prost, 1997, p. 65-66 et 82). La « gratuité » de l'enseignement secondaire fut par ailleurs complètement supprimée en 1941, pour être rétablie dès la Libération (Prost, 1981, p. 255-256). D'autre part, que les familles aient demandé pendant longtemps davantage d'instruction élémentaire et primaire supérieure que secondaire (Prost, 1981, p. 246-248 et 259) est aussi



probablement lié au contenu abstrait et élitiste de ce type d'instruction (voir Goblot, 1925, chap. VI).

La véritable jonction entre ces enseignements primaire, primaire supérieur, professionnel et secondaire ne se réalisera complètement qu'en 1975 (« réforme Haby ») avec trois niveaux organiquement superposés : « école », « collège », « lycée »².

Passons enfin à l'enseignement supérieur français dont la variété « s'inscrit dans l'histoire », note Merle (2002, p. 38-41). Son originalité tient en partie à la différenciation des institutions qui ont historiquement formé les étudiants : les universités d'une part et des « écoles » plus ou moins « grandes » d'autre part (Brint, 1998, chap. 2 ; Prost, 1981, 445 ; Vasconcellos, 2006). Il s'agit, ensuite, d'une différenciation horizontale et verticale des types de formations offertes. À partir des années soixante, se développe en effet un ensemble hétérogène de formations supérieures courtes, les unes dans les orbites des universités (DUT), les autres dans les lycées techniques (BTS), d'autres encore dans des établissements privés reconnus par l'état (diplômes paramédicaux). En 1981, l'historien Antoine Prost notait, chiffres à l'appui, que « le développement de formations supérieures courtes est l'un des traits les plus spectaculaires des quinze dernières années » (Prost, 1981, p. 453). D'autre part, l'articulation en plusieurs niveaux (avec diplômes correspondants) du parcours universitaire long paraît un trait marquant du système universitaire français. Depuis 1973, avec la création du « DEUG », ce sont bien trois (ou cinq, si l'on considère également la bipartition du troisième cycle) échelons qui structurent les études universitaires (Prost, 1981, p. 391 ; Vasconcellos, 2004, chap. 5 ; 2006, p. 65-70)³.

HISTOIRE ET STRUCTURE DU SYSTÈME ÉDUCATIF ITALIEN

À la différence du système scolaire français, l'architecture du système scolaire italien est, dès le début du ^{xx}e siècle, clairement structurée en quatre niveaux organiquement articulés.

- 2 La « réforme Carcopino » (1941), déjà rappelée, qui pour la première fois avait rendu possible le passage entre les « écoles primaires supérieures » et le « lycée » a probablement aidé à la construction de cette jonction (voir aussi Bulle, 1999, p. 72).
- 3 En 2002, la réforme dite « LMD » (voir [http ://www.education.gouv.fr](http://www.education.gouv.fr)) a réorganisé ces niveaux afin de poursuivre les objectifs d'harmonisation des systèmes éducatifs européens selon un processus de réforme initié en 1998. Les détails de cette réorganisation ne nous intéressent cependant pas ici car les cohortes d'individus dont nous étudions dans cet ouvrage les décisions et les résultats scolaires n'ont pas été affectées par ces transformations.



Lors de l'unification nationale en 1861, il existe déjà un véritable système scolaire, réorganisé par la « réforme Casati » (1859). Ce système fonctionnait dans le Piémont et fut, après l'unification, étendu à la totalité du pays. Ainsi, il ne s'agira pas d'articuler des réseaux d'établissements relativement indépendants ni de gérer l'hétérogénéité à l'intérieur de chacun d'eux, comme cela a été le cas en France. L'évolution de l'institution scolaire italienne a été bien davantage l'histoire des modifications, d'ampleur limitée, des barrières entre les différents degrés. Leur structure de fond est restée presque inchangée jusqu'au début du ^{xxi}^e siècle. C'est en ce sens qu'on peut parler d'un « immobilisme relatif » du système scolaire italien.

Après la « réforme Casati », quatre degrés s'enchaînaient organiquement. L'instruction élémentaire (quadriennale) constitue le premier. Les deux premières années étaient obligatoires et gratuites et la différenciation interne de ce premier niveau scolaire était quasi-nulle. À la fin de cette école, l'on pouvait passer à un degré secondaire inférieur avec un choix entre deux filières : d'une part, une filière classique (qui durait cinq ans) centrée sur l'enseignement du latin, d'autre part, une branche technique (qui durait trois ans). La première constituait la voie privilégiée pour passer à l'instruction secondaire supérieure, notamment au lycée (d'une durée de trois ans) et, ensuite, à l'université. La seconde, la filière technique, n'était pas non plus au plan institutionnel dépourvue de tout accès aux études secondaires. Elle donnait notamment accès aux « instituts techniques » (d'une durée de trois ans) conduisant, eux-aussi, à certaines facultés techniques et scientifiques de l'université.

Ainsi, bien que les frontières entre les quatre degrés soient nettement définies, il s'agit d'une structure formellement très ouverte. Dans le cadre de comparaisons européennes systématiques, certains sociologues de l'éducation ont d'ailleurs considéré le système scolaire italien de l'époque comme l'un des moins stratifiés (Brint, 1998, p. 74). C'était un choix précis de la classe dirigeante qui visait à encourager la participation scolaire de la population dans son ensemble (voir Schizzerotto et Barone, 2006, p. 36).

Cet « exceptionnalisme » prometteur ne dura cependant pas longtemps. Dès 1892, en effet, les frais d'inscription au « lycée » furent augmentés et, en 1903, il en fut de même pour l'inscription à l'université (*ibid.*, p. 38).

La structure quadripartite issue de la « réforme Casati » n'a pas été bouleversée durant le fascisme. La « réforme Gentile » (1923), du nom du philosophe célèbre qui la mit au point, institua cependant une plus forte segmentation entre les degrés (Dei, 1998, p. 69), selon une conception sélective et élitiste de l'éducation (Schizzerotto et Barone, 2006, p. 40).



Le premier cycle du second degré devint le point de barrage principal. Sa filière classique continua à donner accès aux lycées « classique » ou « scientifique » et, par là, à toutes les facultés universitaires (« droit » et « philosophie » étant réservés au lycée classique). La filière technique, en revanche, fut réorganisée en deux voies. D'une part, certains parcours à caractère technique permettaient le passage aux instituts secondaires supérieurs techniques qui ne donnaient cependant accès qu'à certaines facultés universitaires (notamment, « économie et commerce », « sciences statistiques » et « sciences agronomiques »). D'autre part, l'on créa un parcours sans débouché (la « scuola complementare »). Ce dernier ne recueillant que très peu d'inscriptions, il fut cependant vite remplacé, dès 1930, par une autre filière (la « scuola di avviamento ») qui permettait, du moins en principe, l'inscription aux instituts techniques du secondaire supérieur.

Une autre spécificité de la « réforme Gentile » fut de sanctionner très clairement chaque degré, en amont, par des épreuves d'admissibilité et, en aval, par des examens de passage (*ibid.*, p. 40).

La « loi Bottai » (1940) simplifia ensuite davantage la structure du premier cycle du second degré en la rendant duale (filiale « noble », d'une part, « scuola di avviamento », d'autre part) et créa des cours de niveau secondaire inférieur spécialement destinés au monde agricole (la « scuola artigiana »).

Il faudra attendre le début des années soixante pour que les classes dirigeantes entreprennent véritablement une réforme du système dans le but, cette fois, de le rendre plus ouvert. En 1962, les deux branches du premier cycle du second degré sont unifiées dans un cursus commun pour tous les élèves : l'on crée la « *scuola media unica* » (le « collège unique ») dont la fréquentation est obligatoire jusqu'à quatorze ans. Des soutiens financiers pour les bons élèves issus des milieux défavorisés sont créés pour la première fois (Schizzerotto et Barone, 2006, p. 43)⁴. En 1969, l'accès à l'enseignement supérieur fut libéralisé sans modifier en rien l'articulation du secondaire supérieur.

Ainsi, le trait saillant de la dynamique institutionnelle du système scolaire italien au cours du xx^e siècle est l'absence d'un renouvellement profond de son organisation, notamment aux niveaux secondaire supérieur et postsecondaire (Dei, 1998, p. 69, 78 et 86 ; Gaudio, 2000). C'est pourquoi l'on a parfois parlé d'un « changement sans réforme » (voir Dei, 1993).

4 La scolarisation obligatoire jusqu'à quatorze ans était en effet déjà prévue dans la « réforme Gentile » (1923), et la « loi Bottai » (1940) y insistait également. Ces premières injonctions juridiques ont cependant été largement inopérantes. Ce qui explique probablement pourquoi le plus souvent, même parmi les spécialistes (voir Dei, 1998, p. 10), on fait remonter l'introduction de cette obligation à la réforme de 1962.



Deux autres caractéristiques méritent d'être rappelées. En premier lieu, la « faiblesse historique – didactique et organisationnelle – du système de formation professionnelle » (Schizzerotto et Barone, 2006, p. 50). Comme nous venons de le voir, le système scolaire italien n'a en effet jamais prévu de véritables formations professionnelles autres que des « cul-de-sac », tant au niveau secondaire inférieur que supérieur. Une strate de formation professionnelle intermédiaire entre le premier et le deuxième cycle du secondaire a bien été créée (le « diploma di qualifica ») mais les réformateurs en ont confié la responsabilité aux régions qui – en raison de leur faiblesse institutionnelle et juridique (voir D'Atena, 1998) – ne sont jamais parvenus à en faire une sérieuse option éducative alternative pour les jeunes Italiens (Schizzerotto et Barone, 2006, p. 68).

Mentionnons, en deuxième lieu, « l'incapacité de différencier l'offre d'instruction postsecondaire, en l'articulant verticalement et horizontalement [...] » (Schizzerotto et Barone, 2006, chap. 2 et p. 51). Depuis toujours, l'enseignement supérieur n'est dispensé que dans les universités qui n'ont guère de stratification verticale (voir Cammelli, di Francia et Guerriero, 1996 ; Dei, 1996). D'une part, les formations courtes (un ou deux ans après le baccalauréat) n'ont été créées qu'au début des années quatre-vingt-dix et elles ne retiennent toujours guère l'attention des décideurs politiques. D'autre part, le cursus universitaire italien n'est pas structuré en une séquence de niveaux sanctionnés par des diplômes. On entre à l'université après le baccalauréat et, au bout de quatre, cinq ou six ans selon les disciplines, l'on pourra éventuellement obtenir la « laurea ». Il va de soi qu'aucune forme d'instruction professionnelle de niveau supérieur n'a trouvé de place au sein d'un tel système d'instruction postsecondaire (Schizzerotto et Barone, 2006, p. 64)⁵.

5 Dans le cadre du projet de création d'un « espace européen de l'enseignement supérieur », l'articulation de l'enseignement supérieur italien (comme celle du système français, d'ailleurs) a dernièrement subi des modifications profondes. Dès 1999, on a commencé à l'organiser sur deux niveaux de trois et deux ans, respectivement (Barone, 2005, § 1), et on a créé des parcours techniques de niveau supérieur (Schizzerotto et Barone, 2006, p. 51-52 et 75-78). Ces interventions structurelles ainsi que d'autres postérieures – notamment, la « riforma Moratti » (2003) (*ibid.*, p. 49-51) – concernant plus spécifiquement le deuxième cycle du second degré, marquent probablement la fin de cet « immobilisme relatif » ou de ce « changement sans réforme » qui a historiquement caractérisé le système scolaire italien. Les effets réels ou supposés de ces transformations récentes n'intéressent cependant pas les cohortes d'individus contenus dans les échantillons que j'analyse dans cet ouvrage.



STRUCTURES SCOLAIRES, PERCEPTIONS SUBJECTIVES ET RÉGULARITÉS STATISTIQUES

124

De la comparaison précédente, on retiendra quatre différences majeures. Premièrement, alors que le système scolaire français s'est lentement structuré au cours de soixante-dix ans environ, le système scolaire italien est parti d'une structure très clairement définie dont l'articulation de fond ne sera pas véritablement modifiée, exception faite pour le degré d'ouverture de certains passage entre niveaux, jusqu'au début du siècle suivant. Deuxièmement, alors que les niveaux primaire et secondaire inférieur du système scolaire français ont présenté un degré élevé de stratification horizontale et verticale, ces niveaux ont eu, dans le système scolaire italien, une structure plus unitaire et plus clairement définie. Troisièmement, alors que le système scolaire français a systématiquement organisé des filières professionnelles de niveaux différents, le système scolaire italien a été incapable de le faire. Quatrièmement, enfin, alors que l'enseignement supérieur français a historiquement présenté un degré élevé de stratification horizontale et verticale, le système italien d'enseignement supérieur est resté complètement indifférencié.

Mon hypothèse est que ces développements institutionnels différenciés peuvent avoir généré chez les acteurs en France et en Italie des perceptions différentes des bénéfices et des coûts des diplômes. Des investissements scolaires différents en seraient dérivés. Ce qui pourrait à son tour contribuer à expliquer pourquoi les stratifications éducatives des deux pays ont différemment évolué au cours du xx^e siècle.

Les « non diplômés »

On a vu dans le chapitre précédent que le pourcentage d'individus sans diplôme s'est maintenu élevé en France tandis qu'il s'est progressivement effacé en Italie⁶.

Or, en France, l'articulation « école », « collège » et « lycée » s'achève seulement en 1975. Le rythme de l'évolution de la scolarité obligatoire a suivi seulement en partie cette transformation (13 ans en 1882 ; 14 ans en 1934 ; 16 ans en 1959). Par ailleurs, la coïncidence entre l'obligation scolaire et les examens marquant la fin d'un niveau n'est pas totale. Si l'on obtient le certificat d'études primaires (CEP), l'on peut en effet sortir du système à l'âge de douze ans au lieu de treize ; si le diplôme n'est pas obtenu, il faut en revanche rester à l'école sans être sûr de quitter le système avec un

6 L'enquête « Génération 2001 » confirme que ce phénomène ne disparaît pas parmi les cohortes les plus jeunes. Parmi les individus ayant quitté le système scolaire français en 2001, près de 18 % d'entre eux n'ont obtenu aucun diplôme formel (CEREQ, 2004).



diplôme. La sélectivité du certificat d'études primaires a d'ailleurs été élevée. Avec la création du collège unique en 1975, ce diplôme a été supprimé et le premier diplôme que l'on peut obtenir est le « brevet de fin d'études de premier cycle » (BEPC). La possibilité de bifurquer avant cette étape vers des études professionnelles courtes (CAP) existe. Cependant le compteur de l'obligation scolaire continue de tourner, mais rien ne garantit un succès en fin de parcours.

Mon hypothèse est que ces évolutions de l'architecture scolaire ont pu avoir l'effet d'amplifier les « coûts » que les différentes cohortes d'individus ont dû supporter au niveau inférieur du système, et ce d'autant plus que l'on descend dans l'échelle sociale. Dans un premier temps, l'hétérogénéité des formations ainsi que la sélectivité de certaines d'entre elles auraient réduit les chances d'achever la scolarité obligatoire avec un diplôme formel. Dans un second temps, après la création du collège unique, l'absence de diplômes intermédiaires à obtenir aurait œuvré dans la même direction (voir Prost, 1981, p. 653-654 ; 1997, p. 105-106).

L'évolution du système scolaire italien a été différente. Dès le début du ^{xx}e siècle, les niveaux primaire et secondaire inférieur ont été clairement articulés.

On a tâché de faire coïncider la fin de l'obligation scolaire avec le passage d'un degré à l'autre : dans un premier temps, le premier degré (obligation scolaire à 10 ou 11 ans) et, dans un second temps, le premier cycle du second degré (obligation scolaire à 14 ans). Les examens correspondants ne semblent pas avoir été particulièrement sélectifs. Enfin, le premier diplôme à passer (la « *licenza elementare* », équivalent du « CEP ») n'a été supprimé que très tardivement (en 2004) évitant aux écoliers de rester de nombreuses années au sein du système en risquant de sortir sans aucune certification.

Mon hypothèse est que ce système, plus clairement structuré, peut avoir dans le long terme atténué les « coûts », et renforcé les « bénéfices » pour les cohortes successives de jeunes Italiens qui l'ont traversé. La proportion d'« échecs scolaires » se serait ainsi réduite au cours du ^{xx}e siècle plus rapidement qu'en France.

Le premier degré

Une deuxième différence entre la France et l'Italie concerne les diplômes de premier niveau, général (le « CEP ») et, surtout, professionnel (le « CAP »).

Or, dans le premier pays, les bases d'une filière professionnelle située au-delà de l'instruction élémentaire et inférieure aux parcours professionnels du « secondaire long » ont été posées dès la fin du ^{xix}e siècle. La conception



des écoles primaires supérieures et des écoles d'apprentissage est en effet contemporaine de la création de l'instruction élémentaire. Bien que non obligatoires, ces formations pratiques sont gratuites tout autant que les formations générales (Prost, 1981, p. 65). Le « certificat d'aptitude professionnelle » (CAP), en particulier, qui constitue le « prototype » de ce type de formation, a été créé en 1911 dans le but précis de « scolariser les apprentissages » (Prost, 1997, p. 219). Ce choix n'a en revanche jamais été fait en Italie. Ce type de parcours professionnel n'a historiquement pas eu de place dans le système scolaire italien. Jusqu'en 1962, le premier cycle du second degré prévoyait, certes, une filière à caractère professionnel : elle ne donnait cependant accès à aucun autre grade de l'enseignement ; ses débouchés professionnels étaient fort limités et elle fut supprimée avec la création de l'« école moyenne unique » en 1962. Des formations professionnelles, néanmoins plus proches du « BEP » que du « CAP », ont ensuite été situées entre le premier et le deuxième cycle du second degré. La faiblesse historique des régions italiennes en charge de ces formations n'a cependant pas permis leur développement.

Ces politiques scolaires différentes ont certainement des raisons profondes. Au début du xx^e siècle, l'État français était une entité bien constituée, tandis que l'unité italienne était encore à ses débuts. Le degré d'industrialisation des deux pays n'était pas non plus le même. En France, l'objectif de former des travailleurs était donc légitime tandis que, en Italie, il était bien plus urgent de former des citoyens loyaux qui puissent interagir avec les administrations publiques récemment mises en place.

Les conséquences de ces choix originels peuvent néanmoins avoir été considérables. On peut en effet penser que la variété et l'utilité sur le marché du travail de ces certifications professionnelles courtes ont pendant longtemps majoré les « bénéfices » que les jeunes Français leur ont attribués. En outre, puisque le passage par ces formations courtes n'hypothéquait plus, à partir des années quarante (suite à la « Réforme Carcopino »), l'accès au « secondaire supérieur », leur attrait a pu en ressortir renforcé, surtout dans les milieux modestes et les classes moyennes. En Italie, en revanche, l'absence de diplômes de type « CAP » ainsi que le manque de débouchés réels pour ces filières techniques du secondaire inférieur peuvent avoir eu l'effet contraire de minorer les « bénéfices » et de majorer les « coûts » que les jeunes Italiens ont associés à ces filières.

Ces différences de perceptions dérivant des différences structurelles peuvent contribuer à expliquer certains de mes résultats statistiques : a) la baisse, au cours du xx^e siècle, plus radicale en Italie qu'en France de la catégorie des



diplômes inférieurs ; b) la quantité d'individus de différentes origines sociales qui s'arrêtent à ces diplômes commence à baisser, en France, avec les cohortes nées dans les années cinquante, tout en restant plus élevée qu'en Italie ; c) en France uniquement, les classes modestes continuent à s'orienter vers cette catégorie de diplômes ; d) la proportion plus élevée en France d'individus qui, dans les années quatre-vingt s'arrêtaient encore à des diplômes inférieurs.

L'ensemble de ces régularités suggèrent que, préalablement aux deux explosions scolaires des années soixante et quatre-vingt (Chauvel, 1998, chap. 3 ; Merle, 2002, p. 35 ; Prost, 1997, p. 157 et 205), l'expansion éducative en France a été alimentée par une première explosion, moins visible mais non moins importante : celle des formations professionnelles courtes. Ce phénomène est totalement absent en Italie.

Le second degré

On a vu dans le chapitre précédent que les diplômes secondaires inférieurs (généraux) et supérieurs (professionnels) ont constitué le point d'appui de l'expansion scolaire en Italie pour la plupart des groupes sociaux.

C'est la conséquence du choix italien de « ne pas scolariser les apprentissages » grâce à des formations professionnelles situées entre le premier et le second degré. Vers quoi les familles demandeuses d'instruction auraient-elles pu s'orienter sinon vers le seul niveau scolaire disponible après l'instruction élémentaire ?

D'une part, il y a lieu de penser que les « bénéfiques » escomptés de ce niveau secondaire inférieur ont pu être renforcés par la coïncidence pour les cohortes nées à partir des années vingt entre la fin du premier cycle du secondaire et la fin de la scolarité obligatoire. La suppression en 1962 de la distinction entre la filière qui donnait accès au secondaire long et celle qui ne le permettait pas peut avoir renforcé l'attrait de ce niveau scolaire. La demande sociale d'éducation qui, en France, s'est longtemps adressée à l'enseignement primaire supérieur (général et, encore plus, technique) s'est ainsi tournée en Italie vers ce niveau scolaire secondaire inférieur.

Après 1962, une possibilité accrue de passer au secondaire long a probablement aussi joué sur les « bénéfiques » escomptés du diplôme secondaire inférieur ainsi que sur la disposition à supporter les « coûts » afférents. La proportion d'individus s'arrêtant à la « *licenza media* » commence d'ailleurs à fléchir avec la cohorte la plus jeune (1970-1974), chez qui la diffusion des diplômes professionnels longs s'amplifie. Les seules vraies formations techniques et professionnelles se trouvant au niveau secondaire supérieur,



il n'y a rien de surprenant qu'un nombre croissant de familles italiennes se soient portées vers ce type de diplômes.

La structure de la morphologie éducative italienne dans les années quatre-vingt-dix présentait une « hypertrophie du milieu », avec deux pics, d'une part, le premier cycle du second degré, d'autre part, les filières techniques et professionnelles longues du cycle supérieur du second degré. Ce serait là la marque des choix éducatifs de cohortes pour lesquelles le secondaire inférieur a permis d'aller au-delà de l'instruction élémentaire, tandis que les filières professionnelles du secondaire long sont la voie d'accès à des formations pratiques, monnayables sur le marché du travail. En l'absence de formations professionnelles courtes, le déplacement vers le haut du système s'imposait.

Bien que des barrages entre le secondaire inférieur et supérieur aient existé, l'articulation claire, dès l'origine, du premier degré, du secondaire inférieur et du secondaire supérieur, dans le système scolaire italien, a probablement contribué aussi à réduire les « coûts » escomptés de l'investissement scolaire. La jonction tardive en France entre les enseignements primaire et secondaire ainsi que leur hétérogénéité interne a en revanche très probablement contribué à renforcer, dans la plupart des groupes sociaux, l'attrait pour l'instruction primaire et primaire supérieure pendant trois quarts de siècle. D'où l'« hypertrophie des niveaux inférieurs » qui apparaît dans les données transversales françaises des années quatre-vingt-dix comme la trace de cette évolution historique.

L'enseignement supérieur

Un quatrième groupe de régularités statistiques précédemment décelées tient au volume des diplômes supérieurs et à leur évolution. La société italienne se caractérise par une insuffisance chronique de diplômes supérieurs (voir Barone, 2005 ; Cobalti et Schizzerotto, 1993 ; Schizzerotto, 1997 ; Pisati, 2002a ; Dei, 1998). Parmi les Français nés durant les années soixante, près de 20% obtiennent un diplôme de l'enseignement supérieur (court ou long) contre seulement 14% d'Italiens. Parmi ces derniers, les diplômes courts sont 6 fois moins nombreux que les diplômes longs alors que c'est l'inverse chez les Français. Tout au long du siècle, le rapport entre les individus qui s'arrêtent au secondaire long et ceux qui obtiennent un diplôme d'enseignement supérieur est bien plus déséquilibré en Italie qu'en France.

Mon hypothèse est que les évolutions structurelles de l'enseignement supérieur italien ont systématiquement diminué les « bénéfices » que les acteurs peuvent raisonnablement attendre de ces diplômes ; elles ont gonflé



les « coûts » (surtout non monétaires) à supporter pour les obtenir ; elles ont enfin déprimé les probabilités de succès.

La quasi-absence de diplômes courts et leur manque de visibilité sociale ont entraîné l'impossibilité pour les acteurs de leur associer des « bénéfices » positifs : c'était une option éducative presque inexistante. La brusque augmentation des diplômes de l'enseignement supérieur court pour la cohorte des Italiens les plus jeunes pourrait alors s'expliquer par la création, en 1992 et 1993, de formations conduisant à des diplômes universitaires en deux ou trois ans seulement⁷.

En l'absence de cycles courts dans l'enseignement supérieur italien, la faible diffusion de l'enseignement supérieur long fait question. Le manque de stratification verticale joue certainement un rôle central : exception faite pour les coûts économiques directs, comparativement assez faibles en Italie (Barone, 2006), les autres types de coûts à supporter pour arriver au terme du parcours avec succès sont dans ces conditions particulièrement élevés, et ce d'autant plus que l'on descend dans l'échelle sociale. L'absence d'étapes intermédiaires, de passerelles, de véritables délais à respecter, d'échéances à court terme implique que la réussite d'études universitaires exige en Italie une motivation et des ressources considérables. L'abandon scolaire, les retards débouchant sur un échec comme les réussites en des temps extrêmement longs, sont d'ailleurs bien connus de la sociologie de l'éducation italienne (Barone, 2005). Sur ce point, les comparaisons internationales suggèrent même une « spécificité italienne » (Dei, 1996, 1998). Comme certains auteurs l'ont souligné, les « bénéfices » que l'on peut espérer tirer en Italie d'un investissement dans l'enseignement supérieur ne sont probablement pas à la hauteur des efforts qu'il faut fournir pour obtenir la « laurea » (Schizzerotto, 1997).

Un dernier élément freine probablement l'augmentation des effectifs de l'enseignement supérieur en Italie : la baisse démographique amorcée à la fin des années soixante n'a pas d'égal dans les pays pour lesquels l'on dispose de données fiables sur l'évolution du taux de natalité (Chiesi et Martinelli, 2002, chap. IV). On sait à présent que la réduction du nombre des jeunes potentiellement intéressés par l'accès à l'université (19-20 ans) a été modérée, bien que continue, jusqu'à la moitié des années quatre-vingt-dix, pour s'accélérer ensuite (Cammelli, di Francia et Guerriero, 1996). La cohorte la

7 L'analyse comparée de longues séries historiques de diplômes obtenus plutôt que de taux d'inscription font ainsi clairement ressortir le rôle que les formations supérieures courtes ont joué dans la diffusion en longue période des diplômes supérieurs en France. On en mesure toute l'importance par rapport à un pays comme l'Italie où ces diplômes ont été quasiment absents. Pour deux bilans, l'un semblable et l'autre différent du mien, l'on se reportera, respectivement, à Prost [1981, p. 453-454] et à Boudon [1977a, chap. III et IV]



plus récente que j'ai pu étudier (1970-1974) manifeste les premiers effets de ces évolutions démographiques.

Le degré global d'inégalité

L'évolution des systèmes éducatifs français et italien a pesé sur le calcul des « bénéfices », des « coûts », et des risques que les acteurs ont associés aux différents diplômes. Avec les hypothèses que je viens de poser sur ce lien, il paraît possible *in fine* de jauger l'évolution du degré global d'inégalité que la France et l'Italie ont connu au cours du xx^e siècle tant dans la distribution des diplômes que dans la configuration des opportunités éducatives relatives.

130

En Italie, dès le début du xx^e siècle, l'architecture scolaire a été organisée autour d'un nombre limité de degrés et de cycles. À partir de la « Réforme Gentile » (1923), chacun de ces niveaux a été sanctionné par des examens, et cette structure de fond est restée la même jusqu'au début du xxi^e siècle. L'indifférenciation du niveau primaire, la faible différenciation du secondaire inférieur et l'existence de deux diplômes correspondant à ces niveaux du système a contribué à limiter le nombre de « sorties » sans diplôme. L'absence de formations professionnelles courtes et la présence, pendant longtemps, d'une filière du « secondaire inférieur » sans débouché a cependant poussé la plupart des groupes sociaux vers le premier degré du second cycle et vers les filières professionnelles longues du secondaire. L'absence enfin d'étapes intermédiaires dans l'enseignement supérieur qui a amplifié les « coûts » d'obtention de ces diplômes a renforcé la « pression » sur les niveaux intermédiaires du système éducatif.

Ainsi, tous les groupes se sont orientés vers les niveaux intermédiaires : certains n'ont cependant pas pu obtenir les diplômes correspondants (agriculteurs et ouvrier agricoles) tandis que d'autres ont réussi (« indépendants » et ouvriers urbains) et d'autres encore ont pu aller même au-delà (les deux groupes supérieurs). La simplicité et la clarté de l'architecture quadripartite du système scolaire italien a eu pour contrepartie des barrages nets sans passerelles autorisant des chemins alternatifs. Le système n'a pas été bien articulé : il l'a été trop. Cette configuration a fait de chaque segment de la structure éducative une niche « typique » pour chaque fraction de la société ; ainsi, au plan des régularités statistiques, la mode de la distribution change dès qu'on fait un « saut » dans la hiérarchie des groupes socioprofessionnels. La nature fluctuante et l'ampleur, somme toute mitigée, de la baisse du degré d'inégalité distributive (au sens de Gini) ainsi que la rigidité des opportunités



éducatives relatives pourraient tenir à ce caractère « ségrégatif » de l'expansion scolaire italienne⁸.

Les évolutions structurelles du système éducatif français ont créé les conditions d'une dynamique redistributive différente.

Si l'on est en droit de supposer que l'hétérogénéité et la séparation relative des réseaux d'établissements primaires et secondaires ont contribué à engendrer une proportion plus élevée qu'en Italie de non diplômés, il semble tout aussi raisonnable de penser que ce système en quête d'une jonction organique entre premier et second degré ait réduit l'ampleur des phénomènes de diffusion ségrégative de l'éducation qui ont en revanche touché l'Italie. L'existence de formations professionnelles courtes intermédiaires entre les niveaux primaire et secondaire a offert ensuite aux groupes moyens et, plus encore, inférieurs des parcours éducatifs exploitables.

En France une égalité distributive (au sens de Gini) pour les années quatre-vingt-dix, forte, bien que concentrée aux niveaux primaire et secondaire inférieur, émanerait ainsi de tous les groupes sociaux qui ont pu bénéficier du principal bassin d'éducation formelle disponible. Inversement, le quasi monopole pendant longtemps du groupe social supérieur (cadres supérieurs, professions libérales, chefs d'entreprise, etc.) sur les diplômes universitaires, leur place « excentrée » dans le système des opportunités éducatives relatives, dériverait de la protection construite à leur avantage par ce même processus de construction lente d'une jonction entre le primaire et le secondaire⁹.

Pourquoi un système scolaire qui favorise une « dichotomie » de la distribution des diplômes et de la configuration des opportunités produirait-il un degré d'inégalité global inférieur à celui d'une société, qui, comme en Italie, présente un système scolaire organiquement structuré autour d'un petit nombre de points de transition ? Comment rendre compte de l'évolution à la baisse de cette inégalité plus prononcée en France qu'en Italie ?

- 8 À cet égard, le passage suivant me paraît significatif : « normalement, un étudiant peut obtenir une maîtrise en passant quatre examens généraux à la fin de quatre niveaux éducatifs : à l'âge de 11 ans (premier degré), à l'âge de 14 ans (premier cycle du second degré), à l'âge de 19 ans (baccalauréat), et entre 24 et 26 ans (maîtrise). Ces examens ont l'avantage de certifier à la collectivité les compétences spécifiques acquises, mais, puisque l'accès aux niveaux successifs est interdit aux étudiants ayant échoué aux examens, ces derniers ont aussi l'inconvénient de créer dans certains cas des barrières insurmontables » (Checchi, 2003, p. 160).
- 9 Le système scolaire français est souvent décrit comme égalitaire à la base, très différencié au milieu et bien peu développé au sommet de la hiérarchie des diplômes (voir Brint, 1998, chap. 2). Les études quantitatives qui ont cherché à combiner l'analyse institutionnelle des systèmes éducatifs et des inégalités scolaires ont attesté le bien-fondé empirique de cette image (voir Müller *et al.*, 1989, p. 14, 15, 25, et 31 ; Muller et Karle, 1993, p. 9 et 17).





Mon hypothèse est que l'architecture scolaire italienne a « verrouillé » pendant trop longtemps ses niveaux intermédiaires. En France, la « réforme Carcopino » (1941) construisait des passerelles entre les degrés secondaire inférieur et supérieur ; en Italie, la « réforme Gentile » (1923) avait fait exactement le contraire afin de rendre moins aisée l'entrée au lycée des groupes sociaux moyens et inférieurs. On peut ainsi comprendre pourquoi en France, et non en Italie, un début de réduction des écarts éducatifs relatifs soit clairement repérable dans les données empiriques diachroniques.



132

Je viens d'exposer un ensemble d'éléments qualitatifs concernant l'histoire des systèmes éducatifs français et italien au cours du siècle dernier. L'hypothèse de base a été que ces évolutions institutionnelles peuvent avoir pesé sur les choix éducatifs individuels qui, par des effets de composition qu'il s'agira d'éclairer, sont à l'origine des régularités statistiques observées. En particulier, j'ai admis que l'origine sociale des individus façonne les « bénéfices » et les « coûts » imputés aux différents diplômes par les acteurs en créant une hiérarchie de ces attributions entre les groupes. La structure de l'institution scolaire pèserait en revanche sur la valeur spécifique de ces bénéfices et de ces coûts. Les deux chapitres suivants seront consacrés à formaliser cette hypothèse et à en étudier les conséquences. Les analyses proposées ici ont eu comme seule ambition de fournir des éléments qualitatifs qui nourriront cette modélisation.

J'ai présenté ainsi quatre éléments marquant l'évolution des systèmes éducatifs français et italien au cours du xx^e siècle.

Le premier concerne le profil général de l'évolution. Le système scolaire français a progressivement évolué d'un réseau d'établissements dispensant des formations de différents niveaux vers une structure organisée en degrés superposés ; l'Italie connaît dès ses débuts une structure de ce type, et les réformes ultérieures joueront sur le seul degré d'ouverture des transitions. Ce degré d'ouverture était relativement élevé au début du xx^e siècle : les classes dirigeantes italiennes prirent cependant le chemin inverse sous le régime fasciste en rendant le passage du secondaire inférieur au grade suivant moins aisé. Lorsque fut créée en France en 1941 la première passerelle entre ces deux degrés, cela faisait ainsi près de vingt ans que celle-ci avait été supprimée en Italie, et il fallut attendre le début des années soixante pour qu'elle fût réinstaurée.

J'ai souligné en deuxième lieu le contraste entre l'hétérogénéité qui a longtemps caractérisé les degrés primaire et primaire supérieur français et la relative indifférenciation du système scolaire italien. Les barrages existants en



Italie étaient clairement marqués, depuis le début des années vingt, en amont par des examens de passage, et en aval par des épreuves d'admission.

La troisième différence concerne le contraste entre le développement considérable de parcours professionnels dans le système éducatif français et l'absence de parcours analogues dans le système scolaire italien.

À mesure que le système scolaire français s'articulait, des formations pratiques ont trouvé une place en son sein, surtout au niveau primaire supérieur. Qui plus est, elles ont comporté, à partir des années quarante, des possibilités de passages entre le « primaire supérieur » et le « secondaire long ». En Italie, les filières techniques au niveau du « secondaire inférieur » ont systématiquement été des « culs-de-sac ».

Enfin, j'ai insisté sur l'absence de palier dans le cursus supérieur italien, en contraste avec l'organisation plus stratifiée horizontalement et verticalement de l'enseignement supérieur français.

En évoquant les effets que ces différences structurelles ont pu avoir sur les perceptions subjectives des acteurs concernant les « bénéfices » et les « coûts » des différents diplômes, j'ai voulu suggérer quelques « affinités électives » entre ces évolutions systémiques différentes et les formes de la stratification éducative en France et en Italie. Les effets en question ont eu des signes variés, parfois même divergents, selon le diplôme considéré. Faute d'informations empiriques plus détaillées, cette analyse a voulu davantage formuler des hypothèses que fournir des réponses conclusives.



PARTIE III

**Actions, interactions
et stratifications éducatives**



Un modèle générateur formel de la stratification éducative

Je vais maintenant présenter un modèle théorique des mécanismes générateurs de la stratification éducative, une formalisation mathématique de sa structure analytique ainsi que la traduction informatique de ce modèle dans un système multi-agents. Cet ensemble d'« hypothèses génératives » (HG, dans la suite) a pour objectif d'engendrer la configuration des stratifications éducatives française et italienne décelée au cours des chapitres 3 et 4.

Mon « modèle générateur » part d'une perspective théorique assez répandue, dite « approche du choix éducatif rationnel » (voir Barone, 2005a ; 2006 ; Breen et Jonsson, 2005a). Cette approche sera cependant enrichie en prenant en compte le rôle que les choix éducatifs d'autrui jouent dans la prise de décision scolaire. Ceci implique de considérer les interactions directes entre les acteurs dans la formation des choix scolaires, et l'interdépendance de ces choix liée aux rétroactions résultant de leur agrégation. Le premier élément est encore souvent ignoré des travaux se réclamant de l'« approche du choix éducatif rationnel » (voir pour une exception, Morgan, 2005, chap. 6) et le second n'est traité que partiellement quand il s'agit d'interpréter les évolutions dans le temps de la stratification éducative.

Cette ambition me paraît pertinente à plusieurs égards. Premièrement, l'interaction et l'interdépendance entre les choix éducatifs des acteurs est ce qui fonde le caractère « macrosociologique » de la stratification éducative. Comment affirmer qu'*un tout n'est pas identique à la somme de ses parties*, si le passage de l'« individuel » au « collectif » se fait de manière immédiate, par simple « juxtaposition » des comportements individuels ? Comme pour d'autres phénomènes de stratification (voir, récemment, pour la « ségrégation spatiale », Maurin [2004]), dans le cas de la stratification éducative aussi, cette position serait intenable. Chaque choix éducatif singulier contient en effet le « germe » de l'inégalité, mais seule l'interdépendance est susceptible d'engendrer le lien entre groupe social d'origine et type de diplôme obtenu. Pour rendre compte de cette « discontinuité » entre niveaux, il convient de



modéliser les structures d'interaction et d'interdépendance (voir Boudon, 1977, p. 206-207).

Deuxièmement, la prise en compte du choix éducatif d'autrui doit permettre de tisser des liens féconds entre la sociologie quantitative de la stratification et les recherches sur la « complexité » (voir Benkirane, 2002 ; Sawyer, 2005, chap. 2). Un « système complexe adaptatif » renvoie à l'interaction continue d'un grand nombre de composantes élémentaires. Ces interactions rétroagissent sur le comportement des unités elles-mêmes, et, aussi simple que soit leur comportement pris isolément, le résultat systémique de leurs interactions devient difficile à prédire (Axelrod et Cohen, 2000 ; Morin, 1984 ; 1990 ; Morin et Le Moigne, 1999 ; Weisbuch, 1989). Penser la stratification sociale des diplômes comme l'attracteur de la dynamique d'un « système complexe adaptatif », revient alors à poser la question de l'enracinement microsociologique de ce phénomène, sans pour autant identifier la recherche des « fondements micro » à un quelconque « réductionnisme » individualiste.

138

Enfin, modéliser l'interaction des choix éducatifs individuels, c'est faire apparaître à la fois les limites des méthodes statistiques classiques et les potentialités des systèmes multi-agents. Les recherches sociologiques et économiques qui tentent de ramener les « effets de contexte » aux types d'interactions sociales expérimentées par les acteurs éprouvent en effet des difficultés majeures dans l'estimation empirique de ces effets (Manski, 2000 ; Sobel, 2006). Les méthodes statistiques classiques sont incapables pour l'heure de résoudre le problème du caractère endogène des réseaux sociaux (Mouw, 2003 ; 2006) ainsi que celui dit « de réflexion » (Manski, 1993). Ces analyses ne capturent ainsi que faiblement l'importance des effets d'interaction¹.

Par ailleurs, introduire dans l'approche du choix éducatif rationnel des hypothèses sur l'interdépendance et sur l'interaction paraît une option viable puisqu'on dispose désormais tant d'une classe de modèles mathématiques pour les formaliser que de méthodes informatiques pour les analyser.

D'un point de vue mathématique, mon modèle générateur de la stratification éducative s'appuiera sur les modèles dits « de choix discrets avec externalités ». Ceux-ci ont leur origine dans la « mécanique statistique » (Ball, 2005 ; Durlauf, 1999a ; Nadal et Gordon, 2005). Depuis une dizaine d'années, ces modèles sont utilisés par certains économistes qui, reprenant les intuitions de Schelling (1971 ; 1973), les empruntent pour traiter analytiquement les interactions (Durlauf, 2001a ; Bowles, 2001 ; Dechter,

1 Durlauf (2004), Duru-Bellat (2002, chap. 5-7), Marpsat (1999), Sampson *et al.* (2002) et Vallet (2005b) analysent cette littérature. Bidwell *et al.* (1996), Checchi et Zollino (2001), Goux et Maurin (2007), Mouw et Entwisl (2006) en constituent quelques exemples.



2001 ; Tao et Winship, 2001 ; Durlauf, 2001b ; Durlauf et Cohen-Cole, 2004 ; voir aussi, Phan et Pajot, 2006 ; Steyer et Zimmerman, 2004). Ils ont également été mobilisés en sociologie pour formaliser des situations impliquant des structures d'interaction et d'interdépendance (Granovetter, 1978 ; Granovetter et Soong, 1983 ; 1988). Au plan informatique, mon modèle prendra en revanche appui sur un système multi-agents. Ce type de méthodes de simulation est particulièrement adéquat pour représenter des structures d'interdépendance et d'interaction, pour en étudier l'évolution et en déterminer les résultats systémiques (voir, chap. 1, § IV.B).

Je vais alors d'abord discuter le contenu théorique et la forme mathématique des hypothèses génératives constitutives du modèle (§ 1), pour ensuite exposer les éléments du dispositif informatique permettant son traitement déductif (§ 2).

LE « MODÈLE DU CHOIX ÉDUCATIF INTERDÉPENDANT » (MCEI)

On peut considérer la stratification éducative comme étant sous-tendue par un « système complexe adaptatif ».

Admettons alors que les composantes élémentaires d'un tel système sont les individus (et leurs familles), que leur comportement concerne la décision de viser ou non tel ou tel niveau scolaire, et que les relations entre ces comportements renvoient à la manière dont les décisions des uns et des autres s'influencent mutuellement de façon directe et indirecte. Ces choix discrets binaires interdépendants pourraient constituer l'origine microsociologique de ce que l'on observe au niveau sociétal.

Au plan analytique, il s'agit de formuler trois groupes d'hypothèses portant sur les mécanismes censés déterminer : 1) les choix de l'acteur pris isolément ; 2) les liens entre les choix éducatifs des acteurs au sein d'un réseau de contacts informels ; 3) les liens entre certaines composantes du choix individuel et les agrégats sociaux que ces mêmes choix créent dynamiquement (voir fig. 10, annexe 1).

Pour formuler le premier groupe d'hypothèses génératives (HG), je prendrai appui sur l'« approche du choix éducatif rationnel » que j'ai évoqué à plusieurs reprises. Pour le second, on peut en revanche mobiliser le concept d'« imitation rationnelle » (Hedstrom, 1998) et celui, voisin, d'« interaction mimétique » (Orléan, 2002), emprunté à la microéconomie évolutionniste². Ce concept est d'ailleurs central dans une approche économique pour

2 Pour une analyse du concept d'imitation en sociologie, l'on se reportera à Borlandi (2005).

expliquer les inégalités de revenus dite « *membership theory of inequalities* » (Durlauf, 1996 ; 1999b ; 2002 ; 2006). Les analyses sociologiques des phénomènes de dévalorisation des diplômes constituent enfin une source utile pour conceptualiser quelques mécanismes concernant l'interdépendance des décisions scolaires médiatisée par des agrégats sociaux changeants (voir Collins, 1979 ; Cherkaoui, 1982 ; Chauvel, 1998 ; Duru-Bellat, 2006).

Afin de construire un dispositif capable de générer des données théoriques sur la base d'une telle variété de mécanismes, les éléments suivants doivent être posés :

- a) une population P composée de N acteurs ($i = 1, 2, \dots, N$) ;
- b) laquelle est divisée en w groupes hiérarchisés ($G = 1, 2, \dots, w$) ;
- c) chaque acteur appartient à un et un seul de ces w groupes ;
- d) un nombre z de niveaux scolaires D hiérarchisés et séquentiels (voir Boudon, 1973a, p. 168 ; Mare, 1980 ; 1981) ;
- e) pour chaque niveau scolaire D qui se présente à lui, l'acteur i doit faire le choix ω_i d'y participer ($\omega_i = 1$) ou non ($\omega_i = 0$) ;
- f) l'acteur i choisira le niveau scolaire D ($\omega_i = 1$), si sa propension P_{iD} vers D est positive, autrement il refusera D ($\omega_i = 0$), ce qui compte comme un échec³ ;
- g) en cas de refus, l'acteur peut réitérer le calcul de P_{iD} un nombre de fois donné ;
- h) la quantité P_{iD} est supposée résulter d'une combinaison (linéaire) de quatre termes (RM, RS, CS et I) dont trois sont pondérés par des grandeurs (λ , ϕ et ψ) qui sont à leur tour fonction de certains paramètres⁴ :

$$P_{iD} : f [\alpha(\lambda RM_{iD}), \beta(\phi RS_{iGD}), \gamma(\psi CS_{iGD}), \delta(I_{iD})] \quad [1]$$

Afin de donner un contenu précis à chacun de ces termes, lesquels seront tous, *in fine* des variables numériques, il s'agit à présent de formuler des hypothèses précises sur les trois groupes de mécanismes évoqués (voir fig. 10, annexe 1).

- 3 Le choix de 0 en tant que « seuil » de décision est en partie arbitraire. Je reviendrai sur ce choix dans les conclusions de cet ouvrage lors de la discussion des limites de la formalisation de mon modèle générateur (en l'état actuel de son développement).
- 4 α , β , γ et δ sont les poids de la combinaison linéaire : leurs valeurs ont été fixées à 1 pour toutes les analyses présentées dans cet ouvrage. Par ailleurs, bien que je ne le fasse pas pour alléger l'exposé, chaque terme de la [1] devrait être indicé par t, le temps. Comme cela apparaîtra plus clairement dans la section suivante, le modèle que je vais présenter contient en effet un « processus ».

HG₁ : chaque acteur considère la rentabilité marchande des différents niveaux scolaires D (RM_D) ; plus cette rentabilité est élevée, plus l'acteur sera incité à participer au niveau scolaire D.

L'indicateur de RM_D choisi pour numériser ce terme est la proportion observée d'individus qui atteignent le groupe socioprofessionnel supérieur à partir de tel ou tel niveau scolaire D (voir tableau 1, annexe 2).

HG₂ : chaque acteur évalue également les bénéfices d'un diplôme du point de vue de son groupe social d'origine (l'on indique par RS_{iGiD} « rentabilité subjective », cette évaluation). Si son objectif est d'atteindre un diplôme qui lui permette d'éviter toute expérience de mobilité sociale intergénérationnelle descendante, il en découle que, étant donné la relation positive, supposée connues des acteurs, qui existe entre le niveau scolaire obtenu et la profession atteignable (voir Breen et Goldthorpe, 1997, p. 187-188), plus l'acteur est originaire d'un groupe social élevé, plus il valorisera chaque niveau scolaire, et plus il sera incité à viser ces différents niveaux⁵.

Faute de données empiriques adéquates, les valeurs numériques attribuées à RS_{iGiD} suivront une distribution de probabilité de forme log-normale ; elles ont été construites par tirage aléatoire à partir d'une famille de distributions de probabilité (de forme normale) dont les moyennes respectent les contraintes suivantes : 1) chaque diplôme est d'autant plus valorisé que le groupe social de l'acteur *i* est élevé ; 2) chaque groupe social *G* a une préférence pour un segment spécifique de la hiérarchie des diplômes (voir tableau 3, annexe 2).

C'est cet ordre imposé aux moyennes des distributions qui formalise l'idée contenue dans HG₂ sur l'existence d'une structure de groupes sociaux hiérarchiquement ordonnés du point de vue des perceptions éducatives qu'ils consentent à leurs membres.

HG₃ : chaque acteur évalue les coûts des différents niveaux scolaires D sur la base des ressources matérielles et immatérielles auxquelles il a accès par le biais de sa famille d'origine (l'on indique par CS_{iGiD} « coûts subjectifs », cette évaluation). Si les ressources en question sont d'autant plus riches que l'on monte dans l'échelle des positions sociales, on peut supposer que plus un acteur est originaire d'un groupe social élevé, plus il minorera les coûts directs

5 Cette hypothèse renvoie à un « mécanisme situationnel », selon la typologie discutée dans le chapitre 1. Elle est avancée par Boudon (1973a ; 1990, p. 17 et 18), par Goldthorpe (2000, p. 174), par Breen et Goldthorpe (1997, p. 186, 189 et 196), mais elle figure déjà chez Keller et Zavalloni (1964). Les études sur le versant « subjectif » des processus de mobilité sont rares (voir Duru-Bellat et Kieffer, 2006). À la lumière des éléments empiriques disponibles, il semble cependant réaliste de supposer *a minima* qu'aucun groupe ne souhaite pour ses enfants l'obtention d'une position sociale inférieure à celle de départ (voir Birnbaum et Kieffer, 2005 ; Duru-Bellat, 2002, p. 206, note 1 ; Poullaouec, 2004 ; Thélot, 1982, chap. 7 et p. 277-311).



et indirects associés à l'investissement scolaire, et plus il sera incité à opter pour ces différents niveaux scolaires⁶.

Faute de données empiriques adéquates, l'attribution de valeurs numériques à CS_{iGiD} suivra le même principe que RS_{iGiD} , mais les contraintes imposées sur les moyennes des distributions sont différentes. Notamment : 1) un diplôme est d'autant plus coûteux qu'il est élevé ; 2) ces coûts sont d'autant plus tolérables que le groupe d'où l'acteur i est issu est élevé (voir tableau 3, annexe 2).

Là aussi, c'est cet ordre imposé aux moyennes des distributions qui formalise l'idée contenue dans HG_3 sur l'existence d'une structure de groupes sociaux hiérarchiquement ordonnés eu égard aux ressources auxquelles ils donnent accès à leurs membres.

HG_4 : chaque acteur pondère les coûts qu'il associe aux différents niveaux scolaires D en fonction de sa réussite scolaire aux niveaux précédents. En particulier, je suppose que, moins nombreux ont été les échecs passés (on les indique par NI , "nombre d'insuccès"), moins « chers » seront jugés les coûts de la participation au niveau scolaire D présent, et plus l'acteur sera incité à poursuivre ses études⁷.

142

6 Cette hypothèse renvoie à un « mécanisme situationnel », selon la typologie discutée dans le chapitre 1. Elle est au cœur de l'« approche du choix éducatif rationnel » qui considère cependant plus les coûts économiques directs et indirects de l'instruction que les coûts immatériels (voir Boudon, 1973a, p. 75, 115-116, 129-130 et 210 ; 1990, p. 22, 23, 24 et 30 ; Goldthorpe, 2000, p. 173-174 et 175 ; Breen et Goldthorpe, 1997, p. 185-186 ; Gambetta, 1987 ; Jonsson et Erikson, 2000). Parmi les ressources immatérielles, Bernstein (1960 ; 1982) a particulièrement insisté sur les compétences linguistiques héritées de la famille d'origine ; Lareau (1987) a attiré l'attention sur la relation entre ressources culturelles des parents et leur capacité à entrer en contact avec l'institution scolaire ; Berthelot (1993) a étudié le rôle joué par les ressources cognitives et sociales dans la maîtrise de l'organisation du système scolaire. Cette conception élargie des ressources nécessaires pour la réussite scolaire m'amènera à supposer des valeurs de CS_{iGiD} systématiquement plus élevées que celles de RS_{iGiD} (cf. tableau 3, annexe 2).

7 Cette hypothèse renvoie à la fois à un « mécanisme situationnel » (l'impact de l'inégale distribution des ressources immatérielles sur la réussite scolaire individuelle) et à un « mécanisme de formation de l'action » (l'impact d'un élément strictement individuel, la réussite scolaire passée, sur un autre élément individuel, la réussite scolaire future). Selon HG_4 , la formation des choix scolaires est donc à la fois « hétéro-induite » et « auto-induite ». Cette hypothèse rappelle la conception du « risque » contenue dans l'« approche du choix éducatif rationnel » (voir Boudon, 1973a, p. 63 ; Goldthorpe, 2000, p. 175 et 249 ; Breen et Goldthorpe, 1997, p. 195 ; Jonsson et Erikson, 2000, p. 364).





Pour représenter cette idée, j'ai choisi la fonction logistique suivante⁸ :

$$\psi = \frac{e^{\theta(NI)_i}}{1 + e^{\theta(NI)_i}} \quad [2]$$

Or, HG₁, HG₂, HG₃ et HG₄ impliquent des acteurs isolés. Je vais considérer alors deux autres groupes de mécanismes qui renvoient spécifiquement à la manière dont les choix éducatifs des acteurs s'influencent directement et indirectement les uns les autres.

HG₅ : pour choisir de participer à tel ou tel niveau scolaire D chaque acteur prend en compte les choix de K autres acteurs avec lesquels il est en contact direct, ces derniers pouvant être issus du même groupe social que lui ou de groupes différents (l'on indique cet ensemble par V_i, « voisins »). En particulier, je postule que plus le niveau scolaire D a été choisi par ses voisins, plus l'acteur sera lui-même incité à le choisir⁹.

La [3] exprime alors l'influence sociale directe I_{ID} qui pèse localement sur chaque acteur dans le choix du niveau scolaire D comme le rapport entre le nombre de ses voisins qui ont choisi le niveau scolaire D (on l'indique par V_i^{FD}, « F » étant pour « favorable ») et le nombre total d'acteurs avec lesquels il est en contact direct (V_i) :

$$I_{ID} = \frac{V_i^{FD}}{V_i} \quad [3]$$

Un mécanisme triple pourrait être à l'origine de ce lien positif que je postule entre la diffusion d'un niveau scolaire D dans le réseau social de l'acteur et la propension qu'il fasse lui-même ce choix :

a) sur le plan cognitif, plus nombreux sont ceux qui, parmi les contacts d'*ego*, ont choisi un parcours donné, plus nombreuses pourront être les informations auxquelles *ego* aura accès, s'il choisit lui-même ce parcours, pour réduire les zones d'incertitudes qui entourent sa prise de décision scolaire ; b) sur le plan normatif, plus nombreux sont ceux qui, parmi les contacts d'*ego*, ont choisi un parcours scolaire donné, plus *ego* peut penser que ce parcours est légitime ; c) sur le plan matériel, plus nombreux sont ceux qui, parmi les contacts d'*ego*, ont choisi un parcours scolaire donné, plus nombreuses

- 8 Le paramètre θ présent dans la [2] permet de rendre la décision scolaire plus ou moins sensible au « nombre d'insuccès » (NI). Tous les résultats que je présenterai ici ont été obtenus pour une valeur de θ égale à 1.
- 9 Cette cinquième hypothèse générative enracine les acteurs dans des structures réticulaires. Selon la typologie discutée dans le chapitre I, elle renvoie donc à un « mécanisme situationnel relationnel » (si l'on se place du point de vue de la formation du choix éducatifs de l'acteur) ou à un « mécanisme de transformation complexe » (si l'on se place du point de vue de la régularité systémique à expliquer).



seront les ressources auxquelles *ego* aura accès pendant le déroulement de la vie scolaire, s'il choisit lui-même ce parcours¹⁰.

L'extension des phénomènes de « conformisme éducatif » ou, au contraire, d'« innovation éducative » alimentés par ces mécanismes dans le réseau de chaque acteur peut dépendre de la richesse de ce réseau en liens hétérophiles. L'un des objectifs des manipulations « expérimentales » de cet aspect du modèle sera d'ailleurs d'établir dans quelle mesure le principe de la « force des liens faibles » (Granovetter 1973 ; 1983) peut s'appliquer à la genèse de la stratification sociale des diplômés (voir chap. 8, § 3).

HG₆ : par-delà les relations dyadiques que chaque acteur noue à l'intérieur et à l'extérieur de son groupe, sa décision de participer ou non à tel ou tel niveau scolaire D peut également être influencée par le degré de diffusion de ce niveau scolaire dans la population dans son ensemble. J'appelle NT_D le « nombre agrégé de titulaires » d'un niveau scolaire D.

144

Comme l'indique la [4], je postule que la rentabilité marchande (RM_D) d'un niveau scolaire donné est d'autant plus faible que la diffusion de ce dernier dans la population est forte. Pour spécifier le terme λ qui pèse RM_D dans la [1], j'ai en particulier choisi le logarithme naturel afin d'éviter que cette perte de valeur des certificats scolaires soit trop rapide :

$$\lambda = \frac{1}{\text{Ln}(\text{NT}_D)} \quad [4]$$

HG₇ : les acteurs ne se limitent pas à subir cette perte de valeur des diplômes engendrée par l'agrégation des choix éducatifs d'autrui dans le passé. Je suppose que chaque acteur peut y réagir, notamment, en réévaluant à la hausse sa perception antérieure des bénéfices (RS_{iGiD}) du niveau scolaire en cours de dévaluation. Dans un système scolaire organisé de manière séquentielle, l'obtention de ce niveau scolaire est en effet davantage nécessaire pour pouvoir atteindre des diplômes plus élevés dont la « rentabilité marchande » serait encore intacte¹¹.

10 Beaud (2003) livre des aperçus significatifs des normes implicites qui façonnent les choix scolaires dans les milieux sociaux défavorisés et insiste sur l'importance de la possibilité de mettre en commun des ressources dans la formation des choix scolaires des individus issus de ces groupes.

11 HG₆ et HG₇ placent les acteurs au sein d'une structure d'interdépendance. Selon la typologie des mécanismes discutée dans le chapitre I, elles renvoient alors à deux « mécanismes situationnels relationnels » (si l'on se place du point de vue de la formation de la décision scolaire de l'acteur) ou à deux « mécanismes de transformation complexe » (si l'on se place du point de vue des régularités systémiques à expliquer). Cependant, alors que HG₆ implique une forme d'interdépendance « paramétrique », HG₇ constitue une application de l'« interdépendance stratégique ». L'enchevêtrement de ces deux formes d'interdépendance alimente un enchaînement d'effets de rétroaction du global sur le local



Pour représenter l'idée que cette réévaluation des perceptions des bénéfices des différents niveaux scolaires pourrait être discontinue, progressivement plus faible et même retardée par rapport au moment où un niveau scolaire donné commence à perdre de la valeur, le terme ψ qui pèse RS_{iGiD} dans la [1] peut être spécifié de la manière suivante¹² :

$$\varphi = \text{Ln} \left(e + \text{ENT} \left(\frac{NT_D}{1000} \right) \right) \quad [5]$$

Ainsi, si l'on rappelle la règle de décision binaire posée plus haut et si l'on substitue, dans l'ordre, la [4], la [5], la [2] et la [3] dans la [1], mes hypothèses génératives du choix de l'acteur i pour le niveau scolaire D peuvent s'exprimer formellement de la manière suivante¹³ :

$$\omega_i = 1 \mid P_{iD} > 0, \text{ avec :} \quad [6]$$

$$P_{iD} = \alpha \left(\frac{1}{\text{Ln}(NT_D)} RM_D \right) + \beta \left(\text{Ln} \left(e + \text{ENT} \left(\frac{NT_D}{1000} \right) \right) RS_{iGiD} \right) \gamma \left(\frac{e^{\theta(NI)_i} CS_{iGiD}}{1 + e^{\theta(NI)_i}} \right) + \delta \frac{V_i^{FD}}{V_i}$$

Ce modèle générateur formel que je propose de nommer « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI) décompose donc analytiquement la genèse de la stratification éducative en termes de structures, de réseaux et d'actions. Il me paraît constituer une application de cette forme complexe d'individualisme méthodologique dont j'avais suggéré dans le chapitre 1 qu'elle est constitutive de tout modèle générateur.

Selon le MCEI, la propension individuelle à participer à tel ou tel niveau scolaire se construit en effet sous de multiples contraintes. Premièrement, elle est contrainte par un élément institutionnel exogène : la rentabilité marchande des diplômes (RM_D). En simplifiant, j'ai supposé que les acteurs la subissent tous de manière analogue. C'est là un exemple de ce que Manski (1993, p. 31) nomme « effet écologique ».

et vice-versa qu'on a parfois qualifié de « processus de transformation » (Boudon, 1979b, chap. V) ou de « boucle causale réursive » (Morin, 1984, p. 10 ; 1990, p. 115 ; Morin et Le Moigne, 1999, p. 252 et 262).

- 12 La valeur 1000 comme base fixe de la « division entière » (ENT) a été choisie en raison de la taille des populations auxquelles j'appliquerai le modèle. La présence de la constante « e » sert à éviter que la valeur de RS_{iGiD} soit modifiée avant que la première marche de la fonction ne soit atteinte (c'est-à-dire, pour $NP_D \rightarrow 1000$).
- 13 Chaque terme de la [6] est normalisé pour qu'il varie entre 0 et 1. Dans le cas des trois premiers termes, ceci a été fait en les rapportant à leur maximum théorique : pour RS et CS , j'ai pu le faire en adoptant des distributions de probabilité « bornées » (voir sur l'importance des procédures de normalisation, Oliver, 1993, p. 293-294).





Deuxièmement, le choix scolaire est influencé par l'origine sociale des acteurs. Sous la pression de contraintes structurelles similaires, les acteurs originaires d'un même groupe ont tendance à développer des caractéristiques qui peuvent les conduire à évaluer les diplômes de manière relativement similaire. Il s'agit là d'un exemple de ce que Manski (1993, p. 31) nomme « effets corrélés ». Dans le MCEI, ces derniers s'expriment à travers les paramètres RS, CS et NI¹⁴.

Troisièmement, la formation du choix scolaire individuel peut dépendre aussi de l'insertion de l'acteur dans un réseau de liens dyadiques. Sous l'impulsion des décisions scolaires de ses contacts, l'acteur peut être poussé à choisir dans la même direction. Il s'agit de ce que Manski (1993, 31) qualifie d'« effet social endogène ». Le MCEI condense cet effet dans le rapport V_i^{FD} / V_i .

146

La construction de la décision scolaire individuelle est enfin supposée découler de la présence d'agrégats sociaux globaux qui se créent et changent continuellement de manière endogène. L'agrégation des résultats scolaires antérieurs constitue ainsi une contrainte supplémentaire pour l'acteur et, dans le même temps, une donnée à laquelle il réagit (les termes λ e φ renvoient respectivement à ces deux aspects). Il s'agit d'un « effet social endogène » additionnel, bien qu'élargi, pour ainsi dire, par rapport au précédent. Ici, l'effet est défini par l'ensemble des comportements existants dans le système, et non seulement par ceux qui existent dans le voisinage local de chaque acteur.

C'est la formalisation explicite de ces divers « effets sociaux endogènes » qui distingue mon modèle de celui de l'approche du choix éducatif rationnel. Sa forme mathématique est aussi distincte. Elle s'inscrit dans le cadre des « modèles de choix discrets avec externalités » dont la particularité est de combiner des caractéristiques individuelles, plus ou moins contraintes structurellement, avec les différentes formes d'influence sociale dérivant de la structure réticulaire dans lequel l'acteur est inséré. Ce type de structure

14 La structure du système scolaire est également supposée influencer la perception des « bénéfices » et des « coûts » de l'investissement scolaire. Sauf que, si le groupe social d'origine des acteurs contribue à créer une hiérarchie entre les bénéfices et les coûts que les acteurs issus de ces différents groupes associent aux différents niveaux scolaires, je postule que la structure du système scolaire intervient davantage sur la valeur spécifique que ces bénéfices et ces coûts peuvent assumer. Cet aspect a été analysé de manière qualitative dans le chapitre précédent, et j'y reviendrai dans le suivant lorsqu'il s'agira d'interpréter les résultats produits par le modèle. J'ai cependant conscience du fait qu'il s'agit là d'une simplification considérable : la structure du système scolaire influence certainement aussi la « réussite scolaire » des élèves ainsi que les interactions qu'ils établissent entre eux. Dans cette première version du modèle, je n'ai cependant pas pu tenir compte de ces complications additionnelles.



mathématique permet ainsi de représenter une conception mixte de l'« utilité » de l'investissement scolaire : selon le type d'interactions expérimentées par l'acteur, un diplôme peut être choisi, même si les coûts sont supérieurs aux bénéfices¹⁵.

LE MCEI ET LES SYSTÈMES MULTI-AGENTS

Comment démontrer que la stratification sociale des diplômes peut être engendrée par l'interaction de dizaines de milliers d'acteurs confrontés à un système scolaire organisé de façon séquentielle, selon les règles du MCEI ?

Cette production de données théoriques pose des difficultés multiples. Le « système complexe adaptatif » conçu par le MCEI suppose en effet de réunir de nombreux éléments relevant de niveaux d'analyse différents. Tout d'abord, il faut disposer d'un ensemble d'acteurs (niveau microsociologique) dont les préférences et les ressources, hétérogènes en raison de leur origine sociale comme de la structure du système scolaire (niveau macrosociologique), puissent être gérées par le MCEI. Ensuite, puisque le modèle suppose que les acteurs interagissent, il faut pouvoir insérer chacun d'entre eux dans une structure réticulaire « intra » et « intergroupe » (niveau mésosociologique ou relationnel). En outre, il faut être en mesure de collecter les résultats de ces interactions locales (passage du « micro » au « macro ») pour faire rétroagir ces agrégats sur les actions qui prennent place à des instants t successifs (passage du « macro » au « micro »). Enfin, il faut intégrer tous ces éléments dans une dynamique temporelle.

La simulation informatique d'un système multi-agents qui incorpore la formalisation mathématique du MCEI constitue un dispositif adéquat pour gérer la coexistence de ces éléments et pour créer *in silico* la dynamique qu'ils impliquent.

Un système multi-agents est un programme informatique d'un type particulier. Il contient :

1) des entités élémentaires (les agents) caractérisés par une liste d'éléments (dits « attributs ») et de règles (dites « méthodes ») qui définissent comment les attributs se combinent ; 2) des algorithmes permettant de construire des liens entre les entités élémentaires si bien qu'une partie de leur comportement dépend de celui des autres ; 3) des algorithmes qui gèrent le changement des valeurs des attributs des entités élémentaires ainsi que l'agrégation dans le temps de leurs états résultant de ces attributs.

15 Voir Deffuant *et al.* (2005) pour un modèle de diffusion des opinions construit sur un principe semblable.

L'exécution de ce programme informatique rend possible d'enchaîner en boucle ces trois niveaux d'analyses : entités élémentaires, réseaux de liens entre elles, et système.

Établir les implications du MCEI en le simulant à l'aide d'un système multi-agents exige donc l'écriture d'un programme informatique qui crée une population d'entités élémentaires dont les attributs et les règles de comportement sont définis par la formalisation mathématique des sept hypothèses génératives énumérées plus haut¹⁶.

On disposera ainsi d'un certain nombre d'unités informatiques – un « agent » peut être pensé comme un vecteur d'états localisés dans une pluralité d'adresses-mémoire de l'ordinateur – qui sont gérées par un ensemble de règles théoriques spécifiées *a priori*. Le fait que les attributs et les choix de tous les agents répondent à une équation unique est par ailleurs compatible avec la variabilité des valeurs numériques attribuées à certains des termes de cette équation. L'utilisation de distribution aléatoire pour numériser les évaluations des bénéfices (RS) et coûts (CS) que les agents associent aux différents niveaux scolaires en fonction de leur groupe d'appartenance permet en effet de créer une population d'entités hétérogènes à la fois au sein de chaque groupe et entre les groupes.

Si donc le choix éducatif de chaque entité est géré par l'équation [6], il résulte du terme V_i^{FD}/V_i que chaque entité élémentaire prend en considération les choix éducatifs des entités avec lesquelles elle est en contact direct. La technique permet ceci par un simple transfert d'une entité à l'autre de l'information sur leurs choix éducatifs respectifs.

Dans le système multi-agents utilisé pour étudier le MCEI, le réseau des liens artificiels entre agents a une structure spécifique. La cinquième hypothèse générative stipule en effet que les interactions sont tant internes au groupe d'appartenance des acteurs qu'externes. Il faut donc insérer les agents dans des réseaux contenant les deux types de liens. Pour exprimer l'homophilie tendancielle des relations sociales (voir McPherson *et al.*, 2001), j'avais besoin en outre de construire une topologie artificielle comportant des aires de densité relationnelle fortes entre agents d'un même groupe connectées entre

16 Le « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI) a été traduit dans un « système multi-agents » à travers un langage de programmation « orientée-objet » connu en informatique sous le nom de « Java ». Frédéric AMBLARD (maître de conférences en informatique à l'Université de Toulouse 1) m'a rendu le grand service d'écrire ce programme informatique. Hummon et Fararo (1995, p. 84-86) formulent quelques remarques synthétiques sur les langages « orienté-objet ». Pour une initiation à la programmation en général, le lecteur peut en revanche se reporter à Delannoy (2004a), et, pour une exposition plus technique de la programmation « orientée-objet » en Java, à Delannoy (2004b) et à Tasso (2003).



elles par des liens plus ou moins longs qui mettent en relation des agents issus de groupes différents.

C'est pourquoi j'ai choisi de disposer les agents sur un réseau de type « petit monde » qui permet de combiner une densité relationnelle locale élevée, caractéristique propre à un réseau régulier, avec la situation, propre à un réseau aléatoire, où chaque agent aurait la même probabilité d'être relié avec n'importe quel autre agent (voir, Watts, 2004). Dans les termes de la *biased net theory* (Skvoretz *et al.*, 2004), ce qui biaise le réseau aléatoire est, dans mon cas, l'appartenance des agents à un groupe donné. Le hasard assure en revanche la présence d'une certaine proportion de « liens faibles » (Granovetter 1973 ; 1983).

Or, ce réseau « petit monde » a été construit ici sur la base d'une variante de l'algorithme originellement proposé par Watts et Strogatz (1998 ; voir aussi Watts, 1999, p. 503-506 et 524). Puisque le MCEI postule l'existence d'une pluralité de groupe d'agents, après avoir créé au sein de chaque groupe un réseau régulier (dans lequel chaque agent a un nombre K de voisins), une proportion B de ces liens intragroupe est déconnectée pour relier des agents faisant partie de groupes différents. Pour représenter l'idée de l'homophilie tendancielle des relations sociales évoquée plus haut, cette reconnexion suit par ailleurs la règle suivante : plus deux agents sont issus de groupes socialement distants, plus faible est la probabilité qu'ils soient reliés (l'on indique par PCI, probabilité d'un contact intergroupes, ce troisième paramètre relatif au réseau).

Ainsi, traduire le MCEI dans un système multi-agents permet de représenter concrètement les interactions entre les acteurs mais aussi de les organiser selon une configuration sociologiquement significative. Simuler le MCEI sous des valeurs différentes des trois paramètres qui définissent cette configuration permet d'explorer le rôle que la densité locale des réseaux ainsi que leur richesse en liens intergroupes jouent dans la genèse de la stratification éducative (voir chap. 8, § 2 et 3)¹⁷.

17 Notons cependant trois simplifications majeures de ce réseau : 1) les groupes étant ordonnés de 1, groupe d'agents le plus élevé, à w , groupe le plus bas à préciser selon le nombre de groupes retenus, la distance sociale entre deux groupes d'agents est simplement définie comme la valeur absolue de la différence $1-w$; 2) les liens dyadiques entre les agents ne sont pas pondérés ; 3) quand un lien entre deux agents du même groupe est sélectionné pour être transformé en lien intergroupes, le lien intragroupe originaire est supprimé. Ces deux dernières simplification sont opérées dans de nombreuses études sur les réseaux « petit monde ». La raison est que leur abandon rendrait moins aisé l'appréciation de la contribution spécifique des liens « redirigés » aléatoirement (intergroupes, dans mon cas) à la dynamique du système (voir Centola et Macy, 2007, p. 712).



Ce microcosme artificiel ne s'active pas tant que le programme informatique qui en définit l'infrastructure n'est pas exécuté. Quand cela se produit, la partie du programme définissant les « temps informatiques » est mobilisée, permettant aux instructions qui traduisent le MCEI de se mettre en marche. Comme je l'ai noté dans le chapitre 1, c'est à ce stade que la simulation proprement dite s'enclenche, et que le processus découlant des sept hypothèses génératives est lancé (voir Simon, 1996, p. 170 ; Hartmann, 1996).

Dans ce système multi-agents, le passage du temps est de type discret et il est géré selon une modalité dite « asynchrone » (voir Gilbert, 2007b, p. 28-29). En particulier, l'évolution du système est rythmée par des blocs de 52 itérations (puisque 1 itérations équivaut à 1 semaine, 52 itérations équivalent alors à 1 an). À chaque itération, on extrait aléatoirement 20 % des agents et l'on détermine leur choix selon la [6]. Toutes les 52 itérations on détermine ensuite le choix de tous les agents et l'on comptabilise le nombre total de diplômes obtenus aux différents niveaux de la hiérarchie éducative. L'influence sociale locale (exprimée par le terme V_i^{FD}/V_i de la [6]) et l'influence globale (synthétisée dans la quantité NT_D de la [6]) s'enchevêtrent ainsi sur deux axes temporels décalés.

Simuler le MCEI, c'est ainsi laisser évoluer au fil de plusieurs centaines d'itérations les agents dont le comportement est géré par la [6] et les interactions sont supportées par le réseau de liens construit dans la mémoire vive de l'ordinateur¹⁸. Ce n'est que grâce à cette succession d'itérations que : a) les états des agents changent ; b) les agents s'influencent directement les uns les autres ; c) les agrégats de diplômes qui médiatisent l'influence indirecte se construisent ; d) ces deux formes d'influences s'enchevêtrent dans la mesure où un agent peut être affecté directement par le choix de ses voisins (qu'ils soient homophiles ou hétérophiles) tout en tenant compte des comportements de tous les agents au travers du cumul de leurs décisions antérieures.

Cette mise en œuvre informatique de la formalisation mathématique de HG_1 , HG_2 , HG_3 , HG_4 , HG_5 , HG_6 et HG_7 permet ainsi de créer *in vitro* la démultiplication dans le temps (informatique) de la boucle « macro→mésomicro→mésomacro » impliquée par ce qu'on pourrait appeler une « projection temporelle » du « Coleman Boat ». La structure

¹⁸ Au plan mathématique, la formalisation du « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI) revient *in fine* à un système d'équations doublement enchainées. Au sein de chaque itération, il s'agit d'un enchaînement qui tient aux liens qui existent entre les agents (les interactions), et il y aura autant d'équations que d'agents. Entre les itérations, en revanche, il s'agit d'un enchaînement qui tient aux modifications des voisinages locaux et des agrégats de diplômes alimentés par les choix des agents. De ce second point de vue, il y aura alors autant de systèmes d'équations que d'itérations nécessaires au programme pour converger.

dynamique que, dans le chapitre 1, j'avais prêtée à tout modèle générateur animé par une forme complexe d'individualisme méthodologique trouve ici *in fine* une réalisation.



Je viens de proposer un ensemble d'hypothèses génératives qui présentent la stratification sociale des diplômes comme résultant d'un « système complexe adaptatif », c'est-à-dire d'un ensemble d'acteurs qui agissent en situation d'interdépendance et d'interaction continue. Les niveaux « micro » (choix) et « méso-sociologique » (réseaux d'interactions) auxquels renvoie un tel système ont été insérés dans un niveau « macrosociologique » qui tient à la fois à l'origine sociale des acteurs, et à la structure du système scolaire considéré. Ce niveau structurel est vu comme une contrainte qui façonne les ressources et les objectifs des acteurs.

On retrouve ici deux classes d'hypothèses. D'une part, celles (HG_1 , HG_2 , HG_3 et HG_4) ayant trait aux modalités de formation des décisions éducatives individuelles sous la pression de la structure sociale, mais n'admettant que des acteurs « isolés ». D'autre part, les hypothèses (HG_5 , HG_6 et HG_7) qui précisent comment la formation des décisions éducatives pourrait être influencée par les structures d'interdépendance directe (c'est-à-dire, alimentées par des interactions dyadiques, homophiles ou hétérophiles) et indirecte (c'est-à-dire, médiatisées par des agrégats sociaux) qui relient les acteurs.

Ce modèle théorique reprend ainsi l'« approche du choix éducatif rationnel », mais, il l'enrichit en considérant que les choix scolaires sont aussi encastés dans un enchevêtrement de structures d'interdépendance.

C'est pourquoi j'ai désigné cet ensemble d'hypothèses génératives du nom de « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI).

Au plan mathématique, j'ai proposé ensuite le cadre analytique des modèles dits « choix discrets avec externalités » pour formaliser les hypothèses génératives constitutives du MCEI. Ce formalisme paraît en effet particulièrement bien adapté pour représenter des choix individuels pris en situation d'interdépendance et d'interaction.

Il a l'avantage de rendre plus lisible et plus intelligible leur enchevêtrement. La formalisation ôte toute équivoque quant au rôle joué par l'interaction sociale dyadique dans la prise de décision scolaire. Loin de « dominer » les acteurs, elle ne constitue qu'un élément d'une fonction de choix bien plus articulée. Cette forme d'influence sociale directe fait éventuellement basculer, dans un sens ou dans un autre, le bilan « bénéfices-coûts-risques » que chaque acteur a tendance à formuler isolément des autres. L'interaction

dyadique constituerait ainsi une source de variabilité dans les choix scolaires qui demande à être étudiée. D'autre part, le formalisme mathématique a clarifié comment agissent les formes d'interdépendance indirecte, c'est-à-dire celles qui sont médiatisées par des agrégats de choix. En particulier, il précise que l'« interdépendance paramétrique », à laquelle renvoie HG_6 , agit sur la « rentabilité marchande » des diplômes (élément qui fait partie de la fonction de choix des acteurs) tandis que l'« interdépendance stratégique », à laquelle renvoie HG_7 , agit davantage sur les appréciations subjectives que les acteurs donnent de cette valeur « objective » des diplômes du point de vue de leur collocation structurelle. La formulation mathématique du MCEI permet ainsi d'entrevoir l'enchaînement continu de boucles de rétroaction qui s'installe entre le « global » et le « local » par le biais de ces deux versants de l'interdépendance indirecte entre les choix éducatifs des acteurs.

Enfin, j'ai proposé d'incorporer cette formalisation mathématique du MCEI dans un dispositif informatique connu sous le nom de système multi-agents. La simulation de la vie de ce système permet, peut-être mieux que le langage mathématique, de représenter et d'animer *in vitro* le fonctionnement du MCEI en faisant de sa dynamique un véritable dispositif de production de données théoriques. Faire évoluer dans le temps (informatique) cette « société artificielle », c'est en effet rendre possible le déploiement dynamique des effets contenus dans les mécanismes que le modèle vise à représenter. C'est aussi rendre possible le passage systématique entre les différents niveaux auxquels chacun d'entre eux renvoie (choix, réseaux et structures). Par là, la simulation informatique du MCEI donne corps à la version dynamique de la forme complexe d'individualisme méthodologique que j'ai défendue dans le chapitre 1.

Il s'agit à présent d'étudier ce que ce modèle générateur formel de la stratification éducative produit au niveau agrégé.

La genèse de la stratification éducative en France et en Italie

Je vais maintenant exposer les conséquences du « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI) obtenues grâce à l'« exécution » du système multi-agents qui traduit informatiquement les hypothèses génératives qui le composent. Cette opération centrale — la simulation *stricto sensu* du modèle ne s'enclenche qu'à ce stade — n'est cependant pas directement visible par le lecteur. Elle n'a existé, pendant quelques instants, que dans la mémoire vive de l'ordinateur. Seules les données artificielles générées déductivement par cette opération apparaîtront dans ce chapitre.

Ces données nous intéressent tout particulièrement. Mon objectif ultime est de démontrer qu'un « modèle générateur » unique peut rendre compte des données empiriques transversales et diachroniques qui décrivent la stratification éducative de la France et l'Italie (voir annexe 1, fig. 5). La confrontation des données artificielles générées par l'« exécution » du programme informatique aux données empiriques devrait alors permettre d'établir dans quelle mesure cet objectif peut être atteint.

Une issue favorable déboucherait sur une double contribution à la sociologie quantitative de la stratification éducative. En premier lieu, si j'apporte la preuve que toutes les régularités empiriques de la stratification éducative décrites précédemment peuvent être dérivées d'un seul faisceau de mécanismes théoriques, cela devrait aider à dépasser la controverse concernant la « bonne » mesure et la « vraie » tendance de l'inégalité pour orienter le débat sur l'analyse formalisée des mécanismes générateurs de ces tendances. En deuxième lieu, si je parviens à démontrer que le MCEI produit des données conformes aux stratifications éducatives française et italienne selon une multiplicité de points de vue (transversal-absolu, transversal-relatif, diachronique-absolu et diachronique-relatif), cela permettrait d'avancer vers une théorie unifiée de l'origine de la stratification éducative, objectif souvent affiché dans la littérature (Breen et Goldthorpe, 1997, p. 182 et 197-198 ; Goldthorpe, 2000, p. 167).

Je vais ainsi procéder à une analyse statistique des données artificielles générées par la simulation multi-agents du MCEI (données que j'appellerai, « données simulées »). Mon objectif est de mettre en évidence le type de stratification éducative qui émerge des systèmes multi-agents gérés par le modèle, et de la confronter à celle révélée par les données empiriques françaises et italiennes étudiées dans les chapitres 3 et 4.

L'élaboration statistique des données simulées proposée ici rappelle une opération classique au sein de la « sociologie des variables » où il est coutumier de travailler sur les « prédictions » d'un modèle statistique qui s'ajuste correctement aux données plutôt que sur les données réelles (voir Cobalti, 1989b, c ; Goldthorpe *et al.*, 1980, p. 118, note 23). À la différence des données « théoriques » d'un modèle statistique, mes données « simulées » sont cependant de véritables « données théoriques ». Elles dérivent en effet de la mise en œuvre informatique d'un ensemble explicite d'hypothèses génératives posées *a priori* (le MCEI).

L'analyse statistique inductive des « données simulées » est d'ailleurs explicitement préconisée par les tenants mêmes de l'approche computationnelle (voir Axelrod, 1997, p. 4 ; Fararo et Butts, 1999). Cette opération constitue l'une des voies pour tester empiriquement le pouvoir explicatif d'un modèle théorique étudié à travers la simulation informatique, notamment dans une perspective de type multi-agents (Amblard *et al.*, 2007 ; Boero et Squazzoni, 2005 ; Moss et Edmonds, 2005 ; Hedstrom, 2005, chap. 6).

Ainsi, imposer aux « données simulées » le même traitement statistique que celui réservé précédemment aux données empiriques va me permettre : a) d'éviter une utilisation « abstraite » des simulations, ce qui est souvent une limite de la « sociologie computationnelle » ; b) d'acquérir des éléments pour valider mon modèle générateur de la stratification éducative ; c) de réaliser la connexion entre théorie sociologique, simulation et statistique, objectif central que j'avais défini dans les chapitres 1 et 2 comme la voie privilégiée pour renouveler l'approche quantitative de la stratification sociale.

Je vais alors analyser les données artificielles synchroniques déductibles du MCEI et les confronter aux données empiriques françaises et italiennes (§ 1). Ensuite, j'élaborerai les données artificielles diachroniques déduites du MCEI et les confronterai aux évolutions temporelles des stratifications éducatives empiriquement observables dans les deux pays (§ 2). Enfin, pour éclairer les résultats produits par le MCEI, je reconstruirai le processus créé par la simulation de mes systèmes multi-agents et interpréterai la signification de certains aspects de la structure paramétrique qui a permis ces simulations (§ 3). Ce processus contient en effet une explication possible de la genèse de

la stratification éducative tandis que ces paramètres permettent d'expliquer les différences de structure et de parcours qui existent dans la stratification éducative entre la France et l'Italie. Ce qui permettra enfin de faire le lien avec l'analyse qualitative « institutionnaliste » esquissée au chapitre 5.

LES DONNÉES ENGENDRÉES PAR LE MCEI ET LES DONNÉES EMPIRIQUES TRANSVERSALES

Considérons la stratification sociale des diplômes engendrée par simulation du MCEI dans une société artificielle qui présente les éléments suivants :

- 1) des agents qui tendent à évaluer un diplôme d'autant plus positivement qu'ils sont issus d'un groupe élevé, et qui ont également, de par ce groupe, des appréciations particulièrement positives pour certains segments de la hiérarchie des diplômes (paramètre RS) ;
- 2) des agents qui tendent à percevoir un diplôme comme étant d'autant plus coûteux qu'il est plus élevé, disposant, par ailleurs, de ressources leur permettant de supporter ces coûts d'autant plus aisément qu'ils sont issus d'un groupe élevé (paramètre CS)¹ ;
- 3) des agents insérés dans des réseaux peu denses (paramètre K), plus riches en liens intragroupe qu'intergroupes (paramètre B), ces liens intergroupes étant par ailleurs plus nombreux avec les groupes socialement proches qu'avec des groupes éloignés (paramètre PCI) (voir annexe 2, tableaux 2 et 3)².

- 1 La structure et les valeurs spécifiques des paramètres RS et CS qui m'ont permis de calibrer le MCEI sur les données empiriques françaises et italiennes résultent d'un travail de recherche des « bonnes valeurs » par « essais et erreurs ». Avant d'y arriver, j'ai également étudié le modèle avec des populations d'agents ayant des préférences et des ressources homogènes à différents degrés : 1) indifférenciation totale (mêmes RS et CS pour tous les groupes d'agents, avec RS = CS) ; 2) différenciation partielle faible (mêmes RS et CS pour tous les groupes d'agents, avec RS ≠ CS et CS > RS) ; 3) différenciation partielle forte (mêmes RS et CS pour tous les groupes d'agents, mais avec RS ≠ CS, CS > RS et RS et CS différenciés selon les diplômes). Aucune de ces conditions d'« homogénéité » intergroupes dans les préférences et les ressources des agents n'a permis de se rapprocher des données empiriques françaises et italiennes.
- 2 La valeur basse de K tâche d'éviter que les agents soient écrasés par construction sous les liens dyadiques qu'ils nouent ; les valeurs de B et PCI veulent en revanche représenter l'idée d'une tendance vers l'homophilie des relations sociales (McPherson *et al.*, 2001 ; voir aussi, Degenne et Forsé, 2004, chap. 2 ; Mercklé, 2004, chap. 3). Des analyses empiriques de l'homogamie sociale et/ou éducative peuvent se trouver, pour l'Italie, dans Schadee et Schizzerotto (1990), dans Cobalti et Schizzerotto (1994, chap. 5) et dans Bernardi (2002), et, pour la France, dans Thélot (1982, chap. 8) ou dans Forsé et Chauvel (1995). Pour deux comparaisons internationales, on peut se reporter à Smith *et al.* (1998) et Domanski et Przybysz (2007). Pour ce qui est de l'homophilie sociale, on peut en revanche consulter Cousteaux et Lemel (2004).

Sous ces conditions, les données théoriques résultant de la formalisation des sept hypothèses génératives sont assez voisines des données empiriques transversales (voir annexe 1, tableau 7)³.

L'indice de dissimilarité vaut en effet 2,54 pour la France et 1,76 pour l'Italie, ce qui indique que la distribution des données simulées diffère peu de celle des données empiriques : on ne trouve qu'environ 2% de cas mal classés par le modèle théorique. En première approximation, donc, le « système complexe adaptatif » où chaque agent se comporte selon la formulation mathématique du MCEI semble engendrer une structure des diplômes en fonction du groupe des agents qui est largement superposable à celle que l'on observait empiriquement en France et en Italie dans les années quatre-vingt-dix⁴.

Pour mieux saisir le profil de cette structure, il importe d'analyser de façon inductive les données produites par ces sociétés artificielles et de confronter, point par point, les résultats obtenus avec ceux qui dérivent des données empiriques⁵.

Morphologie, destinées éducatives et recrutement social des diplômes

D'un point de vue « absolu », la première information que nous fournissent les données simulées concerne le volume des différentes catégories de diplômes dans la population d'agents.

- 3 Par rapport aux données empiriques analysées dans le chapitre 3 (voir note 1), deux différences peuvent être rappelées. La première tient aux données empiriques italiennes : ici, pour disposer d'un échantillon plus nombreux, et donc d'une plus grande population d'agents artificiels, j'ai retenu aussi des individus âgés de plus de soixante-quatre ans. La seconde différence tient en revanche au niveau d'agrégation retenu dans la classification des groupes socioprofessionnels et des diplômes. Pour limiter le nombre de paramètres de mes simulations, j'ai retenu une version des nomenclatures CASMIN en quatre catégories (voir Erikson et Goldthorpe, 1992a, p. 39 ; Breen, 2005, p. 41). Le lecteur constatera que ce choix ne modifie pas la configuration des régularités statistiques mises à jour précédemment.
- 4 Le lecteur gourmand en indices d'ajustement peut considérer aussi les valeurs du khi-deux (81 pour la France et 123 pour l'Italie), du khi-deux de maximum de vraisemblance (40 pour la France et 55 pour l'Italie) et du critère bayésien d'information (-76,10 pour la France et -53,44 pour l'Italie).
- 5 La proximité des estimations ponctuelles importe moins qu'une possible homologie de structure. En effet, alors que les données empiriques renseignent sur les diplômes obtenus, les données théoriques déduites du « modèle du choix éducatif interdépendant » renvoient aux choix des diplômes opérés par les agents. Les données théoriques peuvent ainsi surestimer la réussite éducative des groupes sociaux plus exposés à l'échec scolaire (ce problème est cependant plus important pour les diplômes inférieurs que supérieurs). J'aurais pu prendre en compte cette différence entre « choix » et « obtentions » en manipulant un paramètre explicitement introduit à cet effet dans le modèle. En l'absence d'estimations empiriques précises de la sélectivité des systèmes scolaires français et italien, je ne me suis cependant pas engagé pour l'heure dans cette voie.



La figure 11 (voir annexe 1) montre que, conformément à la distribution des diplômes empiriquement observée, la « société artificielle » française a engendré une hypertrophie des niveaux éducatifs inférieurs tandis que le système multi-agents italien a produit une sorte d'hypertrophie des niveaux intermédiaires.

Les pourcentages en ligne du tableau 7 révèlent ensuite les niveaux éducatifs les plus fréquemment choisis par les agents des différents groupes. Les graphiques de la figure 12 (voir annexe 1) montrent que le MCEI engendre une répartition des destinées assez voisine des données empiriques avec la même relation de « proportionnalité inverse » entre groupe social d'origine et destinée éducative la plus fréquemment atteinte.

Les différences décrites dans le chapitre 3 réapparaissent ici clairement. En particulier, dans la société artificielle française, l'hypertrophie des niveaux scolaires inférieurs pour tous les groupes sauf les groupes supérieurs (I+II) est bien visible. Dans la société artificielle italienne, au contraire, la destination éducative modale du groupe supérieur et des professions intermédiaires est la même, bien que dans les groupes (I+II) la proportion de ceux qui atteignent le sommet de la hiérarchie des diplômes soit plus élevée.

Par delà ces différences, il faut noter la capacité de ce modèle générateur à reproduire aussi bien les situations éducatives les plus fréquentes que d'autres plus improbables. Ainsi, par exemple, les deux systèmes multi-agents produisent bien une surreprésentation « statistique » chez les ouvriers des diplômes inférieurs en France et des diplômes secondaires inférieurs en Italie, mais ces systèmes engendrent aussi le petit groupe d'enfants d'ouvriers « dissidents » qui atteignent les diplômes de l'enseignement supérieur.

L'hétérogénéité des préférences (paramètre RS) et des ressources (paramètre CS) des agents jouent certainement un rôle important dans ce résultat. Bien que les agents émettent des appréciations des bénéfices et des coûts dépendants de leur groupe d'appartenance, l'implémentation informatique du MCEI tolère un certain degré de variabilité intragroupe pour ces deux grandeurs. En ajoutant la structure des liens entre les agents, on voit comment des choix éducatifs éloignés des plus probables statistiquement, apparaissent à la fin de la simulation au sein des différents groupes⁶.

L'inégalité de la répartition sociétale des diplômes engendrée par le MCEI peut être appréhendée *in fine* en étudiant les pourcentages en colonnes du tableau 7. Ces derniers restituent le « recrutement social des diplômes » dont l'inégalité est bien quantifiée par les courbes de Lorenz et l'indice de Gini. Le

6 Dans le chapitre 8, je présente des expériences faites sur la « variabilité intragroupe » de RS et de CS qui devraient convaincre le lecteur du bien-fondé de cette hypothèse.



tableau 8 (voir annexe 1) donne, pour chaque diplôme, l'indice de Gini et les « coefficients distributifs » calculés à la fois sur les données simulées et sur les données empiriques⁷.

La valeur empirique de l'indice de Gini moyen 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. La coïncidence entre données simulées et données empiriques est presque parfaite.

Si l'on examine les « coefficients distributifs », on constate que les données engendrées par la simulation reproduisent correctement la proportionalité inverse observée à mesure que l'on monte dans la hiérarchie des diplômes. Conformément aux courbes empiriques de Lorenz, l'on retrouve, aussi bien dans la société virtuelle française qu'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 pour les diplômes supérieurs.

Notons que les systèmes artificiels permettent de retrouver ce contraste entre l'« égalité distributive localisée » pour la France et l'« inégalité distributive diffuse » pour l'Italie que j'avais décrit dans le chapitre 3. Alors que les ouvriers (groupe 4) et les « indépendants » monopolisent, dans la société artificielle italienne, les trois niveaux éducatifs inférieurs, la société artificielle française présente au moins un niveau dont la distribution est particulièrement égalitaire (les diplômes secondaires inférieurs, « 2a+2b »).

Ainsi, qu'il s'agisse de la morphologie de l'éducation, des « destinées éducatives » ou du « recrutement social des diplômes », le « système complexe adaptatif » activé dans la mémoire vive de l'ordinateur grâce à la simulation multi-agents produit des données structurellement conformes aux données empiriques françaises et italiennes. *In vitro*, les mécanismes postulés par le MCEI semblent donc effectivement en mesure d'engendrer une stratification sociale des diplômes.

La « fluidité éducative »

On peut maintenant analyser les données simulées sous l'angle « relatif » en s'intéressant à la proportion d'individus qui obtiennent tel diplôme plutôt

7 Rappelons que ces coefficients permettent d'explicitier l'ordonnement entre les groupes sous-jacents aux courbes de Lorenz : ils représentent en effet le rapport entre la proportion d'individus issus d'un groupe social donné qui possèdent 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 dans tel ou tel diplôme (voir Barbut, 1984 ; Hellevik, 1997).



que tel autre au sein d'un groupe donné, rapportée à la situation, devant cette même alternative, d'un autre groupe.

Pour synthétiser ces comparaisons, j'utiliserai les « odds ratios généralisés » (« birapports généralisés »), une mesure d'association qui exprime le degré de surreprésentation (si supérieur à 1) ou de sous-représentation (si comprise entre 0 et 1) moyenne d'un groupe social donné pour l'obtention d'un diplôme donné par rapport à n'importe quel autre diplôme, en comparaison avec n'importe quel autre groupe. La figure 13 représente graphiquement la valeur de ces coefficients calculés sur les données simulées ainsi que sur les données empiriques contenues dans le tableau 7 (voir annexe 1).

Ces graphiques suggèrent que les sociétés artificielles mues par le MCEI engendrent une configuration « polarisée » des opportunités éducatives largement superposable à celle observée empiriquement en France et en Italie dans les années quatre-vingt-dix. Les cônes les plus hauts se situent en effet aux deux coins opposés du plan : d'une part, pour les situations éducatives les moins désirables, d'autre part, pour les diplômes secondaires longs et, plus encore, pour 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 chances de se limiter aux niveaux éducatifs inférieurs tandis que les « professions intermédiaires » et les « cadres supérieurs » ont des avantages compétitifs particulièrement forts pour atteindre les paliers supérieurs de la hiérarchie des diplômes.

Les systèmes multi-agents rendent aussi compte correctement des divergences entre la France et l'Italie. Ces deux aires d'« attraction forte » sont plus intenses, dans les données simulées comme dans les données empiriques, en Italie qu'en France. Elles sont aussi plus étendues. Le groupe supérieur (cadres supérieurs, professions libérales, chefs d'entreprise, etc.) monopolise les opportunités d'obtention des diplômes de l'enseignement supérieur (et, à un moindre degré du « secondaire long », 2c) en France tandis qu'en Italie, le groupe « intermédiaire » a sa part dans cette position d'avantage relatif. La valeur moyenne des « birapports généralisés » en témoigne : elle est en Italie presque deux fois plus élevée qu'en France (3,56 *versus* 1,89). Cette différence apparaît ponctuellement dans les « birapports généralisés » calculés sur les données simulées et, qui plus est, selon un ordre de grandeur identique à celui observé empiriquement (3,58 *versus* 1,96).

Cette différence considérable entre la France et l'Italie dans le degré d'ouverture de leurs configurations des « opportunités éducatives relatives » confirme les résultats empiriques obtenus au chapitre 3 avec des nomenclatures de groupes et de diplômes plus désagrégées.



Afin d'évaluer le bien-fondé de cette différence importante, j'ai estimé sur les données simulées et sur les données empiriques deux modèles log-linéaires, le modèle dit d'« association constante », d'une part, et le modèle de « différence uniforme » (« unidiff »), d'autre part. Dans le cas de la comparaison entre les deux pays, la signification de fond de ces deux modèles statistiques est la suivante : le premier suppose qu'aucune différence dans la « fluidité éducative » n'existe entre la France et l'Italie tandis que le second suppose qu'une différence existe, mais de type particulier (notamment, tous les « birapports généralisés » seraient plus proches, ou plus éloignés, de 1 selon un facteur uniforme β dit paramètre unidiff).

Les résultats de ces estimations indiquent que le degré de « fluidité éducative » des deux pays est effectivement différent. Quel que soit l'indice d'ajustement considéré, le modèle de « différence uniforme » doit en effet être préféré au modèle d'« association constante », aussi bien pour les données empiriques que pour les données simulées (voir tableau 9, annexe 1). La valeur du paramètre β qui synthétise le sens et l'intensité de ces différences confirme ensuite que la structure des « opportunités éducatives relatives » italiennes est largement plus rigide que celle observée en France. L'estimation de β sur les données simulées montre qu'une telle différence apparaît ponctuellement aussi au sein des systèmes multi-agents mettant en œuvre le MCEI.

Ainsi, l'ensemble de ces résultats indiquent que les systèmes multi-agents mus par la formalisation de ce modèle ont été en mesure d'engendrer les multiples facettes des stratifications éducatives française et italienne dans les années quatre-vingt-dix, aussi bien d'un point de vue « absolu » (morphologie, destinées éducatives et recrutement social des diplômés) que « relatif » (« fluidité éducative »). Sous une structure paramétrique spécifique (voir annexe 2), ce résultat a donc bien été obtenu à travers un seul et unique foyer de mécanismes théoriques.

LES DONNÉES ENGENDRÉES PAR LE MCEI ET LES DONNÉES EMPIRIQUES DIACHRONIQUES

Intéressons-nous à présent aux évolutions temporelles de la stratification éducative engendrées par la simulation du MCEI incorporé dans une société artificielle ainsi constituée :

1) les agents tendent à évaluer un diplôme d'autant plus positivement qu'ils sont issus d'un groupe social élevé et qu'ils appartiennent à une cohorte récente : leur groupe d'appartenance les conduit aussi à évaluer de façon particulièrement positive certains segments de la hiérarchie des diplômes ;



2) les agents tendent à juger un diplôme comme d'autant plus coûteux qu'il est plus élevé ; ils sont dotés de ressources différentielles leur permettant de supporter ces coûts d'autant plus aisément que leur groupe d'appartenance est élevé et qu'ils appartiennent à des cohortes récentes.

Pour obtenir ces conditions, j'ai fait tourner le MCEI successivement dans cinq systèmes multi-agents. Le lien entre eux vient, d'une part, de la hausse systématique des évaluations subjectives que les agents associent aux différents diplômes et, de la baisse systématique des coûts qu'ils imputent aux différents diplômes (respectivement, donc, les paramètres RS et CS dans la [6], voir chap. 6). Ni les relations d'ordre entre les groupes, ni la structure réticulaire dans laquelle les agents sont encastrés n'ont été au contraire modifiées (voir tableaux 2 et 5, annexe 2)⁸.

La simulation de cette série de « sociétés artificielles » produit des données artificielles dont la configuration globale se rapproche fortement des données diachroniques observées (voir tableau 10, annexe 1)⁹. Si l'on parcourt les cohortes de la plus ancienne (1900-1929) à la plus jeune (1960-1969), la valeur de l'indice de dissimilarité qui compare chaque couple de tableaux (« simulé » *versus* « observé ») vaut, en effet, respectivement, 0,91, 1,61, 1,71, 2,50 et 1,56, pour les données françaises, et, 0,31, 0,73, 0,77, 0,72 et 0,76, pour les données italiennes¹⁰.

Les évolutions de la morphologie, des destinées éducatives et du recrutement social des diplômés

On peut tirer de ces données simulées diachroniques étudiées d'un point de vue « absolu » un premier ensemble d'informations concernant l'évolution quantitative des différentes catégories de diplômes (voir fig.14, annexe 1).

- 8 Une fois encore, les valeurs de ces paramètres sont le résultat d'un travail progressif et incrémental de recherche des « bonnes valeurs ». Puisque lors des simulations en coupe transversale le modèle n'a pas permis de se rapprocher des données empiriques avec des populations d'agents aux préférences (RS) et aux ressources (CS) homogènes, je n'ai pas répété ici ce type d'analyse.
- 9 Par rapport aux données empiriques analysées dans le chapitre 4 (voir note 1), j'ai agrégé ici les deux cohortes les plus anciennes (1900-1919 et 1920-1929), tant pour les analyses de l'aspect « absolu » que « relatif » (dans le chapitre 4, cette agrégation ne concernait que les analyses du second aspect). La faible numérosité de la cohorte italienne 1900-1919 aurait en effet impliqué une population d'agents trop petite.
- 10 Le lecteur friand d'indices d'ajustement peut considérer aussi les valeurs du khi-deux (38, 104, 72, 103 et 102 pour la France et 25, 43, 49, 40 et 49 pour l'Italie), du khi-deux de maximum de vraisemblance (21, 46, 37, 49 et 50 pour la France et 11, 20, 23, 20 et 26 pour l'Italie) et du critère bayésien d'information (-82,78, -63,55, -75,48, -66,07 et -50,81 pour la France et -65,29, -74,80, -70,81, -71,67 et -79,77 pour l'Italie).





L'hypothèse sous-jacente à cette simulation du MCEI, celle d'une amélioration au fil du temps des bilans « évaluations subjectives (RS)/coûts perçus (CS) » a été suffisante pour engendrer un mouvement de diffusion des diplômes dont la trajectoire reproduit tant la réduction du nombre des diplômes de bas niveau que l'expansion des diplômes intermédiaires et supérieurs observées dans les données empiriques.

Les systèmes multi-agents mus par le MCEI permettent par ailleurs de différencier correctement les deux pays quant à la trajectoire de l'expansion éducative. La société « artificielle » française a en effet généré une diffusion progressive des diplômes de l'enseignement supérieur qui coexiste avec la permanence d'un nombre élevé de diplômes inférieurs. La « société artificielle » italienne a en revanche engendré un mouvement d'expansion de l'éducation qui a été principalement porté par le développement des diplômes secondaires. L'expansion des diplômes de plus haut niveau en a souffert.

162

On retrouve là les caractéristiques de l'expansion éducative observées en France et en Italie que j'ai décrites au chapitre 4 au sein des nomenclatures de groupes et de diplômes plus désagrégées.

Pour étudier les transformations des destinées éducatives les plus fréquemment atteintes au sein des différents groupes d'agents, on peut ensuite analyser les pourcentages en lignes calculés sur les données simulées du tableau 10 (voir annexe I).

Le tableau 11 montre ainsi que le modèle générateur traduit dans un système multi-agents simulé cohorte par cohorte a permis d'engendrer un mouvement de diffusion de l'éducation dans lequel tous les groupes sont impliqués. Conformément aux données empiriques, tous les groupes d'agents ont participé à la réduction des diplômes de bas niveau et à l'expansion des diplômes secondaires et supérieurs. Le MCEI génère donc ce que j'avais qualifié au chapitre 4 de « massification » de l'éducation.

Les sociétés artificielles reflètent également les quelques éléments qui différencient la France et l'Italie quant à la manière dont les différents groupes sociaux ont contribué à ces changements. Notamment, la société artificielle française comporte des flux scolaires relativement homogènes aux rangs inférieurs et intermédiaires de l'architecture scolaire et engendre correctement la position particulière du groupe supérieur face à l'enseignement supérieur. Au sein de la société artificielle italienne, l'évolution de certaines destinées éducatives a en revanche été assumée davantage par certains groupes. C'est le cas de la diffusion des diplômes secondaires inférieurs qui a été tout particulièrement portée par le groupe des « indépendants » et des « ouvriers ».





Afin d'apprécier les conséquences redistributives de ce mouvement de « massification » de l'éducation et, surtout, de ces modulations fines en termes de vitesses et de destinations éducatives privilégiées par les différents groupes, on peut extraire *in fine* du tableau 10 les pourcentages en colonne. Les courbes de Lorenz (non reportées) et l'indice de Gini nous permettent de quantifier les transformations de l'hétérogénéité sociale correspondant à chaque situation éducative au fil des cohortes (voir tableau 12, annexe 1).

En dépit de quelques différences ponctuelles, la configuration des indices de Gini dégage l'image d'une très grande proximité entre les systèmes artificiels et les sociétés réelles. Les données théoriques déduites du MCEI présentent en effet tant les similarités que les différences qui caractérisent l'évolution de la répartition sociétale de l'éducation en France et en Italie.

L'une des similitudes principales est la relation inverse entre la raréfaction des bas niveaux éducatifs et l'évolution du degré d'inégalité de leur distribution qui s'accroît au lieu de diminuer. Parmi les différences, on remarquera un mouvement d'égalisation distributive aux contours moins nets en Italie qu'en France. En particulier, la société artificielle française engendre une baisse claire de l'inégalité distributive des diplômes secondaires et de l'enseignement supérieur. En revanche, la société artificielle italienne, bien qu'elle présente des signes nets d'égalisation aux niveaux éducatifs supérieurs, engendre, conformément aux données empiriques, moins d'égalité distributive dans la répartition sociétale des diplômes secondaires courts.

Afin de dégager une tendance générale résultant de ces évolutions multiples, j'ai suivi l'évolution d'une cohorte à l'autre de la valeur moyenne de l'indice de Gini. Les courbes établies à partir de ces indices moyens suggèrent que, si une tendance générale vers l'égalisation distributive s'est clairement installée en France au cours du xx^e siècle, c'est plutôt une fluctuation autour de la valeur 0,20 que l'on constate pour l'Italie. Puisque des signes clairs d'égalisation existent néanmoins pour les diplômes secondaires supérieurs et supérieurs, je propose de parler, comme je l'ai fait dans le chapitre 4 au sujet du même phénomène, d'une « démocratisation distributive incertaine » pour l'Italie. En dépit de quelques différences (d'ampleur limitée) dans les estimations ponctuelles, l'enchaînement de systèmes artificiels géré par mon modèle générateur formel semble avoir été traversé par les mêmes évolutions (voir tableau 12, annexe 1).

Ainsi, qu'il s'agisse des transformations de la morphologie de l'éducation ou des diplômes les plus fréquemment atteints au sein de chaque groupe (les « destinées éducatives ») ou encore de la composition sociale des différents diplômes (le « recrutement social des diplômes »), l'hypothèse sous-jacente à la





série de systèmes multi-agents (celle d'un bilan « évaluations subjectives (RS)/ coûts perçus (CS) » plus positif d'une cohorte à l'autre) produit des données diachroniques structurellement conformes aux données diachroniques empiriques française et italienne. *In vitro*, les sept hypothèses à l'origine du MCEI qui gère la vie de ces sociétés artificielles semblent effectivement en mesure d'engendrer un processus de diffusion de l'éducation formelle, un mouvement de « massification » de celle-ci ainsi qu'une tendance à la « démocratisation quantitative » (au sens de Gini).

Transformations de la « fluidité éducative »

164

D'un point de vue « absolu », par-delà les différences entre la France et l'Italie, l'instruction s'est donc diffusée, « massifiée » et démocratisée au cours du siècle dernier. Par l'intermédiaire d'une série de systèmes multi-agents, la simulation du MCEI a permis d'engendrer cette évolution. Cependant, une partie de la sociologie quantitative de l'éducation considère qu'une seconde classe de transformations de la stratification éducative des sociétés contemporaines est plus décisive, celle qui concerne la structure des positions relatives des différents groupes face aux différents diplômes. C'est ce que j'avais qualifié de « fluidité éducative ».

Les « données simulées » diachroniques contenues dans le tableau 10 peuvent alors être considérées de ce second point de vue en se demandant 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 placé devant la même alternative.

Pour étudier de façon synthétique le signe et l'intensité de multiples comparaisons en jeu, j'estime, sur les « données simulées » diachroniques, les deux modèles statistiques déjà mobilisés lors de l'analyse des « données simulées transversale », c'est-à-dire, d'une part, le modèle log-linéaire dit d'« association constante », d'autre part, le modèle log-multiplicatif dit de « différence uniforme » (« unidiff »). Dans le cas présent, la troisième variable ne sera pas l'espace (mes deux pays), mais le « temps » (mes cinq cohortes). Ainsi, selon le premier modèle statistique, aucune modification de la « fluidité éducative » ne s'est produite au fil du temps tandis que le second admet qu'une transformation a bien eu lieu, mais d'un type particulier (tous les « odds ratios » se seraient rapprochés ou éloignés de 1 selon un facteur uniforme β).

Dans les données empiriques, les résultats de l'estimation conduisent à préférer le modèle de « différence uniforme » au modèle d'« association constante » pour la France (modèles 1 et 2), mais non pour l'Italie (modèles



5 et 6) (voir tableau 13, annexe 1). Nous retrouvons donc les résultats mis en évidence au chapitre 4 avec des nomenclatures plus désagrégées des groupes et des diplômes. L'estimation de ces deux modèles statistiques sur les données diachroniques simulées conduit exactement aux conclusions obtenues pour les données diachroniques empiriques. Rien ne permet de préférer le modèle de « différence uniforme » au modèle d'« association constante » pour les données simulées diachroniques italiennes (modèles 7 et 8) tandis que nous sommes en droit de le faire pour les données diachroniques françaises (modèles 3 et 4).

Ces estimations confortent l'idée que le modèle générateur formel engendre une structure de données diachroniques, vues sous l'angle relatif, offrant un profil statistique semblable à celui qui définit l'évolution de la « fluidité éducative » dans les deux sociétés réelles.

Le sens et l'intensité de ces modifications constituent une preuve additionnelle. Mesurés par le paramètre « unidiff » (β), les « écarts relatifs » entre les groupes se sont régulièrement resserrés en France, même si la tendance égalitaire s'affaiblit avec les cohortes nées à partir des années cinquante (voir tableau 13, annexe 1). L'évolution du paramètre « unidiff » (β) estimée sur les données diachroniques simulées suit de près celle observée empiriquement. Bien que non significatif statistiquement, l'évolution du paramètre « unidiff » (β) estimé pour l'Italie est intéressant car il montre la proximité entre les évolutions du modèle et les tendances observées empiriquement.

Les systèmes multi-agents mus par les sept hypothèses génératives constitutives du MCEI montrent ainsi une vraie capacité à produire des données théoriques conformes aux multiples évolutions des stratifications éducatives française et italienne au cours du xx^e siècle.

Sous une structure paramétrique spécifique, selon laquelle une amélioration systématique des bilans « évaluations subjectives (RS) – coûts perçus (CS) » que les agents associent aux différents diplômes se vérifie au fil du temps, les simulations multi-agents diachroniques du MCEI ont en effet permis d'engendrer à la fois : 1) la coexistence, en France, d'une diffusion considérable de l'éducation, d'un mouvement clair d'« égalisation distributive » (au sens de Gini) et d'une tendance nette vers l'égalisation des « opportunités éducatives relatives » (au sens des « odds ratios ») ; 2) la coexistence, en Italie, d'une diffusion généralisée de l'éducation, de quelques signes d'« égalisation distributive » et d'une absence de transformations au caractère généralisé dans la « fluidité éducative ».

Le fait que le MCEI permette de reproduire ces tendances macrosociales divergentes signifie *in fine* qu'un ensemble unique d'hypothèses génératives a



permis d'engendrer des degrés différents de changement et de stabilité, selon la dimension de la stratification éducative et le pays considéré.

Dans le contexte du débat sur la mesure de l'évolution en longue période des inégalités éducatives (voir chap. 2, § III), Hellevik (2000, p. 83) notait :

Comment est-il possible d'avoir, comme Marshall et Swift l'affirment, un mécanisme d'allocation stable et, dans le même temps, une distribution des positions allouées plus égalitaire ? Je défie les auteurs de fournir un modèle quelconque d'un mécanisme d'allocation capable d'une telle prouesse.

L'ensemble des résultats que je viens de commenter me semble apporter la preuve que cette prouesse est théoriquement et techniquement possible.

LE PROCESSUS SOUS CONTRAINTE DU MCEI

166

Une double question reste néanmoins à élucider : pourquoi, la simulation du MCEI produit-elle ces résultats et comment peut-elle engendrer des structures de données différentes pour la France et l'Italie ?

C'est là le problème du processus contenu dans le MCEI et de la signification des structures paramétriques qui ont rendu possible le déroulement de ce processus. Répondre à cette double question, dont les deux versants ne peuvent être distingués que d'un point de vue analytique, c'est restituer au modèle générateur sa portée explicative. Derrière sa capacité à engendrer des données théoriques conformes aux observations empiriques, transversales et diachroniques, cette combinaison d'hypothèses génératives permet en effet d'avancer dans la compréhension de la genèse des stratifications éducatives française et italienne.

Le processus de genèse de la stratification éducative selon le MCEI

Nous avons vu que l'opération à l'origine des structures de données engendrées par le MCEI – à savoir l'« exécution » du programme informatique qui en traduit la configuration analytique – n'a existé que temporairement dans la mémoire vive de l'ordinateur. La simulation *stricto sensu* des mécanismes stylisés par le MCEI tient à cette opération, et donc l'activation du processus générateur échappe à toute observation directe.

Le développement d'outils pour améliorer les capacités d'étude et de visualisation du déroulement interne d'une simulation est un domaine en cours de développement (voir Bullock *et al.*, 2006). En dépit de la clarté des mécanismes posés en entrée, la compréhension du processus que ces mécanismes enclenchent est ainsi une opération délicate. La reconstruction que je vais en proposer résulte alors d'un travail interprétatif *a posteriori*





portant sur le fonctionnement interne des simulations. Le chapitre suivant s'attachera cependant à démontrer le bien-fondé de cette reconstruction.

Comment peut-on expliquer donc que les effets inégalitaires découlant des mécanismes postulés par le modèle générateur – certains ayant trait au comportement sous contrainte des agents (HG_1 , HG_2 , HG_3 et HG_4), d'autres aux interactions dyadiques qui les relient (HG_5), et d'autres encore aux boucles récursives qui s'établissent entre les résultats agrégés de ces interactions et le comportement des agents (HG_6 et HG_7) (voir fig. 10, annexe 1) – produisent des formes de stratification des diplômes aussi finement structurées que celles empiriquement observées en France et en Italie ?

Notons tout d'abord que, au début des simulations, les évaluations des bénéfices (RS) et des coûts (CS) que les agents imputent aux différents niveaux scolaires sont hétérogènes au sein de chaque groupe d'agents et comportent des recouvrements entre les groupes. En revanche, à la fin de la simulation, la configuration agrégée des niveaux scolaires obtenus par les agents se différencie nettement selon le groupe.

Quatre phénomènes contribuent à générer dans les sociétés artificielles mues par le MCEI cet écart entre les conditions initiales et le résultat agrégé final.

En premier lieu, les niveaux scolaires sont organisés au sein des systèmes multi-agents de façon séquentielle et conditionnelle : les agents qui n'obtiennent pas un niveau scolaire donné ne peuvent pas passer aux niveaux suivants. Les chances de réussite n'étant pas exactement les mêmes pour tous les groupes au début de la simulation, cette configuration du système scolaire virtuel contribue ainsi à les faire diverger progressivement.

En deuxième lieu, l'action de la réussite scolaire passée est ainsi conçue que l'accumulation des succès constitue un second facteur de différenciation des chances. Les agents qui connaissent une bonne réussite scolaire ont une perception des coûts qui va en s'améliorant tandis que celle-ci est stable chez ceux qui cumulent les échecs. Les agents des groupes supérieurs qui ont de meilleures chances de réussite au début de la simulation ont ainsi tendance à diverger progressivement des agents des groupes inférieurs.

En troisième lieu, le modèle admet que les interactions intragroupes sont plus nombreuses que les interactions intergroupes lesquelles sont en outre plus fréquentes lorsque la distance sociale entre les groupes d'agents est plus réduite. À mesure que la simulation se déroule, l'élimination scolaire différentielle selon les groupes produit une convergence progressive des choix éducatifs des agents à l'intérieur de chaque sphère locale de voisinage. Pour les agents qui réussissent dès le début, cette condition constitue un avantage : la réussite des uns facilitera celle des autres. Pour ceux qui en revanche



ne réussissent pas, cette uniformisation des choix scolaires autour d'eux constituera un handicap : les mauvais résultats des uns hypothèquent les chances de réussite des autres. La faible présence de contacts hétérophiles dans le voisinage des agents permet ainsi aux interactions dyadiques intragroupes de favoriser les choix coûteux chez les agents des groupes supérieurs tandis qu'elles contribuent à réduire ces mêmes choix chez les agents appartenant à des groupes moins favorisés.

Les processus en boucles qui s'instaurent à mesure que la simulation se déroule entre les agrégats de diplômes choisis, la baisse de leur rentabilité marchande et la réévaluation à la hausse des évaluations des agents relancent enfin itérativement les trois phénomènes que je viens d'évoquer, amplifiant les divergences entre les résultats scolaires des agents.

Ainsi, la complexité des mécanismes générateurs du MCEI alimente *in fine* un processus de genèse de la stratification éducative relativement simple. De façon analogue à ce que Schelling (1971) fit pour la ségrégation spatiale, mes systèmes multi-agents engendrent une stratification sociale des diplômes par un processus qui accentue itérativement les différences de départ en termes de préférences et de ressources individuelles¹¹.

Des processus de ce type ont été qualifiés de « processus d'amplification » (Boudon, 1979a, p. 156-157). Dans le cas présent, l'« amplificateur » tient essentiellement à la configuration fortement ségréguée des réseaux dans lesquels les agents sont insérés. À mesure que la simulation se déroule, les voisinages se concentrent en agents ayant accompli les mêmes choix : l'interaction intragroupe entretient ainsi la réussite de ceux qui réussissent et renforce la tendance à l'échec de ceux qui sont en difficulté.

Dans les systèmes multi-agents du MCEI, la stratification éducative émerge alors d'un processus d'amplification qui est en réalité le résultat d'un processus plus fondamental : celui que Merton (1988, p. 610) a qualifié de *process of cumulative advantage*. Dans ce type de processus,

les avantages comparés dérivables initialement de capacités acquises, de positions structurelles et de ressources disponibles produisent des incréments successifs dans les avantages de telle sorte que l'écart entre ceux qui ont et ceux qui n'ont pas dans le domaine scientifique (ainsi que dans d'autres domaines de la vie sociale) se creuse tant que ce mouvement n'est pas freiné par des processus compensatoires (*ibid.*, p. 606).

11 Afin d'apprécier le travail de Schelling et de mesurer les interprétations abusives qu'on en a parfois données, le lecteur peut se reporter à Forsé et Parodi (2006), et à Bruch et Mare (2006).



Bien que formulé pour expliquer la stratification des rémunérations matérielles et symboliques dans le domaine scientifique, Merton (1968, p. 62) reconnut cependant d'emblée à ce processus une portée bien plus générale : « le principe de l'avantage cumulatif [qui] est à l'œuvre dans de nombreux systèmes de stratification sociale pour produire toujours le même résultat : les riches deviennent plus riches à une vitesse qui conduit les pauvres à devenir relativement plus pauvres ». Cette relation agrégée constitue ce qu'il nomma « effet Mattieu ». La large diffusion que cette idée a eue par la suite atteste de l'importance de ce type de processus pour la compréhension de la genèse des phénomènes inégalitaires (voir DiPrete et Eirich, 2005).

Architecture scolaire et perceptions subjectives selon le MCEI

Le processus enclenché par la simulation du MCEI est cependant un « processus sous contrainte ». À structure des interactions constante, la configuration statistique des données théoriques sera différente selon les valeurs attribuées aux bénéfices (paramètre RS) et aux coûts (paramètres CS) que les agents associent aux différents diplômes.

Selon les hypothèses développées plus haut, deux éléments macrostructureaux affectent RS et CS : le « groupe social d'origine » de l'individu et la structure du système scolaire. Notamment, le MCEI admet que le groupe social d'origine des acteurs contribue à hiérarchiser les évaluations subjectives des bénéfices et des coûts que les acteurs issus de ces différents groupes imputent aux différents diplômes tandis que la structure du système scolaire interviendrait davantage sur la valeur intrinsèque de ces évaluations subjectives et de ces coûts. Si l'on reprend la configuration paramétrique de RS et de CS que j'ai adoptée pour simuler le MCEI, on constatera en effet que la hiérarchie entre les groupes d'agents des évaluations subjectives (RS) et des coûts (CS) sont semblables dans les deux pays tandis que les valeurs numériques de ces deux grandeurs diffèrent (voir annexe 2, tableaux 3 et 5).

Dans le prolongement du chapitre 5, examinons alors ces structures paramétriques afin de les justifier par les effets possibles de la structure institutionnelle des systèmes scolaires français et italien sur les perceptions subjectives des acteurs. Médiatisées par les réseaux d'interactions entre agents (supposés identiques dans les deux pays), ces différences macrosociologiques ont probablement contribué à la genèse des différences de structure et de parcours mises en évidence précédemment dans les stratifications éducatives de la France et de l'Italie.



Comparés aux agents français, les « agents » de la société artificielle italienne imputent des bénéfices plus élevés et des coûts plus bas aux diplômes primaires (1b+1c) et secondaires inférieurs (2a+2b) (voir tableau 3, annexe 2). Ce serait là la conséquence d'un ensemble de phénomènes auxquels les cohortes successives ont été confrontées, en France, mais pas en Italie : un degré élevé d'hétérogénéité des niveaux primaire et primaire supérieur ; un manque de clarté dans la définition des transitions correspondantes ; la forte sélectivité de certains diplômes (tel le CEP) ; la transformation de cette hétérogénéité en une très grande indifférenciation, depuis la création du « collège unique ».

170

La « rentabilité marchande » (RM) des diplômes primaires (1b+1c) et secondaires inférieurs (2a+2b) est par ailleurs plus faible en Italie qu'en France (voir tableau 1, annexe 2). On peut comprendre alors que les « agents italiens » ont une évaluation de ces diplômes plus positive que les « agents français » : l'obtention de ces diplômes leur est indispensable pour pouvoir accéder à des diplômes plus rentables.

Ainsi, au plan algébrique, la fonction de choix des « agents italiens » sera plus fréquemment positive pour les niveaux « 1b+1c » et « 2a+2b » que pour les « agents français », et, donc, à structure de réseau constante, ces niveaux scolaires auront plus de probabilités d'être atteints. Dans le cadre de la mise en œuvre informatique du MCEI, c'est là une partie de l'explication de l'« hypertrophie des niveaux inférieurs » et de l'« hypertrophie du milieu » propres, respectivement, à la France et à l'Italie.

L'attraction des « agents italiens » vers les diplômes du secondaire supérieur (2c) contribue aussi à façonner cette allure de la « morphologie de l'éducation ». Les agents italiens, à l'exception du groupe supérieur, évaluent de façon globalement plus positive que les agents français ce niveau scolaire (voir tableau 3, annexe 2). Ces choix paramétriques tentent de formaliser l'idée selon laquelle les cohortes italiennes ont été confrontées au manque de diplômes professionnels au niveau précédent : dans la classe ouvrière et les classes moyennes, ceux qui recherchent ce type d'instruction ne peuvent la trouver que dans les filières techniques et professionnelles du cycle secondaire supérieur.

La « société artificielle italienne » gérée par le MCEI ne produit pas une masse de diplômes de l'enseignement supérieur en rapport avec la diffusion des diplômes secondaires supérieurs. En effet, les évaluations subjectives des « agents italiens » pour les niveaux « 3a+3b » chutent plus brusquement que cela n'est le cas des « agents français » (voir tableau 3, annexe 2). Ces choix paramétriques tentent de formaliser l'idée selon laquelle les cohortes ont été



confrontées, en Italie, mais pas en France, à une structure non stratifiée de l'enseignement supérieur. Puisque ces diplômes sont en outre moins rentables en Italie qu'en France (voir tableau 1, annexe 2), la « fonction de choix » des « agents italiens » sera globalement moins positive que celle des « agents français », d'où une moindre quantité de diplômes obtenus à ce niveau.

Dans le cas du système multi-agents français, les valeurs spécifiques prises par les paramètres RS et CS au niveau de l'enseignement supérieur sont par ailleurs très différentes pour le groupe supérieur et les autres groupes. En revanche les groupes d'« agents » italiens ont des évaluations subjectives des bénéfices et des coûts de ces diplômes beaucoup plus proches. Ces choix paramétriques tentent de formaliser l'idée selon laquelle la trop lente construction d'une jonction organique entre le primaire et le secondaire a, en France, longtemps laissé le quasi monopole du secondaire long aux membres du groupe supérieur. Les cohortes de l'échantillon italien ont en revanche fait l'expérience d'un système scolaire très articulé dès le début du siècle qui a probablement poussé vers le bas et segmenté davantage les perceptions subjectives des différents groupes.

Les évaluations particulièrement positives des agents pour certaines catégories de diplômes tentent aussi de représenter cette idée (voir tableau 3, annexe 2, valeurs en gras). Les « agents français » issus du groupe supérieur attribuent une très grande importance aux diplômes de l'enseignement supérieur tandis que les « professions intermédiaires » se satisfont d'un diplôme de niveau 2a+2b. Au sein du système multi-agents italien, en revanche, le diplôme préférentiel de ces deux groupes est le même et se situe à un niveau plus bas (2c). Les deux autres groupes (les indépendants et les ouvriers) suivent d'ailleurs de près (2a+2b).

Ces choix paramétriques faits en fonction du lien supposé entre l'architecture des deux systèmes éducatifs et les perceptions des acteurs laissent entrevoir par ailleurs l'origine microsociologique du degré d'inégalité plus élevé en Italie qu'en France.

Dans le « système artificiel français », la plupart des agents visent les niveaux scolaires inférieurs et intermédiaires. Au moins ici, une situation d'égalité distributive peut se créer. Dans le « système artificiel italien », en revanche, tout le monde tente d'atteindre les diplômes secondaires, mais seulement les groupes intermédiaire et supérieur y réussissent. C'est par cette voie que la mise en œuvre informatique du modèle générateur produit pour l'Italie, d'un point de vue « absolu », une suite de monopoles éducatifs, et, d'un point de vue « relatif », une division des opportunités éducatives entre deux blocs.



Les données diachroniques

Les évaluations subjectives (RS) et les coûts (CS) que les agents associent aux diplômes au sein de chaque cohorte ont été modifiés pour représenter une tendance à l'amélioration des premières et à la baisse des seconds au fil du temps. Ces variations paramétriques ont toutefois été différentes selon le pays (voir tableau 5, annexe 2).

On peut supposer que, dans les deux pays, les acteurs ont attribué une importance croissante à l'instruction en tant que moyen de réalisation personnelle et socioprofessionnelle (Brint, 1998, p. 195-199 ; Prost, 1981, p. 14-15). La réduction des inégalités économiques au ^{xx}^e siècle – d'un point de vue absolu, et jusqu'aux années soixante-dix, du moins (voir Piketty, 2004, p. 18-24 ; Gurgand, 2005, p. 88-92 ; Morris et Western, 1999) – a par ailleurs probablement atténué les coûts perçus de l'investissement scolaire.

172

Mon hypothèse est cependant que les différences qui ont pu exister à ces niveaux entre la France et l'Italie ont été moindres que celles qui ont concerné les changements institutionnels de leurs systèmes scolaires respectifs. Les valeurs des paramètres RS et CS que j'ai introduites dans les deux séries de systèmes multi-agents tâchent de refléter ces différences dans l'évolution des architectures éducatives.

Considérons alors d'abord l'élément suivant : d'une cohorte à l'autre le niveau scolaire que les agents issus d'un groupe donné ont tendance à évaluer le plus favorablement, se modifie plus pour les agents français que pour les Italiens (voir tableau 5, annexe 2, valeurs en gras). Les agents de la société artificielle française issus du groupe supérieur déplacent graduellement leurs préférences vers le sommet de la hiérarchie des diplômes, et sont progressivement suivis, bien qu'à distance, par les « professions intermédiaires » et, ensuite, par les agents « indépendants » et « ouvriers ». En Italie, ces mouvements sont en revanche bien moins marqués. Seuls les agents issus des groupes supérieur et intermédiaire prendront en effet pour objectif éducatif prioritaire les diplômes secondaires longs (2c), mais ils n'iront pas jusqu'à faire de même à l'égard des diplômes de l'enseignement supérieur.

Ces choix paramétriques tentent de formaliser l'idée d'un système éducatif plus statique en Italie qu'en France. L'« immobilisme relatif » du système scolaire italien peut en effet avoir généré une évolution des jugements éducatifs individuels moins rapide et étendue que celle qui a été favorisée par l'articulation progressive de l'architecture scolaire française.

L'évolution de ces systèmes a pu avoir des effets bien plus généralisés sur celle des évaluations subjectives (RS) et des coûts (CS) que les agents ont imputés aux différents diplômes dans les différentes cohortes. De ce second point de



vue, les graphiques de la figure 15 (annexe 1) montrent que les évaluations subjectives (RS) tout comme les coûts perçus (CS) des différents diplômes dans les systèmes multi-agents français ont beaucoup plus évolué que dans la série des sociétés artificielles.

Pour ce qui est des RS, la différence entre les deux séries de « sociétés artificielles » est particulièrement évidente pour les diplômes secondaires courts (2a+2b) et, à un moindre degré, pour les diplômes secondaires longs (2c). Les évaluations subjectives des « agents » italiens, tout en démarrant à un niveau relativement élevé, ont évolué elles aussi à la hausse mais elles ne se sont pas beaucoup améliorées par la suite. Chez les « agents » français issus du groupe supérieur, les évaluations subjectives concernant les diplômes secondaires longs (2c) et supérieurs (3a+3b) ont par ailleurs fortement glissé vers le haut.

Considérons aussi la brusque hausse des évaluations subjectives des « agents » français pour les diplômes secondaires courts (2a+2b), si l'on passe de la cohorte de 1930-1939 à la suivante. Ce choix paramétrique tâche de formaliser le fait que, dans la société française réelle, les individus nés entre ces deux cohortes ont été les premiers à bénéficier de la jonction créée par la « Réforme Carcopino » (1941) entre le secondaire court et le secondaire long. À cette date, cela faisait près de vingt ans que cette jonction avait été supprimée en Italie par la « Riforma Gentile » (1923).

Le système français a ainsi probablement incité les acteurs à s'impliquer de plus en plus dans l'éducation, engendrant une course à l'éducation de plus en plus intense. Le système italien, déjà bien structuré à la fin du XIX^e siècle, loin d'évoluer dans le sens d'une articulation croissante de ces niveaux, durcit ses principaux points de bifurcation et refoule (pendant près de quarante ans) les désirs des acteurs.

Les deux séries inférieures de graphiques de la figure 15 montrent ensuite qu'un véritable mouvement de rapprochement entre les groupes français s'est esquisse au fil des cohortes en ce qui concerne les coûts des diplômes secondaires courts (2a+2b), longs (2c) et de l'enseignement supérieur (3a+3b). La série de systèmes multi-agents italiens présente en revanche seulement un saut important avec la cohorte 1940-1949 dans l'évolution à la baisse des coûts supposés des diplômes secondaires longs et de l'enseignement supérieur.

L'échelonnement des modifications paramétriques des CS au sein de la « société artificielle » française tente de représenter les effets d'un mouvement d'ouverture graduelle dérivant de la suite de tentatives de création d'une jonction organique entre les différents étages du système. La présence d'un seul saut au sein de la « société artificielle italienne » renvoie en revanche au fait que l'on n'ait tenté de débloquent l'articulation des « étages » qu'au début



des années soixante en réactivant, tout d'un coup et presque en même temps, les liens entre les différents niveaux du système (création, en 1962, du collège unique et de la possibilité de passage généralisé au secondaire long et, ensuite, en 1969, à l'université).

La hausse des évaluations subjectives au fil des cohortes et la baisse des coûts imputés aux différents diplômes a donc été plus brutale chez les « agents » français que chez les Italiens. Il en résulte une évolution plus positive des bilans « bénéfiques (RS) – coûts subjectif (CS) » dans les systèmes multi-agents français. Il y a là une différence de degré, et non de nature : les agents de la société artificielle italienne, eux aussi, ont une image de plus en plus positive du rendement des diplômes et imputent à ces derniers des coûts décroissants, mais ces évolutions sont moindres.

Ces choix paramétriques fondés sur le lien qui a pu exister entre les évolutions des architectures scolaires française et italienne et les perceptions des acteurs laissent entrevoir les sources microsociologiques des différences d'évolution que le MCEI a engendrées pour les stratifications éducatives de ces deux pays.

L'évolution favorable des bilans « bénéfiques (RS) – coûts subjectif (CS) » des agents italiens ont assurément produit, dans tous les groupes, par le jeu des interactions entre agents, un déplacement vers le haut dans la hiérarchie des choix éducatifs. Ceci s'est traduit dans les phénomènes décrits précédemment : un mouvement d'expansion de l'éducation, une hausse des destinées éducatives des différents groupes et, du moins en partie, une tendance vers l'égalisation distributive des diplômes secondaires longs et de l'enseignement supérieur. Cette modification des bilans éducatifs individuels n'a cependant pas réussi à effacer les « écarts éducatifs relatifs » entre les groupes. Les « agents » italiens d'origine modeste avaient des objectifs éducatifs et des ressources leur permettant de rejoindre la « course à l'éducation », mais ils ne sont pas parvenus à rattraper leurs concurrents issus des groupes supérieurs. Tout le monde a obtenu plus d'éducation (égalité au sens « absolu »), mais les positions éducatives relatives n'ont pas été bouleversées de manière profonde et généralisée (stabilité au sens « relatif »).

En revanche, dans les systèmes multi-agents français, les évolutions plus fortes des bilans « bénéfiques (RS) – coûts subjectif (CS) » ont pu engendrer non seulement une nette égalisation distributive, mais également une augmentation de la « fluidité éducative ». Les agents artificiels français d'origine modeste ont donc eu des objectifs éducatifs et des ressources suffisamment riches pour réaliser deux exploits : ils ont accompli un mouvement de translation vers le haut de la hiérarchie des choix éducatifs ; ils ont réussi à courir un



peu plus rapidement que leurs concurrents issus des groupes supérieurs. Un mouvement d'« égalisation distributive » (au sens de Gini) a ainsi pu coexister avec une tendance à la réduction des « écarts éducatifs relatifs » (au sens des « odds ratios »).

Par delà sa capacité à montrer qu'un modèle générateur unitaire peut engendrer des combinaisons variables de stabilité et de changement selon l'angle (« absolu » ou « relatif ») que l'on considère de la stratification éducative, la simulation du MCEI livre ainsi également une explication possible de ces discordances.



J'ai maintenant achevé d'exposer les résultats déduits du « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI) dont les règles de construction et de formalisation ont été développées au chapitre 6. Les données de la simulation ont été ici disséquées et leurs régularités statistiques confrontées à celles des données empiriques françaises et italiennes. On peut considérer que l'alliance annoncée entre « théorie sociologique », « statistique » et « simulation » a bien été réalisée.

La pertinence du modèle générateur a été démontrée d'un double point de vue : dans sa capacité à engendrer une stratification éducative analogue à celle que nous fournissent les données empiriques, mais également dans sa capacité à mettre en évidence les processus de production de celles-ci.

En coupe transversale, l'« animation » par simulation multi-agents du MCEI a produit une stratification fine des diplômes en fonction du groupe social des « agents ». L'analyse statistique de cette « stratification simulée » révèle une structuration quasiment identique à celle de la France et de l'Italie dans les années quatre-vingt-dix.

Cette ressemblance entre société « artificielle » et société « réelle » concerne l'aspect « absolu » de la stratification éducative (morphologie de l'éducation, destinées éducatives et hétérogénéité sociale des diplômes) mais également son aspect relatif (la configuration de la « fluidité éducative »). Dans les deux cas, le système multi-agents italien a correctement engendré un degré plus élevé d'inégalité que celui du système multi-agents français.

L'intérêt sociologique de ces résultats tient à ce que la simulation du MCEI a permis de déclencher un processus possible d'émergence de la stratification éducative réelle : un processus d'« avantage cumulatif » qui alimente un processus d'amplification.

Les interactions locales entre milliers d'agents y jouent un rôle central. En particulier, l'élimination scolaire différentielle selon les groupes rend





progressivement plus homogène les voisinages des agents en termes de choix éducatifs préférentiels. Les réseaux de liens dyadiques étant fortement ségrégués, les conditions structurelles sont ainsi réunies pour que les groupes d'agents bien lotis confirment de plus en plus leurs choix ambitieux dans le même temps que les groupes d'agents où la réussite scolaire est moins bonne s'enfoncent mutuellement dans cette condition.

L'intérêt majeur des systèmes multi-agents est qu'ils ont permis de représenter concrètement ces structures d'interaction entre acteurs et d'activer les processus qu'elles engendrent.

176

Dans le cadre de l'implémentation du MCEI, ce processus est par ailleurs institutionnellement contraint. Si les acteurs imputent aux diplômes des coûts et des bénéfices différents d'un pays à l'autre, sous l'effet, par exemple, d'architectures différentes des systèmes scolaires, le même « jeu » d'interactions entre ces acteurs conduira à des formes de stratification sociale des diplômes hétérogènes entre les pays. C'est par cette voie que le MCEI a reproduit correctement les différences qui existent entre les stratifications éducatives française et italienne des années quatre-vingt-dix.

Les résultats concernant l'évolution dans le temps de la stratification éducative des deux pays ont confirmé la pertinence du MCEI. J'ai en effet pu faire émerger pour chaque cohorte étudiée une stratification des diplômes finement structurée selon le groupe d'origine des « agents ». Le profil diachronique de ces stratifications reflète bien les transformations observées en France et en Italie au cours du siècle dernier. En termes « absolus », la séquence de sociétés artificielles mues par le MCEI indique des évolutions de la morphologie, des destinées éducatives et du recrutement social des diplômes, voisines de celles empiriquement observées pour la France et l'Italie. Dans la simulation comme dans les données empiriques, les conséquences redistributives de la « massification » de l'éducation sont plus nettes dans le premier pays que dans le second. En termes « relatifs », en revanche, aucun signe d'égénéralisation des « opportunités éducatives relatives » n'apparaît au sein de la séquence de systèmes multi-agents italiens tandis qu'une tendance nette vers l'augmentation de la « fluidité éducative » apparaît au sein de la suite de « sociétés artificielles » françaises.

Les données diachroniques simulées ont donc correctement reflété les évolutions hétérogènes réelles propres à la France et à l'Italie montrant ainsi qu'un ensemble unique d'hypothèses génératives peut effectivement engendrer des transformations des aspects « absolu » et « relatif » de la stratification éducative au rythme, à l'extension et aux directions discordantes.



Là aussi, la simulation « multi-agents » du MCEI a eu l'intérêt d'indiquer l'existence d'un possible processus sous-jacent à ces évolutions multiples au sein des sociétés réelles.

L'analyse des structures paramétriques adoptées dans ces simulations diachroniques a en effet révélé que, même si la structure des réseaux demeure constante en termes de densité et/ou d'hétérophilie, le seul glissement vers le haut, d'une cohorte à l'autre, des bilans entre le coût des diplômes et leur rendement perçu contribue à façonner la configuration de la stratification éducative et son évolution dans le temps. Plus ces bilans deviennent positifs, plus la probabilité augmente que la cristallisation de choix éducatifs plus ambitieux engendre une élévation des flux scolaires suivie non seulement d'une égalisation du recrutement social des diplômés mais aussi d'une diminution des « écarts relatifs » entre les groupes. À cette condition, les évolutions dans le temps de la stratification éducative peuvent aller de pair dans l'ordre « absolu » et dans l'ordre « relatif ».

J'ai enfin attiré l'attention sur le rôle joué par l'évolution de l'architecture des systèmes scolaires dans l'engendrement de ces évolutions vertueuses. En particulier, j'ai suggéré le rôle qu'ont tenu en France les voies professionnelles qui, depuis longtemps, ont ouvert le passage vers le secondaire long tandis que rien de cela n'a existé en Italie jusqu'aux années soixante. Face à une amélioration similaire dans les deux pays des perceptions des coûts économiques de l'éducation, les coûts filtrés par la structure institutionnelle du système se seraient au contraire atténués plus en France qu'en Italie. Cette différence peut contribuer à expliquer pourquoi la France connaît une « démocratisation quantitative » accompagnée d'une tendance à la démocratisation qualitative tandis que seule la démocratisation quantitative a atteint l'Italie.

Compte tenu de nombreux faits empiriques dont il a su reproduire la structure ainsi que des processus sous-jacents qu'il a permis d'imaginer, le MCEI apparaît comme un bon candidat pour une modélisation unifiée de l'origine de la stratification éducative.



La genèse de la stratification éducative en Utopie

Adoptons maintenant un point de vue « expérimental » sur le « modèle générateur » de la stratification éducative construit au chapitre 6.

En simulation informatique, « expérimenter », « quasi-expérimenter », ou faire des « analyses de sensibilité », c'est changer certains aspects de la configuration paramétrique adoptée initialement pour traiter le modèle, et analyser les structures de données qu'il engendre, suite à ces modifications (voir Ramat, 2007 ; Boudon, 1973a, p. 172 ; Gilbert et Troitzsch, 1999, p. 23 ; Gilbert, 2007b, p. 44-45 ; Ginot et Monod, 2007). Dès lors, ce sont des « faits computationnels » purs que l'on produit : les structures de données engendrées par le modèle sont de simples constructions numériques sans corrélat empirique direct.

Je présenterai trois groupes de résultats obtenus en modifiant les valeurs de certains paramètres précédemment adoptées pour reproduire les données empiriques. L'objectif de ce chapitre est de déduire du « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI) d'autres conséquences que celles qui ont été produites en vue d'une confrontation avec les données empiriques. En ce sens, pour reprendre le titre d'un essai de Boudon (1970), ce chapitre étudiera la genèse de la stratification éducative en « Utopie ».

Cette opération est-elle légitime alors que j'ai insisté plus haut sur l'importance de combiner données empiriques et données artificielles issues des méthodes de simulation ? Les résultats présentés au chapitre précédent suggèrent le bien-fondé des hypothèses génératives constitutives du MCEI. Une analyse expérimentale du modèle paraît dès lors moins arbitraire que si l'homologie de structure entre données théoriques et données empiriques françaises et italiennes n'avait pas été démontrée.

Les données empiriques resteront cependant en arrière-plan. La stratification éducative simulée qui s'est montrée proche des données empiriques constituera en effet le terme de comparaison pour la stratification éducative que le MCEI engendrera en prenant des valeurs paramétriques différentes de celles qui ont permis d'obtenir cette proximité.



Parmi les multiples combinaisons possibles, j'ai estimé que celles qui renvoient aux traits saillants du processus impliqué par le MCEI sont à étudier en priorité. Quatre aspects de l'infrastructure du MCEI seront au cœur de cette analyse « expérimentale » : 1) la variabilité intragroupe des évaluations subjectives et des coûts que les agents associent aux différents diplômes (§ II) ; 2) le nombre de liens qui relient les agents (§ III) ; 3) le type d'hétérophilie des liens qui relient des agents issus de groupes différents (§ IV) ; 4) la proportion de ces liens intergroupes (§ V).

Cette « analyse de sensibilité » devrait permettre à la fois de confirmer ou d'infirmer la reconstruction du processus sous-tendu par le MCEI que j'ai proposée au chapitre précédent et de progresser dans la compréhension théorique du processus de genèse de la stratification éducative.

La fin de ce chapitre abordera une question délicate : ces démarches expérimentales peuvent-elles être utiles pour concevoir des politiques publiques visant à démocratiser l'enseignement¹ ?

180

LE RÔLE DE L'HÉTÉROGÉNÉITÉ INTRAGROUPE DES PRÉFÉRENCES ET DES RESSOURCES DES AGENTS

De par l'initialisation aléatoire à laquelle sont soumises les « préférences » (paramètres RS) et les « ressources » (paramètres CS) des agents des sociétés artificielles mues par le MCEI, les agents ne sont pas complètement alignés sur la tendance centrale de leur groupe d'appartenance. Reconstruisant le processus sous-tendu par le MCEI, j'ai soutenu que cette hétérogénéité intragroupe constitue la *conditio sine qua non* pour l'apparition de choix éducatifs « atypiques ».

Pour tester cette hypothèse, j'ai alors modifié la variance des distributions de probabilité à partir desquelles l'on extrait les « évaluations subjectives » (RS) et les coûts (CS) que les agents imputent aux différents diplômes².

Dans un premier groupe d'expériences, la variance des distributions de RS et de CS a été modifiée de manière limitée et localisée. Elle passe de 0,25 à

- 1 Pour des raisons d'espace, je me limiterai à étudier les données expérimentales du point de vue des diplômes les plus fréquemment obtenus au sein des différents groupes d'agents (les destinées éducatives). Pour ne pas alourdir davantage le texte, je limiterai mon exposé aux systèmes multi-agents qui ont été précédemment utilisés pour reproduire les données empiriques françaises. La structure des résultats expérimentaux « italiens » n'est cependant pas différente : le lecteur peut demander ces données auprès de l'auteur ou bien les consulter directement dans Manzo (2006b, chap. 9).
- 2 Ces expériences donnent ainsi corps numériquement à la notion de « discontinuité descendante » proposée dans le chapitre 1 pour conceptualiser le rapport entre la « structure » et l'« action ». Consentir plus de variabilité interindividuelle au sein d'un groupe, c'est en effet permettre que l'on s'éloigne progressivement d'une situation où





0,50 seulement pour les « agents ouvriers » : d'abord, pour les deux premiers niveaux scolaires et, ensuite, pour le troisième et le quatrième. Deux faits principaux apparaissent (voir tableau 14, annexe 1).

1) Si l'on compare la sous-table (a) à la sous-table (b), on constate que cette première modification limitée de la variance des distributions de RS et de CS suffit à augmenter significativement le taux d'agents qui obtiennent des diplômes secondaires inférieurs et supérieurs, non seulement chez les « ouvriers », mais également chez les agents des autres groupes dont les préférences et les ressources n'ont pas été modifiées.

Il est clair que le réseau d'interactions qui relie les agents des sociétés artificielles mues par le MCEI alimente des phénomènes de diffusion très étendus. Des modifications locales se sont en effet propagées et progressivement amplifiées. C'est là un résultat très général que les analyses de modèles formels contenant des structures d'interaction retrouvent souvent. En présence de structures réticulaires, note Hedstrom (2005, p. 144), « il n'y a pas nécessairement une relation de proportionnalité entre l'ampleur des causes et la taille des effets ». C'est pourquoi l'on parle parfois de « principe des grands effets » (Stinchcombe, 1991, p. 382-383).

2) Si l'on compare la sous-table (c) à la sous-table (b), on constate que ce processus de propagation est néanmoins nettement moins important si l'augmentation de la variabilité des préférences et des coûts des agents « ouvriers » se limite aux diplômes les plus élevés. C'est là l'effet de la nature séquentielle et conditionnelle du système de diplômes sous-jacent aux systèmes multi-agents du MCEI. Puisque le choix des diplômes supérieurs ne se pose que conditionnellement à l'obtention des diplômes inférieurs, des préférences et des ressources plus favorables au choix des premiers n'entraînent pas d'effets conséquents car les difficultés à franchir les seconds n'ont pas été modifiées.

Dans un deuxième groupe d'expériences, j'ai opéré des modifications plus importantes de la variance des distributions de RS et de CS. En particulier, tous les diplômes que les agents doivent évaluer ont été touchés, bien que la modification intéresse un seul groupe d'agents à la fois. Là aussi, deux faits principaux peuvent être soulignés (voir tableau 15, annexe 1).

3) Si l'on compare la sous-table (e) à la sous-table (d), on constate qu'un accroissement de la variabilité interindividuelle qui concerne tous les diplômes entraîne un déplacement vers le haut des destinées éducatives d'ampleur plus

l'acteur serait aplati sur les structures qui façonnent ses désirs, ses croyances et ses opportunités. C'est donc là une manière de représenter l'idée d'un « filtre » que les acteurs appliqueraient à ces structures dans leur prise de décision.



étendue que cela n'était le cas pour des modifications touchant uniquement les niveaux scolaires inférieurs. Dans ce dernier cas, les « agents » ouvriers qui obtenaient un diplôme de l'enseignement supérieur (3a+3b) passaient d'environ 4% à environ 8% tandis que ce taux passe d'environ 4% à environ 14% dans le cas d'une augmentation affectant tous les niveaux scolaires.

4) Ces effets de propagation semblent être d'autant plus réduits que le groupe social concerné par l'augmentation de la variabilité des préférences et des ressources est élevé. Par exemple, en comparant la sous-table (h) et la sous-table (e), on constate que si l'augmentation concerne les agents « ouvriers », 14% d'entre eux accèdent à un diplôme de l'enseignement supérieur (3a+3b) contre seulement 4.16% d'entre eux si la modification concerne les agents « cadres ». Plus généralement, si l'augmentation de la variance de RS et de CS ne touche que ces derniers, aucun autre groupe d'agents ne bénéficie de leurs choix plus ambitieux.

182

Un exemple peut aider à comprendre la source de cette asymétrie dans la propagation des modifications locales engendrée par le MCEI. Si un agent « ouvrier » a un bilan « rentabilité subjective (RS) / coûts (CS) » très négatif dans l'évaluation d'un diplôme secondaire supérieur, le fait que son voisin « cadre » choisisse plus fréquemment ce diplôme peut ne pas suffire à faire basculer la valeur de sa fonction de décision vers une valeur positive. Pour que cela se produise, il faudrait que cet agent « ouvrier » ait de nombreux voisins « cadres », ce qui est peu probable car la configuration du réseau est construite de telle sorte que ses voisins sont plus souvent issus d'un groupe social proche.

La structure mathématique du MCEI implique donc que des choix scolaires plus ambitieux au sein des groupes supérieurs ont peu de chances de se généraliser en l'absence de modifications directes des préférences et des ressources des groupes inférieurs. Ces derniers partent en effet de valeurs de RS et de CS qui ne peuvent pas être contrebalancées par un terme d'influence quelque peu plus positif.

Ainsi, le MCEI suggère que, en raison de cette « impossibilité à suivre » de la part des groupes sociaux inférieurs, il est peu probable qu'une course généralisée à l'éducation puisse être déclenchée par des investissements scolaires accrus de la part des groupes supérieurs³.

Dans un dernier groupe d'expériences, j'ai enfin modifié la variance des distributions de RS et de CS à des degrés différents pour tous les groupes

3 Dans un contexte méthodologique tout autre, ce point opposa Cherkaoui (1982, p. 91-93) à Bourdieu (1979, p. 147).



d'agents et pour tous les diplômes à la fois. Deux résultats généraux apparaissent (voir tableau 16, annexe 1) :

5) si l'on compare la sous-table (m) à la sous-table (l), on constate une élévation de très grande ampleur des destinées éducatives. Près de 96% des agents « cadres », environ 50% des agents « intermédiaires », près de 37% des agents « indépendants » et près de 30% des agents « ouvriers » atteignent un diplôme de l'enseignement supérieur (3a+3b). Ceci va bien au-delà des changements engendrés par une modification de la variance de RS et de CS limitées à un seul groupe d'agents ou, encore plus, à un seul groupe d'agents sur quelques catégories de diplômes seulement (c'était le cas des deux groupes d'expériences précédents).

En parcourant successivement les sous-tables (n), (o) et (p), on constate que l'ampleur de cette élévation des diplômes les plus fréquents dans les différents groupes augmente à mesure que la variabilité intragroupe croît. C'est que, si tout le monde peut se distancier positivement des choix typiques de son groupe, les conditions sont réunies pour qu'une cumulation en chaînes d'effets positifs se déploie à travers le réseau d'interactions des agents.

6) Si l'on compare ensuite la sous-table (i) à la sous-table (l), on constate en revanche qu'une cascade d'effets de signe contraire résulte d'une réduction de l'hétérogénéité des préférences et des ressources des agents. Une diminution de la variance de RS et de CS conduit en effet à un abaissement des destinées éducatives.

Ainsi, ces trois groupes d'expériences sur la variance des distributions de RS et de CS ont conduit à un ensemble de « faits computationnels » qui confirme l'importance de l'hétérogénéité interindividuelle dans le processus d'émergence de la stratification sociale des diplômes soutenu par le MCEI.

Étant donné la nature asymétrique des distributions de probabilité utilisées, accroître la variabilité intragroupe, c'est permettre aux agents d'avoir des évaluations subjectives et des perceptions des coûts plus favorables par rapport aux préférences et aux ressources imputées en moyenne à leur groupe social d'origine. Les expériences précédentes suggèrent que ce type de modifications engendre la dynamique suivante : 1) la présence d'un nombre accru de valeurs rares au sein du groupe permet, à travers les interactions entre les agents, la cristallisation en son sein de hiérarchies de choix plus ambitieux ; 2) les agents des différents groupes entrent alors en interaction intergroupes avec des choix plus ambitieux ; 3) ceci augmente la probabilité que ces choix se diffusent ; 4) il s'en suit un nombre agrégé de diplômes plus élevé et, donc, une dévalorisation plus rapide suivie d'une réévaluation des perceptions subjectives des agents plus importante ; 5) celles-ci étant dès le départ plus



favorables, le cycle suivant engendre des effets d'autant plus intenses ; et ainsi de suite.

LE RÔLE DE LA QUANTITÉ DES INTERACTIONS DYADIQUES ENTRE LES AGENTS

L'une des hypothèses génératives (HG₅) du MCEI attire l'attention sur le rôle que l'interaction dyadique entre acteurs peut jouer dans la formation des choix éducatifs individuels (voir fig. 10, annexe 1). L'influence sociale directe de ces interactions distingue ma perspective de l'« approche du choix éducatif rationnel », fort répandue en sociologie de l'éducation, qui conçoit des acteurs « isolés ».

184

Reconstruisant le processus sous-tendu par le MCEI, j'ai attribué une importance toute particulière aux structures réticulaires dans lesquelles les agents sont encastrés pour expliquer le processus de genèse de la stratification éducative. Dans la mesure où ces réseaux permettent la diffusion des choix éducatifs, on pourrait même dire que la structure des réseaux constitue le « moteur » de mon modèle générateur.

L'analyse expérimentale des effets agrégés de la variabilité interindividuelle confirme indirectement la plausibilité de cette idée. On a vu que des modifications locales et de petite taille dans l'hétérogénéité intragroupe des préférences et des ressources des agents se sont propagées assez rapidement à travers les interactions locales qui relient ces agents pour engendrer *in fine* des transformations de grande ampleur de la structure des destinées éducatives.

Dans la littérature économique sur la *membership theory of inequality*, ce phénomène pour lequel les « interactions sociales peuvent amplifier les effets des incitations individuelles » (Durlauf et Cohen-Cole, 2004) a été nommé « multiplicateur social ».

Pour mieux tester ces idées, j'interviens alors maintenant directement sur le nombre moyen de liens par agent (paramètre K, voir chap. 6, § III) en simulant le « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI) sous des valeurs différentes de K par rapport à celle (K = 4) adoptée pour reproduire les données empiriques françaises et italiennes. Trois « faits computationnels » apparaissent (voir fig. 16, annexe 1).

1) Si chaque agent a en moyenne seulement deux voisins, le pourcentage d'agents qui s'arrêtent aux situations éducatives inférieures augmente énormément. Si l'on arrivait jusqu'à effacer le réseau de liens sur lesquels les agents sont posés (K = 0), le résultat serait encore plus radical. Sous cette condition, presque tous les agents sont en échec scolaire.



C'est là la preuve formelle la plus extrême de la place que l'interaction dyadique entre les agents occupe dans le processus sous-tendu par le MCEI : en l'absence du réseau qui relie les agents, c'est le processus de genèse de la stratification éducative tout entier qui en ressort « brisé ».

Sur le plan algébrique, ce résultat systémique dérive de ce que la modification en question revient à effacer le terme d'influence V_i^{FD}/V_i du MCEI. Sous cette condition, faiblit alors la probabilité que les agents puissent contrebalancer des coûts (paramètre CS) qui, par construction, tendent à être supérieurs aux bénéfices (paramètre RS) : les choix éducatifs d'autrui (notamment, intragroupes) ne constituent plus un soutien.

2) Une modification de signe opposé dérive d'un accroissement de la taille du voisinage des agents. Pour une connectivité K portée à 10, par exemple, près de 100% des « agents cadres » atteignent un diplôme de l'enseignement supérieur (3a+3b) tandis que près de 45% des « agents intermédiaires » et au moins 30% des agents « indépendants » et « ouvriers » obtiennent un diplôme secondaire long (2c). Sous une connectivité K de 4 (le point de référence), cela n'était le cas que, respectivement, de près de 44%, 11%, 7% et 5%. Si l'on prend des valeurs encore plus élevées, le groupe des « agents cadres » ne quitte plus le 100% d'accès en 3a+3b et les trois autres groupes abandonnent progressivement les diplômes secondaires courts (2a+2b) pour atteindre massivement les diplômes secondaires longs (2c).

Le nombre moyen de contacts émis et reçus par un agent joue donc effectivement un rôle important dans le processus alimenté par le MCEI.

Accroître la taille du voisinage des agents, c'est multiplier les interactions dyadiques dans lesquelles ils sont impliqués. La condition se crée alors pour que, d'une part, les choix les plus fréquemment émis puissent être davantage mutuellement renforcés, et que, d'autre part, les choix rares, aussi peu nombreux soient-ils au départ, aient plus de chances de se répandre. Des hiérarchies de choix éducatifs plus élevés pourront ainsi se cristalliser au sein de chaque groupe. Bien qu'encore peu nombreuses, les interactions dyadiques intergroupes ne feront qu'amplifier cette élévation des choix : un enchaînement de boucles vertueuses de cette nature conduira *in fine* à une élévation généralisée des destinées éducatives.

3) Les graphiques de la figure 16 montrent cependant que cette relation entre l'accroissement de la taille du voisinage des agents, les phénomènes de contagion qui en découlent et le déplacement conséquent vers le haut des destinées éducatives n'est pas linéaire. Pour les diplômes de l'enseignement supérieur (3a+3b), les groupes d'agents inférieur et moyen ne bénéficient pas



en effet du nombre accru d'interactions dans la même mesure que le groupe d'agents supérieur.

Pour se limiter au cas le plus évident, le pourcentage d'« agents ouvriers » qui obtiennent un diplôme de l'enseignement supérieur (3a+3b) paraît même insensible à une augmentation de la taille des voisinages. Quelle que soit la valeur du paramètre K, leur pourcentage d'obtentions fluctue en effet autour de 4%.

Au sein du microcosme artificiel géré par le MCEI, la genèse de ce résultat agrégé est compréhensible. Pour obtenir ce niveau scolaire, les agents des groupes en question doivent en effet s'éloigner considérablement des évaluations subjectives (RS) et des coûts (CS) qu'on leur attribue, par construction, au début des simulations. Cette condition étant vérifiée pour la plupart des agents, et les interactions intergroupes étant encore peu nombreuses, la multiplication des interactions locales ne peut pas venir au secours de ces bilans « RS / CS » très négatifs. Sous ces conditions, un accroissement de la taille du voisinage ne favorise pas la diffusion de ces choix atypiques, mais, simplement, l'« isolement » des agents qui, en raison de valeurs de RS et de CS « exceptionnels », peuvent les accomplir en dépit de tout soutien relationnel.

Ce résultat suggère la possibilité d'effets indésirables pour les possibilités de réussite individuelle résultant d'une trop forte densité de liens entre acteurs aux caractéristiques semblables. Cette densité excessive des réseaux locaux peut en effet ralentir, voire empêcher, l'innovation (éducative, dans ce cas). Dans la littérature sur la *membership theory of inequality*, ce phénomène a été appelé « piège de la pauvreté » (Durlauf, 2006 ; Durlauf et Cohen-Cole, 2004), mais il a été également mis en évidence, tant par les travaux théoriques sur les réseaux « petit monde » (Watts, 2004, p. 261) que par les analyses empiriques des « effets de voisinage » (Sampson *et al.*, 2002, p. 459).

Ces trois groupes de résultats permettent ainsi d'apprécier de manière claire le rôle que les interactions dyadiques – essentiellement intragroupe (la proportion de liens intergroupes consentie est en effet encore fort limitée) – jouent dans la genèse de la stratification sociale des diplômes au sein des systèmes multi-agents gérés par le MCEI.

Ces interactions permettent la diffusion des choix éducatifs que les agents des différents groupes ont le plus tendance à formuler sur la base des objectifs et des ressources typiques de leur groupe, et, dans une certaine mesure, elles facilitent aussi la diffusion de choix atypiques. Cependant, au sein des groupes d'agents les moins bien lotis, plus ces choix atypiques sont coûteux, plus ces

interactions dyadiques intragroupes peuvent freiner leur diffusion, dès lors qu'elles deviennent trop nombreuses.

LE RÔLE DU TYPE D'HÉTÉROPHILIE DES INTERACTIONS DYADIQUES INTERGROUPE

Si, dans ces systèmes multi-agents, les « liens forts » (intragroupes), peuvent donc, sous certaines conditions, représenter une « faiblesse » – selon les thèses de Granovetter (1978) –, il s'agit à présent d'établir si les « liens faibles » (intergroupes) constituent effectivement une « force ».

Le MCEI suppose que ces interactions dyadiques intergroupes puissent donner accès à des ressources capables de favoriser des phénomènes d'« innovation éducative » au sein des différents groupes qui pourraient avoir des conséquences agrégées de signe égalisateur. Reconstruisant le processus sous-tendu par le MCEI, on a vu que précisément la rareté et l'hétérophilie limitée de ces interactions seraient à l'origine d'une différenciation progressive des choix éducatifs entre les groupes d'agents.

Pour explorer de façon plus approfondie la « force des liens faibles » dans ces systèmes artificiels, il est alors nécessaire de jouer, d'abord, sur le degré d'hétérophilie de ces liens intergroupes (paramètre PCI du réseau).

Dans un premier groupe d'expériences, j'ai alors simulé le MCEI sous deux configurations du réseau de liens intergroupes différentes de celles adoptées pour reproduire les données empiriques. Au lieu de supposer que la probabilité de relier deux agents faisant partie de groupes différents est d'autant plus faible que leurs groupes respectifs sont socialement éloignés (qualifions cette situation de « prévalence des liens intergroupes courts »), j'ai supposé que :

- a) la probabilité de relier deux agents faisant partie de groupes différents est d'autant plus forte que leurs groupes respectifs sont socialement éloignés (qualifions cette configuration de « prévalence des liens intergroupes longs » ;
- b) la probabilité de relier deux agents faisant partie de groupes différents est la même quels que soient leurs groupes d'appartenance (qualifions cette troisième configuration d'« équiprobabilité des liens intergroupes »).

Sous ces nouvelles conditions, un fait inattendu apparaît. Les diplômes modaux engendrés par le MCEI au sein de chaque groupe d'agents ne changent pas par rapport à la configuration plus réaliste d'une « prévalence des liens intergroupes courts », et les variations dans les pourcentages d'obtention des différents niveaux scolaires ne sont que de faible ampleur (voir fig. 17, annexe 1).

La comparaison de ces pourcentages suggère bien que la configuration de liens intergroupes « équiprobabilité des liens sociaux » (barres grises) entraîne

un léger déplacement vers le haut des destinées éducatives. Les « agents cadres » améliorent en effet leur situation pour les diplômes de plus haut niveau (3a+3b) ; à l'autre extrémité de l'échelle sociale, les échecs scolaires des « agents ouvriers » se réduisent dans le même temps qu'augmentent légèrement leurs succès aux diplômes inférieurs (1a+1b), aux diplômes secondaires inférieurs (2a+2b) et supérieurs (2c) ainsi qu'aux diplômes de l'enseignement supérieur (3a+3b). Parmi les agents issus des milieux d'indépendants et des professions intermédiaires aussi, la proportion d'échec scolaire diminue tandis que l'accès aux diplômes inférieurs et secondaires inférieurs augmente.

Sans pour autant vouloir nier l'importance de ces effets, l'« animation » par simulation du MCEI suggère néanmoins que même une modification profonde de l'hétérogénéité sociale du voisinage des agents n'arrive pas à bouleverser la configuration agrégée de la distribution des diplômes selon le groupe social.

188

Dans le cadre des systèmes multi-agents animés par le MCEI, ce résultat qui semble contredire l'une des hypothèses centrales du modèle (celle de la « force des liens faibles » pour les choix éducatifs) s'explique en réalité aisément. Comme je l'ai évoqué au chapitre 6, la traduction informatique actuelle du MCEI prévoit que les liens entre les agents ne sont pas pondérés en fonction de leur groupe d'appartenance, et, en outre, que les liens intergroupes se construisent au détriment des liens intragroupes.

Sous ces conditions, la mise en contact systématique d'agents situés aux deux extrémités de l'échelle sociale (condition qui se vérifie pour la configuration « prévalence des liens intergroupes longs ») entraîne des effets qui se compensent. Si un « agent ouvrier », par exemple, profite de la proximité d'un « agent cadre » pour basculer vers un choix favorable, cet « agent cadre » ne peut plus bénéficier de l'appui de ses proches pour accomplir des choix éducatifs ambitieux. Les effets « positifs » du premier contact sont ainsi, du moins en partie, annulés, au niveau agrégé, par les effets « négatifs » du second. La généralisation de cette dynamique d'influence aux différentes combinaisons de contacts hétérophiles possibles conduit à un résultat systémique qui est, au mieux, stable par rapport au réseau « prévalence des liens sociaux courts », et, au pire, régressif.

Que ce phénomène soit effectivement responsable de l'absence de changements profonds dans la structure des destinées éducatives agrégées que l'on pourrait attendre sous la condition d'« hétérophilie maximale » est d'ailleurs démontré par le fait suivant : la configuration d'« équiprobabilité des liens intergroupes » génère un léger déplacement vers le haut des destinées éducatives. Ici, en effet, les liens systématiques entre des agents socialement



éloignés sont absents et, dans le même temps, la ségrégation des interactions dyadiques associée à la structure « prévalence des liens hétérophiles courts » est annulée.

Compte tenu de la façon dont les liens intergroupes se construisent au sein des systèmes multi-agents, il existe des éléments qui confirment l'hypothèse d'une capacité des « liens faibles » à alimenter des phénomènes de propagation (vertueux ou vicieux) de choix éducatifs atypiques au sein des différents groupes.

LE RÔLE DE LA QUANTITÉ D'INTERACTIONS DYADIQUES INTERGROUPEES

Pour compléter l'analyse de la place que les liens intergroupes jouent au sein des microcosmes mus par le MCEI, il est nécessaire d'évaluer enfin l'impact de la quantité de liens intergroupes sur les résultats agrégés engendrés par le modèle.

Dans toutes les simulations évoquées jusqu'ici, la proportion de liens intergroupes a été particulièrement faible : seulement 10% environ des liens présent dans le système reliaient des agents issus de groupes différents. Pour les trois configurations des liens intergroupes que je viens de décrire, j'ai donc simulé le MCEI en modifiant cette proportion (paramètre B).

Cette manipulation équivaut à se déplacer progressivement d'un monde artificiel organisé en quatre réseaux réguliers (un par groupe d'agents) sans connexion entre eux (pour $B = 0$) à un monde structuré en un réseau aléatoire unique dans lequel les agents n'ont de liens qu'avec d'autres agents issus d'un groupe différents du leur. L'algorithme utilisé pour construire le réseau de liens entre les agents (voir chap. 6, § III) permet aisément de passer d'un système à l'autre (Watts, 1999, p. 503-506), et les systèmes multi-agents rendent possible l'analyse des implications agrégées de telles manipulations (Amblard et Deffuant, 2004 ; Centola et Macy, 2007).

Les taux d'obtention des différents niveaux scolaires au sein des quatre groupes d'agents obtenus sous ces conditions mettent ainsi en évidence trois « faits computationnels » majeurs (voir fig. 18, annexe 1).

1) si l'on élimine complètement le peu de liens intergroupes admis jusqu'ici ($B=0$), la simulation du MCEI produit une sorte de ségrégation en deux blocs des destinées éducatives agrégées. Les agents issus des groupes supérieur et intermédiaire obtiennent en effet davantage, respectivement, de diplômes de niveau supérieur et secondaire supérieur tandis que les deux autres groupes d'agents tombent davantage dans les situations éducatives les moins désirables.



C'est dire les effets inégalitaires que l'on peut vraisemblablement rattacher à une structure fortement (voire radicalement) ségrégée des interactions sociales. Au sein des microcosmes artificiels gérés par le MCEI, les interactions dyadiques intergroupes alimentent des choix éducatifs novateurs au sein des groupes inférieurs : les « liens faibles » ont effectivement une certaine « force ».

2) Les courbes de la figure 18 montrent que, quelle que soit la configuration des liens intergroupes retenue, l'accroissement des interactions de ce type entraîne des modifications considérables de la distribution agrégée des diplômes selon le groupe des agents.

Ces modifications des destinées éducatives ont cependant davantage l'allure d'une convergence de tous les groupes d'agents vers les diplômes secondaires inférieurs (2a+2b) que d'un déplacement généralisé vers le haut de la pyramide des diplômes obtenus. En effet, alors que les agents des groupes inférieur et moyen sont de moins en moins fréquemment en échec scolaire et s'arrêtent de moins en moins aux diplômes « primaires », les agents du groupe supérieur cessent brusquement d'augmenter leur participation à l'enseignement supérieur.

3) Les graphiques de la figure 18 montrent que cette convergence vers le niveau scolaire 2a+2b se transforme, au-delà d'une certaine quantité de liens intergroupes (60% ou 70%, selon la configuration retenue), en une convergence vers les situations éducatives les moins désirables (1a et 1b+1c).

Nommons cet écroulement des flux éducatifs l'« effet pervers de l'hétérogénéité sociale ».

Dans les sociétés artificielles mues par le MCEI, la genèse de ce phénomène systémique repose sur la destruction progressive de liens intragroupes qui suit l'accroissement de liens intergroupes. C'est là une conséquence de l'algorithme informatique adopté pour construire le réseau (voir chap. 6, § III). En l'état actuel, l'ouverture des groupes vers l'extérieur (en termes d'hétérogénéité de leurs relations réciproques) se réalise en effet aux dépens de leur cohésion interne.

Les expériences précédentes sur la quantité d'interactions dyadiques ont montré que la cristallisation des hiérarchies éducatives est alimentée par les interactions dyadiques entre membres d'un même groupe. Augmenter au-delà d'un certain seuil le nombre de liens avec des agents issus de groupes différents, c'est alors saper les bases mêmes de la constitution de ces hiérarchies. Dans la mesure où, ensuite, le soutien venant de l'interaction avec autrui est d'autant plus nécessaire que le choix éducatif à accomplir est coûteux, les choix éducatifs qui ont davantage de chances de se propager sous



de telles conditions sont ceux qui ne nécessitent pas, ou peu, de soutien du choix d'autrui.

Une preuve indirecte de l'existence de ce mécanisme au sein de mes mondes artificiels provient de la symétrie qui caractérise les résultats agrégés engendrés par la simulation du MCEI dans ces différentes configurations du réseau de liens entre agents. Le résultat obtenu avec une très grande quantité de liens intergroupes ($B > 0,6$) est en effet structurellement identique à celui obtenu précédemment avec effacement de tout lien dyadique ($K=0$). Dans les deux cas, on observe un effacement de la stratification sociale artificielle des diplômes. C'est que la manipulation opérée ($K=0$ ou $B > 0,6$) a la même conséquence : détruire les interactions intragroupe.

On pourrait par ailleurs démontrer que cet « effet pervers de l'hétérogénéité sociale » résulte effectivement de la perte de cohésion interne des différents groupes en montrant que son intensité est moindre si, à mesure que les liens intergroupes augmentent, les agents développent également plus de liens intragroupes. Sous cette condition, le versant intragroupe du réseau est en effet plus long à détruire. Dans ce cas, on constate que la convergence entre les résultats éducatifs des agents issus des différents groupes ne se fait plus au niveau des diplômes secondaires inférieurs ($2a+2b$), mais plutôt à celui des diplômes secondaires supérieurs ($2c_{gen}+2c_{voc}$). Pour un taux de liens intergroupes encore relativement réduit ($B=0,3$), on retrouve une véritable élévation généralisée des destinées éducatives dans laquelle les « agents cadres » ne sont plus rabattus sur le secondaire inférieur (graphiques non présentés)

Ainsi, au sein des sociétés artificielles mues par le MCEI, les interactions dyadiques intergroupes peuvent certainement conduire à une élévation généralisée des diplômes obtenus par les agents, mais, la genèse de ce résultat systémique ne va pas de soi.

Cette élévation repose sur un équilibre fragile entre le réseau intragroupe et le réseau intergroupe dans lesquels les agents sont encastrés. Si le second supplante le premier, les interactions sociales hétérophiles peuvent aussi conduire à des résultats socialement indésirables. Les « liens faibles » ne constituent donc pas seulement une « force » : sous certaines conditions, notamment quand un choix est coûteux et demande le soutien du voisinage local, ces liens peuvent aussi représenter une « faiblesse ».

EXPÉRIENCES VIRTUELLES ET POLITIQUES PUBLIQUES : Y A-T-IL UN LIEN POSSIBLE ?

À supposer que la genèse de la stratification sociale des diplômes soit gérée dans le monde social réel par les mécanismes postulés par le MCEI, quel



type de stratification sociale des diplômes observerions-nous si l'on modifiait certains de ces mécanismes ?

L'un des intérêts de procéder en simulant une société artificielle animée par un modèle théorique précis est de permettre ce type d'expériences « virtuelles ». Celles-ci m'ont permis de démontrer que l'hétérogénéité intragroupe, les structures de réseaux dans lesquels les agents sont encastrés, et, surtout, la nature ségrégée de ces réseaux jouent ainsi un rôle déterminant, souvent non linéaire, dans la « vie » des systèmes multi-agents gérés par le MCEI.

Il reste néanmoins que les faits produits de la sorte sont des « faits computationnels » : ce sont de pures constructions numériques, qui dérivent d'hypothèses théoriques, et ils n'ont que très difficilement un corrélat empirique immédiat.

Peuvent-ils être de quelque utilité ? Je crois que oui. Ces expériences « virtuelles » peuvent aider, sinon à maîtriser, du moins à réfléchir, à partir d'un support formel, à la complexité des mécanismes générateurs sous-jacents aux phénomènes réels (Axelrod et Cohen, 2000). Cela n'est pas sans intérêt dans la phase de conception d'une politique publique. Cette capacité de la simulation informatique de tirer toutes les conséquences logiques possibles de systèmes d'hypothèses autrement non traitables constitue une aide précieuse pour imaginer les différentes implications de telle ou telle mesure.

À cet égard, le premier groupe d'expériences sur l'hétérogénéité intragroupe des préférences et des ressources des agents est instructive pour réfléchir à des politiques publiques de démocratisation éducative. Admettons, par exemple, qu'il soit possible d'augmenter de façon exogène la variabilité interindividuelle des perceptions que les membres des groupes inférieurs ont des bénéfices d'un diplôme donné en les informant de la valeur que ce diplôme peut avoir pour eux sur le marché du travail. Ou bien, supposons qu'une modification de la richesse du panier de ressources auquel ont accès les membres de ce même groupe entraîne une augmentation de la variabilité interindividuelle de leurs perceptions subjectives des « coûts » d'un diplôme.

Le monde artificiel créé précédemment nous apprend que : a) il n'est pas nécessaire d'apporter ces modifications de manière généralisée : des modifications locales peuvent suffire à engendrer des effets de grande ampleur ; b) il n'est pas non plus nécessaire que ces modifications soient très étendues : des modifications de taille limitée suffisent pour engendrer des changements de taille considérable ; c) ces modifications devraient néanmoins respecter la nature séquentielle du système scolaire : il est inutile de modifier des éléments pour le niveau du « baccalauréat », par exemple, si rien ne change aux niveaux scolaires inférieurs ; d) des modifications qui toucheraient exclusivement les



groupes sociaux supérieurs ont peu de chances de se répercuter positivement sur les membres des groupes inférieurs : si ces derniers ne sont pas en condition de « suivre », aucun changement d'importance ne sera atteint.

Les systèmes multi-agents mus par le MCEI subordonnent la validité de ces quatre propositions à un fait mésostructurel : l'existence d'un réseau d'interactions dyadiques homophiles et hétérophiles qui relie les acteurs. Ce sont les réactions en chaîne dans le réseau qui peuvent transformer des modifications microsociologiques de petite taille en des changements macrosociologiques de grande ampleur de la configuration de la stratification sociale des diplômes.

La nature des interactions sociales expérimentées par les acteurs est d'ailleurs au cœur de nombreux travaux sociologiques étudiant la « ségrégation spatiale » (voir Maurin, 2004 ; Oberti, 2006 ; Preteceille, 2006 ; Van Zanten, 2006) et, plus généralement, les « effets de contexte » (voir chap. 6, note 1).

Les résultats des expériences exposées plus haut invitent à la prudence. Le MCEI prévoit explicitement, au plan théorique, et formalise, au plan mathématique, l'impact des interactions sociales sur la formation des choix scolaires. Le dispositif informatique (la simulation multi-agents) permet de créer *in vitro* ces interactions et d'animer les dynamiques d'influence qu'elles sont censées générer. Cette démarche permet de dépasser une analyse purement discursive de l'impact potentiel d'interactions sociales plus ou moins nombreuses et/ou plus ou moins ségréguées sur les chances de réussite (éducative) individuelle. La création et la manipulation artificielle d'un réseau d'interactions entre des unités élémentaires permet ainsi de mieux appréhender ce lien en se gardant de toute vision simplifiée.

En particulier, les expériences sur la densité des voisinages locaux suggèrent qu'une politique publique visant une démocratisation de l'éducation en intervenant sur la ségrégation spatiale des acteurs et des groupes devrait éviter deux extrêmes.

Une restriction trop sévère des interactions risque de priver les agents du soutien matériel, informationnel et/ou symbolique apporté par autrui qui leur permet d'assumer des choix éducatifs coûteux. Un minimum d'interaction sociale semble indispensable dans la prise de décision scolaire pour que des choix individuels se sédimentent en une véritable stratification des diplômes comme celle que nous observons empiriquement.

Cependant, ces interactions dyadiques ne doivent pas non plus être trop denses. Si le réseau domine les acteurs, la formation de choix éducatifs atypiques au sein d'un groupe risque d'être entravée. De ce second point de vue, le phénomène d'« isolement des choix minoritaires » apparu au



sein des « sociétés artificielles » mues par le MCEI peut aider à réfléchir à l'enchevêtrement complexe entre ségrégation urbaine et inégalités éducatives.

Imaginons une banlieue défavorisée dans laquelle les acteurs sont initialement peu nombreux et ont relativement peu de contacts entre eux. La plupart des résidents sont en échec scolaire, mais quelques individus, en raison de leur réussite scolaire, décident de s'aventurer dans des études supérieures. Puisque les individus sont relativement séparés les uns des autres, on peut supposer que ces étudiants « dissidents » ont des chances d'influencer les choix scolaires de leurs voisins tentés par l'abandon scolaire. En raison de la rareté relative des contacts, ces derniers manqueront en effet d'exemples qui pourraient les détourner d'une voie éducative risquée. Imaginons enfin que la taille de la population de cette banlieue augmente du fait de nouveaux arrivants et que les contacts entre les individus s'intensifient progressivement. Dans cette situation nouvelle, les « dissidents scolaires » peuvent perdre une partie de leur influence sur leurs camarades tentés d'abandonner leurs études. Il est facile d'imaginer les phénomènes de stigmatisation, de dérision, ou de mépris que la micro-masse, qui s'est entre-temps cristallisée autour des choix éducatifs les plus fréquents et les moins ambitieux, peut mettre en œuvre pour contrebalancer l'influence exercée par les « dissidents scolaires » sur les quelques individus éventuellement prêts à les imiter.

Ce scénario d'isolement auquel les rares élèves intéressés aux études sont condamnés au sein de banlieues pauvres à forte composante immigrée est d'ailleurs finement décrit dans certains travaux empiriques d'inspiration ethnographique (voir Beaud, 2003, p. 113-117).

Mon troisième groupe d'expériences *in vitro* sur l'hétérogénéité sociale des voisinages des agents des sociétés artificielles suggère enfin qu'une amélioration des chances scolaires des habitants de cette banlieue imaginaire pourrait ne pas résulter *de manière linéaire* d'une modification du degré d'hétérophilie de leurs interactions sociales.

De ce point de vue, l'analyse par simulation du MCEI peut aider à repenser toute intervention politique qui viserait à réduire les inégalités éducatives en augmentant la « mixité sociale ». En particulier, les résultats expérimentaux discutés plus haut suggèrent qu'une modification de la quantité totale d'interactions intergroupes peut engendrer des phénomènes de diffusion des diplômes supérieurs plus étendus que si l'on modifiait la configuration de ces liens intergroupes. Les « sociétés artificielles » indiquent cependant qu'une augmentation des interactions dyadiques hétérophiles qui s'opérerait aux dépens de la « cohésion » interne des groupes peut tout aussi bien alimenter des phénomènes de diffusion massive de choix scolaires moins ambitieux.



Imaginons un quartier résidentiel habité par une population aisée faisant des choix éducatifs qui comportent des bénéfices anticipés élevés, mais également des « coûts » considérables en termes d'investissements cognitifs, matériels et sociaux. Supposons, ensuite, que l'administration de la ville où se trouve ce quartier décide d'y installer quelques centaines de logements sociaux destinés à des populations défavorisées afin d'en améliorer la réussite scolaire et, plus généralement, le niveau de vie. Postulons, enfin, que tous les habitants aisés ou non de ce quartier se trouvent en interaction continue, qu'ils ne puissent pas échapper à cette interaction et qu'ils n'aient pas la faculté de construire des objets éducatifs nouveaux afin de maintenir une certaine différenciation. Toutes ces conditions existent dans la « société artificielle » étudiée dans ce chapitre. Bien que ce ne soit probablement pas le cas d'un quartier « réel » d'une ville « réelle », admettons tout de même qu'une telle situation soit possible⁴.

Mes expériences *in vitro* suggèrent que, sous de telles conditions, l'enclenchement d'un processus dont l'issue serait tout à fait contraire à celle souhaitée par l'administration ne peut pas être exclu *a priori*. En raison des interactions que les membres du groupe supérieur ont, dans la nouvelle situation, avec les membres du groupe inférieur, les choix scolaires coûteux des premiers peuvent en effet être constamment dévalués par les seconds. Si, ensuite, les interactions entre les enfants favorisés et les enfants issus des milieux modestes entraînaient une dilution de la fréquence des interactions que les premiers établissent entre eux, les ressources que ces derniers peuvent tirer de ces interactions se réduiraient. À mesure que les échanges intergroupes s'intensifient, les membres des groupes aisés, dont les choix devraient constituer le moteur du processus vertueux espéré par l'administration, verraient ainsi paradoxalement s'affaiblir les bases de ces mêmes choix. Hormis les quelques individus dont le bilan « bénéfices-coûts » est tellement positif qu'ils n'ont pas besoin de puiser dans l'interaction dyadique intragroupe pour accomplir le choix, les autres auront de moins en moins de chances de réussir à assumer les coûts de leur choix dans un contexte qui en amplifie la difficulté (stigmatisation, absence d'information, etc.) plutôt que de la soutenir (encouragements, échanges mutuels de ressources, etc.).

Les conditions sont donc réunies pour que les choix scolaires originellement très ambitieux des individus favorisés se dégradent au fil des interactions

4 Dans les termes du programme informatique qui incorpore le « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI), l'intervention publique que je viens d'imaginer équivaut à une augmentation de la quantité de liens intergroupes présents dans le système qui débouche *de facto* sur la constitution d'un type d'hétérophilie des liens intergroupes que j'ai qualifié, dans la section IV, de « prévalence des liens intergroupes longs ».





répétées. Si l'on pouvait empêcher les habitants de notre quartier de quitter cet endroit pendant quelques générations (c'est le cas de mes mondes artificiels), l'issue du processus pourrait être un effondrement de la proportion d'individus qui poursuivent leurs études.

Bien entendu, il ne s'agit là que d'une métaphore. Une analyse par simulation d'un modèle formel théoriquement fondé constitue cependant une stratégie analytique utile pour réfléchir à toutes les issues possibles de l'évolution d'un phénomène social donné. À ce titre il est possible d'y recourir dans la phase de conception de mesures concrètes ayant l'objectif d'intervenir sur le phénomène.

196

Maurin (2004, chap. 3) se demande quelles conséquences aurait pour les enfants des classes aisées un accroissement des contacts avec des enfants de classes modestes et vice-versa. Il remarque que, selon la sensibilité des uns et des autres aux résultats des membres de l'autre groupe, l'issue de cet accroissement de la mixité sociale pourra être vicieuse ou vertueuse et conclut ainsi : « il va de soi que la réalité se situe quelque part entre ces différentes situations théoriques. Mais nous n'avons aucune idée précise de l'endroit exact où il faudrait placer le curseur, ni donc du type de société vers lequel il faudrait essayer de progresser » (*ibid.*, p. 41).

Les analyses expérimentales ici présentées ne peuvent certainement pas dire où la société réelle se trouve, ni où il faudrait mettre le curseur, mais elles montrent qu'une pluralité de scénarios peut effectivement être envisagée. Surtout, sous l'hypothèse la moins restrictive (les mondes artificiels étudiés, en effet, fonctionnent avec un réseau non pondéré selon le groupe social des agents), elles donnent les conditions d'apparition de ces différents scénarios. L'« effet pervers de l'hétérogénéité sociale », par exemple, est lié à une destruction progressive des voisinages locaux des acteurs, nécessaires à tout choix éducatif coûteux.

Ces analyses indiquent ainsi que, sans une technique (tels les systèmes multi-agents) appropriée pour manipuler formellement des hypothèses sur les structures d'interactions, il sera difficile de progresser dans la résolution de ces problèmes théoriques complexes aux conséquences décisives pour la construction de politiques publiques dans le domaine scolaire et urbain.



J'ai simulé le « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI) avec des paramètres différents de ceux qui ont précédemment permis d'engendrer la configuration empirique des stratifications éducatives de la France et de l'Italie. J'ai tâché par ces expériences virtuelles de tester la reconstruction que





j'ai discutée au chapitre 7 du processus enclenché par la simulation multi-agents du MCEI. Mieux comprendre ce processus, c'est en effet avancer vers une explication possible de la genèse des stratifications éducatives réelles.

J'ai ainsi approfondi le rôle de la variabilité interindividuelle des évaluations subjectives et des coûts que les agents associent aux différents diplômes. Dans les microcosmes mus par le MCEI :

- a) en présence d'une structure réticulaire entre les agents, une modification locale et d'ampleur limitée visant à créer davantage de choix qui s'éloignent « positivement » de la tendance centrale du groupe d'appartenance peut conduire, par diffusion, à une élévation des diplômes obtenus généralisée à tous les groupes d'agents ;
- b) ces effets de propagation en cascade de choix éducatifs tendent cependant à être plus importants quand une modification des comportements scolaires a lieu au sein des groupes inférieurs plutôt que quand la situation inverse se produit ;
- c) si l'on fait varier à la hausse le nombre de choix qui s'éloignent « positivement » de la tendance centrale du groupe d'appartenance pour tous les groupes sociaux (et pour tous les diplômes), un cumul très rapide d'effets de propagation se réalise et une très forte élévation des destinées éducatives émerge ;
- d) un phénomène de diffusion de signe exactement inverse découle d'une diminution de la variabilité intragroupe.

Deuxièmement, l'analyse expérimentale du MCEI a confirmé le rôle de « moteur » du modèle, à savoir les interactions dyadiques intra et intergroupes qui relient les agents.

Concernant les premières, j'ai montré que :

- e) si l'on réduit progressivement la taille des voisinages locaux des agents jusqu'à effacer complètement le réseau de liens qui les relie, un abaissement progressif des niveaux scolaires atteints apparaît ;
- f) inversement, plus on multiplie la quantité d'interactions intragroupes, plus l'élévation des destinées éducatives au niveau agrégé est importante ;
- g) tous les groupes ne profitent cependant pas dans la même mesure de cette expansion engendrée par un accroissement du nombre de liens intragroupe. En particulier, si ces liens sont trop nombreux, le taux d'obtention des diplômes de plus haut niveau n'est pas véritablement modifié parmi les groupes d'agents inférieurs et moyens.

Ces expériences sur la taille des voisinages locaux (essentiellement intragroupes car, dans ces expériences, on accorde une proportion limitée de





liens intergroupes) suggèrent ainsi que, contrairement à l'idée de Granovetter sur la « faiblesse des liens forts », ce type de liens peut, pourvu que leur densité ne soit pas excessive, constituer aussi une « force ».

Concernant les interactions dyadiques intergroupes (les « liens faibles »), j'ai en revanche montré que :

- h) un accroissement de l'hétérophilie des interactions dyadiques intergroupes conduit à une élévation des destinées éducatives de faible ampleur. Les transformations engendrées ont un caractère généralisé seulement dans le cas où les agents issus de groupes différents ont une probabilité d'entrer en contact indépendante du groupe auquel ils appartiennent.
- i) par delà la configuration des liens intergroupes, l'accroissement de leur quantité conduit à des transformations plus profondes des diplômes obtenus par les agents ;
- j) d'une part, si l'on élimine complètement les interactions intergroupes, la stratification sociale des diplômes se divise en deux blocs. Ceci indique que les interactions sociales intergroupes alimentent effectivement la diffusion de choix éducatifs novateurs au sein des groupes inférieurs ;
- k) d'autre part, la multiplication de ce type d'interactions n'a cependant pas d'effets univoques sur l'élévation des destinées éducatives. En deçà d'un certain seuil, l'accroissement de liens intergroupes conduit davantage d'agents issus des groupes inférieur et moyen aux diplômes intermédiaires, mais les membres du groupe supérieur obtiennent moins fréquemment des diplômes de niveau supérieur. Au-delà d'un certain seuil, ensuite, la multiplication des liens intergroupes transforme cette convergence vers les diplômes intermédiaires dans un véritable écroulement des flux éducatifs. Dans la situation extrême (très peu réaliste) où les agents n'auraient que des liens avec des agents issus de groupes différents du leur, la condition éducative modale coïnciderait, pour tous les groupes, avec l'échec scolaire ;
- l) inversement, si l'on crée les conditions pour que la multiplication des interactions dyadique hétérophiles ne s'accompagne pas d'une destruction progressive des liens intragroupes, une plus grande hétérogénéité sociale entre les agents conduit effectivement à une élévation considérable du niveau des diplômes qu'ils obtiennent.

Les sociétés artificielles signalent ainsi qu'un équilibre doit exister entre les interactions dyadiques intragroupes et les interactions dyadiques intergroupes. Autrement dit, elles indiquent que, contrairement à la thèse originale de Granovetter sur la « force des liens faibles », ce type de liens peut, sous



certaines conditions, constituer aussi une « faiblesse ». Notamment, si la création de liens intergroupes implique une destruction de liens intragroupes, seuls les choix scolaires les moins ambitieux peuvent se répandre car ce sont les seuls à avoir très peu besoin du support du voisinage local.

Ainsi, l'analyse expérimentale des systèmes multi-agents mus par le MCEI suggère que le processus d'avantages cumulatifs (débouchant sur une amplification des différences entre les groupes) que j'avais supposé être à l'origine des stratifications sociales des diplômes repose effectivement sur un équilibre fragile entre l'hétérogénéité interindividuelle des préférences et des ressources des acteurs, la densité globale du réseau dans lequel ils sont encastrés, et la quantité d'interactions dyadiques intergroupes qui caractérise ce réseau.

Quoiqu'il ne faille jamais perdre de vue le décalage qui existe entre le modèle générateur théorique et la réalité, l'on peut croire que ce n'est probablement qu'en intervenant conjointement sur ces trois éléments qu'une politique de lutte contre les inégalités éducatives pourrait réussir à infléchir le cumul d'avantages et de handicaps qui les sous-tendent.



CONCLUSION

Deux objectifs ont motivé le présent ouvrage. J'ai voulu développer un type de sociologie quantitative de la stratification sociale qui combine la finesse de la description empirique avec la richesse de l'explication sociologique. J'ai également souhaité, en partant de ce domaine spécifique, baliser une voie selon laquelle la sociologie pourrait se donner des objectifs explicatifs, viser une intégration plus serrée entre théorie et recherche empirique ainsi que s'inscrire définitivement parmi les disciplines ayant une véritable ambition scientifique.

Pour ce faire, j'ai étudié la genèse de la stratification socioprofessionnelle des diplômés en tâchant d'intégrer une « sociologie des variables » descriptive, une sociologie dite analytique qui vise la construction de « modèles générateurs », et une sociologie dite computationnelle dont l'objectif est d'étudier par la simulation informatique ces modèles. J'ai par ailleurs suggéré l'importance que la tradition ancienne de la « sociologie mathématique » peut avoir pour cette intégration de langages et d'opérations.

Après avoir décrit le profil empirique des inégalités scolaires en France et en Italie au cours du ^{xx}e siècle, j'ai proposé un « modèle générateur » qui décompose leur genèse en termes d'actions, d'interactions et de structures.

Une analyse statistique des données théoriques engendrées par le « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI) a permis de mettre à jour leur homologie de structure avec les données empiriques transversales et diachroniques tant françaises qu'italiennes. Cette congruence a été attestée pour la distribution des diplômes et pour la configuration des opportunités éducatives relatives. Du point de vue diachronique, la France et l'Italie ont été traversées au cours du ^{xx}e siècle par des combinaisons différentes de changement et de stabilité dans leurs inégalités éducatives « absolues » et « relatives ». À cet égard, mes analyses ont alors apporté une démonstration qui faisait encore défaut à la sociologie quantitative de la stratification : les évolutions temporelles contradictoires dans la distribution des diplômes et dans la structure des « opportunités éducatives relatives » peuvent provenir d'un seul et unique foyer de mécanismes générateurs.

Pour apprécier de façon critique la portée de ce travail, deux points importants sont à discuter : premièrement, l'intérêt pour la sociologie quantitative de la stratification sociale de combiner la technique statistique standard avec des méthodes appropriées de simulation informatique. Deuxièmement, les conditions de validité des résultats obtenus par la simulation multi-agents du MCEI.

Pour ce qui est du premier point, avoir traduit le MCEI dans un système multi-agents et en avoir simulé le comportement permet de clarifier le sens de l'une des objections que j'ai adressée aux méthodes statistiques traditionnelles dans le traitement d'un modèle générateur : le caractère inobservable de son objet, les mécanismes. Bien que certains termes du MCEI puissent être fondés empiriquement, le fonctionnement qui se dégage de ses hypothèses constitutives n'est en effet ni observable ni mesurable en soi. Le système complexe engendré par la coprésence de structures, d'actions, d'interactions et de boucles entre ces différents éléments ne peut être recréé et étudié que dans un espace différent du monde social réel. En l'état actuel, la technique statistique ne peut pas représenter la « vie » d'un tel système. Elle peut au mieux en décrire les résultats.

Ensuite, placer le MCEI dans un système multi-agents permet de mieux voir pourquoi les méthodes statistiques traditionnelles ne peuvent pas concrétiser l'idée d'« engendrement » (*generativity*) à la base de la sociologie analytique.

Les systèmes multi-agents ont généré des données théoriques de façon exogène par rapport aux données empiriques. La simulation du MCEI a en effet engendré l'association, observée au niveau agrégé, entre le groupe social d'origine des acteurs et leurs diplômes ; les états de plusieurs milliers d'entités virtuelles ont été progressivement composés pour monter vers le niveau auquel on observe la relation en question. Cette opération de « production exogène de données » est étrangère à toute méthode statistique. Le modèle log-linéaire de la fluidité éducative construit au chapitre 3 n'échappe pas à cette limite. Bien que certains méthodologues, pourtant attentifs au concept de « mécanisme », aient reconnu à cette technique l'intérêt de pouvoir modéliser ces mécanismes (Pawson, 1989, p. 171-175), il est à présent évident que, par rapport à la simulation du MCEI, je n'avais construit à ce moment-là de l'analyse aucun dispositif capable d'engendrer par agrégations progressives des données théoriques indépendantes des données empiriques de départ.

Il faut insister en outre sur le potentiel des systèmes multi-agents par rapport à l'analyse statistique standard pour traiter des structures d'interdépendance et d'interaction entre acteurs. Le MCEI fait des hypothèses spécifiques sur les multiples formes d'influence entre les choix éducatifs des acteurs : les systèmes



multi-agents ont permis de les représenter concrètement. La technique a rendu possible la construction d'un réseau d'interactions dyadiques spécifique (en l'occurrence, « petit monde »). Au niveau le plus profond, le dispositif informatique rend opérationnel l'interaction entre les entités qui composent le système transférant d'une entité à l'autre les informations sur leurs états respectifs. La technique a également permis de collecter les résultats des actions ayant lieu à l'instant t et de les réinsérer successivement dans le système sous forme d'agrégats (ce qui constitue le support pour les formes indirectes d'interdépendance). En dépit de son raffinement, rien de semblable n'avait pu être fait, lors de la construction et de l'estimation, au chapitre 3, de mon modèle log-linéaire topologique de la fluidité éducative.

S'il est certain que ces structures d'interdépendance directe et indirecte sont essentielles pour expliquer le passage du « micro » au « macro » (Boudon, 1979b, p. 131 ; 1984, p. 67 ; Coleman, 1986, p. 1321), il n'en demeure pas moins que la sociologie a systématiquement échoué quant à leur modélisation. On sait désormais que « cette situation indésirable est due, du moins en partie, au manque de méthodologie appropriée pour aborder ce type de questions » (Hedstrom, 2005, p. 168). L'analyse statistique par variables fait partie de ces méthodologies inappropriées pour modéliser directement et dynamiquement les interdépendances et les interactions qui relient les acteurs.

L'incorporation du MCEI dans des « sociétés artificielles » dont on a pu simuler la « vie » a permis de surmonter cet obstacle. La flexibilité de ce dispositif a été particulièrement visible quand j'ai fait varier les configurations des interactions dyadiques intra et intergroupes. Les systèmes multi-agents ont ici aisément permis d'approfondir l'analyse des relations complexes qui existent entre choix individuels, interactions et taux agrégés de réussite.

Par rapport à la longue tradition d'études sociologiques sur le lien entre réseaux, phénomènes d'influence et processus de diffusion (voir, pour deux revues de la littérature, Palloni [1998] et Wejnert [2002]), la valeur ajoutée de la technique est alors de rendre possible l'activation de cette interconnexion triple. Cette flexibilité et cette puissance dans l'analyse des conséquences inégalitaires de différentes structures réticulaires ouvre des pistes de recherche nouvelles pour le développement des approches relationnelles à l'étude de la transmission intergénérationnelle des inégalités, comme celles de Lin (1990 ; 1999).

Les résultats expérimentaux discutés dans le chapitre 8 montrent ainsi pourquoi j'avais soutenu que la diffusion progressive de données empiriques relationnelles ne constituerait probablement qu'un palliatif devant l'incapacité de la statistique multivariée à mettre en œuvre des « modèles générateurs ».



L'interdépendance et les interactions entre acteurs doivent en effet être modélisées directement et exigent que l'on puisse les animer de façon dynamique pour établir ce qu'elles peuvent engendrer au niveau systémique.

Ma dernière réserve à l'endroit des méthodes statistiques traditionnelles pour la compréhension de la genèse de phénomènes « structurels » est leur incapacité à traiter des hypothèses ayant pour objet des boucles récursives dynamiques. Inscrivant les acteurs et leurs attributs structurellement contraints dans des réseaux au degré variable d'hétérogénéité sociale, les systèmes multi-agents animés par le MCEI ont en revanche permis de créer dans la mémoire vive de l'ordinateur cet enchevêtrement de niveaux et de le dérouler itérativement. Les techniques statistiques standard auraient contraint de s'arrêter bien en deçà de cette forme complexe d'individualisme méthodologique.

S'il est évident que « l'application de la méthodologie individualiste conduit souvent à des problèmes techniques complexes » (Boudon, 1983, p. 17), la comparaison en filigrane dans cet ouvrage entre les méthodes statistiques standard et certaines techniques avancées de simulation suggère que la sociologie dispose à présent de ressources méthodologiques appropriées pour mettre en œuvre et tester des modèles théoriques fondés sur une conception non réductionniste de l'individualisme méthodologique. L'étude de la stratification sociale pourrait constituer un laboratoire idéal pour affiner ces méthodes.

À cet effet, un axe de recherche à développer concerne les modalités de validation d'un modèle générateur analysé à travers la simulation d'un système multi-agents (voir Fagiolo, Windrum et Moneta, 2007 ; Moss, 2008).

Dans cet ouvrage, je me suis appuyé sur trois éléments pour créditer d'une « présomption de validité et de réalisme » les hypothèses constitutives de mon modèle générateur formel. J'ai d'abord montré comment elles s'insèrent dans la littérature théorique et empirique touchant aux inégalités éducatives et spatiales. Ce critère choisit une conception non simpliste de l'activité de construction d'un modèle théorique selon laquelle une sorte de simple bon sens socio-économique n'est pas suffisant pour formuler un ensemble d'hypothèses génératives (voir Edmonds et Scott, 2005). Il souscrit par ailleurs à l'idée qu'il est légitime de construire un modèle sur des hypothèses qui peuvent être incomplètes sur la plan descriptif mais qui ne peuvent pas être complètement fausses (voir Hedstrom, 2005).

J'ai ensuite montré que les hypothèses retenues permettent d'engendrer des données empiriques conformes sous de nombreux aspects à la structure de données empiriques françaises et italiennes. Comment pourrait-on en effet accepter un modèle dont les hypothèses micro et mesosociologiques



ne seraient pas en mesure d'engendrer des régularités macrosociologiques dont la configuration est conforme à celle des régularités macrosociologiques empiriques que le modèle prétend expliquer (voir Amblard *et al.*, 2007 ; Boero et Squazzoni, 2005 ; Moss et Edmonds, 2005) ?

Enfin, j'ai suggéré que mes hypothèses reproduisent les données à travers un processus dont la configuration analytique est claire et la signification théorique est connue. C'est là un troisième critère important. Dans le cas d'un modèle à visée explicative traité par la simulation, le processus que celle-ci active contient en effet l'explication de la genèse du phénomène auquel le chercheur s'intéresse (Edmonds, 2005).

Ces critères de validation posent néanmoins des difficultés. Démontrer qu'un modèle traduit dans un système multi-agents est en mesure d'engendrer des régularités théoriques conformes aux faits empiriques à expliquer est une condition nécessaire mais non suffisante. Il faudrait en effet pouvoir exclure que d'autres ensembles d'hypothèses génératives puissent présenter une efficacité comparable (Epstein 2006, chap. 1).

Éliminer cette éventualité n'est pas facile. Pour ce faire, il faudrait en effet analyser et modifier progressivement l'infrastructure du MCEI dans une démarche qui ne peut qu'être de longue durée.

Dans cette perspective, un premier élément à signaler concerne les formes fonctionnelles adoptées pour formaliser certaines hypothèses – en particulier, celles qui concernent l'interdépendance paramétrique, l'interdépendance stratégique, et la réussite scolaire passée. D'autres spécifications ayant des propriétés mathématiques qualitatives équivalentes (monotonie, croissance, convexité, etc.) doivent certainement être testées.

Un constat similaire vaut pour la forme fonctionnelle qui spécifie les modalités de choix des agents. Une règle de décision continue et probabiliste pourrait certainement remplacer ma règle discrète et déterministe. Elle permettrait d'affiner la distinction entre « choix » et « obtention » d'un diplôme qui reste, en l'état actuel, peu élaborée dans le MCEI.

Reprenant une distinction courante (Castelfranchi, 1998 ; Gilbert, 2005 ; Ferber, 2007), le MCEI ne conçoit que des agents « réactifs », et non « cognitifs ». Dans les sociétés artificielles étudiées, les agents ne disposent pas d'algorithmes qui gèrent un raisonnement les conduisant à formuler telle ou telle évaluation des bénéfices et des coûts des différents diplômes en fonction du groupe d'appartenance. Il n'existe pas non plus de modules spécifiques pour produire la stratégie de réajustement de ces évaluations sur la base de la diffusion dans la population des différents niveaux scolaires. Manquent également des algorithmes qui spécifieraient les raisonnements conduisant



les agents à établir un lien entre leur propre choix éducatif et ceux de leur voisinage.

Seul un travail d'analyse progressive du modèle pourra permettre d'établir dans quelle mesure le processus et les résultats agrégés produits sont qualitativement invariants pour des choix fonctionnels et/ou des architectures plus complexes.

Les progrès auxquels on peut s'attendre dans le raffinement et dans l'automatisation des techniques d'analyse de sensibilité pourront certainement réduire les coûts d'une telle opération dont le but est d'établir quelles simplifications peuvent être gardées et lesquelles, en revanche, doivent être abandonnées.

Dans mon cas, ce travail d'élimination progressive des « alternatives » pourrait d'ailleurs bénéficier d'un contrôle empirique plus direct de certaines hypothèses génératives du MCEI. Pour l'heure, seules les valeurs de la rentabilité de marché des diplômes dérivent en effet de données empiriques (paramètre RM).

Or, bien que ma représentation des perceptions subjectives des bénéfices et des coûts des diplômes ainsi que de la structure du réseau puisse paraître théoriquement plausible, force est de reconnaître que l'implémentation informatique du MCEI serait plus solide si l'on pouvait introduire dans les paramètres du modèle deux autres ensembles d'informations empiriques : 1/ des données sur la forme et sur les valeurs des évaluations que les acteurs donnent des bénéfices (paramètre RS) et des coûts (paramètre CS) des différents niveaux scolaires ; 2/ des données sur le nombre de liens dyadiques pertinents pour les choix scolaires (paramètres K), sur le rapport entre liens intragroupes et liens intergroupes (paramètres B) ainsi que sur le type d'hétérophilie de ces derniers (paramètre PCI).

Si tel était le cas, le MCEI deviendrait un « modèle à agents empiriquement calibré » (Hedstrom, 2005, p. 167). Sur ce point, je pense qu'il est effectivement nécessaire de poursuivre plus activement l'objectif suivant : « en dépit du charme esthétique et scientifique de ce type de modèle, leur succès futur dépendra des efforts additionnels faits pour fonder leurs hypothèses formels sur des bases empiriques solides » (Bruch et Mare, 2006, p. 698).

C'est pourquoi j'ai souligné dans le chapitre 2 que les études quantitatives classiques des inégalités éducatives constituent une source d'informations empiriques indispensables pour renforcer l'approche défendue dans cet ouvrage.



Je pense cependant qu'il faut se garder d'attribuer à la « calibration empirique » d'un modèle le dernier mot en matière de validité des résultats produits.

L'on peut en effet s'adresser à la simulation multi-agents car elle permet de déduire de manière rigoureuse les implications d'ensembles complexes d'hypothèses qui ne sont pas traitables autrement. Or, dans toute théorie formelle et non dont on veuille dériver les conséquences, certains éléments ne sont pas testables empiriquement. Dans ce cas, d'autres critères, différents d'un cas à l'autre, peuvent être mobilisés pour rendre ces éléments acceptables (voir Boudon, 1999). Pourquoi devrait-on alors exiger d'un modèle théorique traduit dans un système multi-agents un type de preuve que l'on n'exige pas en général des procédures de contrôle de la validité d'une théorie ?

Un dernier élément doit enfin être considéré. La « calibration empirique » d'un système multi-agents est inopérante pour traiter le troisième versant mentionné du problème de la validation. Elle peut en effet difficilement aider pour démontrer que le processus qui permet de passer des actions et des interactions individuelles à leurs résultats macro dans la société artificielle est congruent avec le processus qui engendre cette transition dans le monde réel.

À cet égard, je me suis ici limité à manipuler certains des paramètres du MCEI afin de démontrer que l'hétérogénéité des préférences et des ressources des acteurs, les interactions dyadiques entre eux et le degré d'hétérophilie de ces interactions contribuent effectivement au fonctionnement du modèle dans un sens conforme à la reconstruction que j'avais faite du processus qu'il alimente. Mais, ce processus n'a pas pu être observé de manière plus directe, ni confronté à des données empiriques.

Une voie consisterait à collecter des informations sur les états et la position structurelle des agents à différents moments de la simulation pour évaluer quel est le lien au sein de la société artificielle entre ces éléments et les résultats scolaires des agents. Est-ce que, par exemple, les quelques agents « ouvriers » atteignant un niveau scolaire très élevé ont eu effectivement des évaluations de bénéfices et de coûts de ces diplômes exceptionnels par rapport à la moyenne de leur groupe ainsi qu'un réseau particulièrement riche en liens hétérophiles ?

Ces différents points constituent autant de limites du modèle générateur formel qui se trouve au cœur de cet ouvrage que de pistes de recherche à poursuivre activement pour l'améliorer.





RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ABBOTT Andrew, 1992a, « From Causes to Events. Notes on Narrative Positivism », *Sociological Methods and Research*, vol. 20, n° 4, p. 428-455.
- ABBOTT Andrew, 1992b, « What Do Cases Do? Some Notes on Activity in Sociological Analysis », dans Charles. C. RAGIN, Howard. S. BECKER (dir.), *What is a Case? Exploring the Foundations of Social Inquiry*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 53-82.
- ABBOTT Andrew, 1995, « Sequence Analysis: New Methods for Old Ideas », *Annual Review of Sociology*, vol. 21, p. 93-113.
- ABBOTT Andrew, HRYCAK Alexandra, 1990, « Measuring Resemblance in Sequence Data : An Optimal Matching Analysis of Musicians Careers », *American Journal of Sociology*, vol. 96, n° 1, p. 144-185.
- ABBOTT Andrew, TSAY Angela, 2000, « Sequence Analysis and Optimal Matching Methods in Sociology », *Sociological Methods and Research*, vol. 29, n° 1, p. 3-33.
- ABELL Peter, 1992, « Is Rational Choice Theory a Rational Choice of Theory? », dans James S. COLEMAN, Thomas. J. FARARO (dir.), *Rational Choice Theory. Advocacy and Critique*, Newbury Park, Calif., Sage, p. 183-206.
- ABELL Peter, 1996, « Sociological Theory and Rational Choice Theory », dans Bryan S. TURNER (dir.), *The Blackwell Companion to Social Theory*, Oxford, Blackwell, p. 252-273.
- ABELL Peter, 2000, « Putting Social Theory Right », *Theoretical Sociology*, vol. 18, n° 3, p. 518-523.
- ABELL Peter, 2003, « The Role of Rational Choice and Narrative Action Theories in Sociological Theory », *Revue française de sociologie*, vol. 44, n° 2, p. 255-274.
- ABELL Peter, 2004, « Narrative Explanation: An Alternative to Variable-centred Explanation ? », *Annual Review of Sociology*, vol. 30, p. 287-310.
- ABELL Peter, REYNIERS Diane, 2000, « On the Failure of Social Theory », *British Journal of Sociology*, vol. 51, n° 4, p. 739-750.
- ADDARIO Nicola, 1995, « Ermeneutica della sociologia contemporanea. Il problema del rapporto ordine-azione », *Quaderni di sociologia*, vol. 38, n° 7, p. 47-83.

- ALEXANDER Jeffrey C., GIESEN Bernhard, MUNCH Richard, SMELSER Neil J., 1987 (dir.), *The Micro-Macro Link*, Berkeley, University of California Press.
- ALLISON Paul D., 1978, « Measures of Inequality », *American Sociological Review*, vol. 43, n° 6 (December), p. 865-880.
- ALTHUSSER Louis, 1970, « Ideologia ed apparati ideologici di stato », *Critica marxista*, n° 5, p. 23-65.
- AMBLARD Frédéric, BOMMEL Pierre, ROUCHIER Juliette, 2007, « Assessment and Validation of Multi-agent Models », dans Frédéric AMBLARD, Denis PHAN (dir.), *Agent-Based Models and Simulation for Human and Social Sciences*, Oxford, The Bardwell Press, chap. 4, p. 93-114.
- AMBLARD Frédéric, DEFFUANT Guillaume, 2004, « The Role of Network Topology on Extremism Propagation with the Relative Agreement Opinion Dynamics », *Physica A*, vol. 343, p. 725-738.
- AMBLARD Frédéric, PHAN Denis (dir.), 2007, *Agent Based Models and Simulation for Human and Social Sciences*, Oxford, The Bardwell Press.
- American Journal of Sociology*, 2005, vol. 10, n° 4, Special Issue « Computation ».
- ANDORKA Rudolf, 1976, « Social Mobility and Educational in Hungary: An Analysis Applying Raymond Boudon's Model », *Social Science Information*, vol. 15, n° 1, p. 47-59.
- ARCHER Margaret S., 1995, *Realist Social Theory: the Morphogenetic Approach*, Cambridge, Cambridge University Press.
- ARCHER Margaret S., 2004, *Agency and the Internal Conversation*, Cambridge, Cambridge University Press.
- ARCHER Margaret S., TRITTER Jonathan (dir.), 2001, *Rational Choice Theory: Resisting Colonisation*, London, Routledge.
- Archives européennes de sociologie*, 1965, vol. 6, n° 1, numéro spécial « Simulation in Sociology ».
- ARMATTE Michel, 2005, « La Notion de modèle dans les sciences sociales : anciennes et nouvelles significations », *Mathématiques et Sciences Humaines*, vol. 172, n° 4, p. 91-123.
- ARROW Kenneth, 1973, « Higher Education as a Filter », *Journal of Public Economics*, vol. 2, n° 3 (July), p. 193-216.
- ASPLUND Rita, BARTH Erling, 2005, *Education and Wage Inequality in Europe. A Literature Review*, EDWIN Vantaa, Taloustieto Oy.
- ATKINSON Anthony B., 1970, « On the Measurement of Inequality », *Journal of Economic Theory*, vol. 2, n° 3, p. 244-263.



ATKINSON Anthony, RAIWATER Lee, SMEEDING Timothy, 1995, *Income Distribution in OECD Countries: the Evidence from the Luxembourg Income Study (LIS)*, Paris, OCDE.

ATLAN Henri, 1991, « L'Intuition du complexe et ses théorisations », dans Françoise FOGELMAN SOULIÉ (dir.), *Les Théories de la complexité. Autour de l'œuvre d'Henri Atlan*, Paris, éditions du Seuil, p. 9-42.

AXELROD Robert, 1997, *The Complexity of Cooperation: Agent-Based Models of Competition and Collaboration*, Princeton, NJ, Princeton University Press.

AXELROD Robert, 2005, « Advancing the Art of Simulation in the Social Sciences », dans Jean-Philippe RENNARD (dir.), 2006, *Handbook of Research on Nature Inspired Computing for Economy and Management*, Hersey, PA, Idea Group.

AXELROD Robert, COHEN Michael D., 2000, *Harnessing Complexity: Organizational Implications of a Scientific Frontier*, New York, Free Press.

AXTELL Robert, 2000, « Why Agents ? On the Varied Motivations for Agent Computing in the Social Sciences », dans Robert AXTELL (dir.), *Proceedings of the Workshop on Agent Simulation: Applications, Models and Tools*, Argonne, IL, Argonne National Laboratory, p. 3-24.

AXTELL Robert, 2007, « The End of the Beginning for Multi-agent Systems Social Science », dans Frédéric AMBLARD, Denis PHAN (dir.), *Agent-Based Models and Simulation for Human and Social Sciences*, Oxford, The Bardwell Press, chap. 6, p. 135-146.

BACKMAN Olof, EDLING Christofer R., 1999, « Mathematics Matters: On the Absence of Mathematical Models in Quantitative Sociology », *Acta sociologica*, vol. 42, n° 1, p. 69-78.

BAGNASCO Arnaldo, 1988, *La costruzione sociale del mercato. Studi sullo sviluppo della piccola impresa in Italia*, Bologna, Il Mulino.

BAINBRIDGE William S., 1995, « Neural Network Models of Religious Beliefs », *Sociological Perspectives*, vol. 38, n° 4, p. 483-495.

BAINBRIDGE William S., BRENT Edward E., CARLEY Kathleen M., HEISE David R., 1994, « Artificial Social Intelligence », *Annual Review of Sociology*, vol. 20, p. 407-436.

BALL Philipp, 2005, *Critical Mass: How one Thing Leads to Another*, London, Arrow Books.

BALLARINO Gabriele, BERNARDI Fabrizio, 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*, vol. 2, n° 2, p. 7-36.

BALLARINO Gabriele, COBALTI Antonio, 2003, *Mobilità sociale*, Roma, Carocci.



- BALLARINO Gabriele, SCHADEE Hans M. A., 2006, « Espansione dell'istruzione e disuguaglianza educativa nell'Italia contemporanea », *Polis*, vol. 20, n° 2, p. 207-228.
- BARBERA Filippo, 2004, *Meccanismi sociali. Elementi di sociologia analitica*, Bologna, Il Mulino.
- BARBERA Filippo, 2007, « Realismo critico e (o) realismo analitico ? », dans Andrea M. MACCARINI, Riccardo PRANDINI (dir.), *Il realismo critico in sociologia*, Padova, Marietti.
- BARBUT Marc, 1984, « Note sur quelques indicateurs globaux de l'inégalité », *Revue française de sociologie*, vol. 25, n° 4, p. 609-622.
- BARBUT Marc, 1985, « Commentaire sur la note de J.-C. Combessie », *Revue française de sociologie*, vol. 26, n° 4, p. 659-660.
- BARBUT Marc, 1994, « Sur la formalisation dans les sciences sociales », *Histoire et mesure*, vol. 9, n° 1-2, p. 5-12.
- BARBUT Marc, 2000, « Les Mathématiques et les sciences humaines. Esquisse d'un bilan », dans Jean BAECHLER, François CHAZEL, Rachid KAMRANE (dir.), *L'Acteur et ses raisons. Mélanges en l'honneur de Raymond Boudon*, Paris, PUF, p. 205-224.
- BARBUT Marc, 2002, « Une définition fonctionnelle de la dispersion en statistique et en calcul des probabilités : les fonctions de concentration de Paul Lévy », *Mathématiques et sciences humaines*, vol. 158, p. 31-57.
- BARBUT Marc, 2003a, « Vilfredo Pareto, sa loi de répartition des revenus et le débat sur les ambiguïtés dans la comparaison des inégalités (1896-1920) », dans CHERKAoui Mohamed (dir.), 2003, *Histoire et théorie des sciences sociales. Mélanges en l'honneur de Giovanni Busino*, Genève/Paris, Droz, p. 249-263.
- BARBUT Marc, 2003b, « Homme moyen ou homme extrême ? De Vilfredo Pareto (1896) à Paul Lévy (1936) en passant par Maurice Fréchet et quelques autres », *Journal de la société française de statistique*, vol. 144, n° 1-2, p. 113-133.
- BARONE Carlo, 2005a, « La teoria della scelta razionale e la ricerca empirica. Il caso delle disuguaglianze educative », *Rassegna Italiana di Sociologia*, n° 3, p. 411-446.
- BARONE Carlo, 2005b, « La Faiblesse de l'instruction privée en Italie : un paradoxe ? », *Sociétés contemporaines*, vol. 3/4, n° 59-60, p. 97-119.
- BARONE Carlo, 2006, « A New Look at Schooling Inequalities in Italy and their Trends over Time », *Paper présenté au RC28 Spring Meeting*, Nijmegen, 11-14 Mai.
- BAUDELOT Christian, ESTABLET Roger, 1971, *L'École capitaliste en France*, Paris, Maspero.
- BEAUD Stéphane, 2003, *80% au bac et après ? Les enfants de la démocratisation scolaire*, Paris, La Découverte.



BECKER Gary S., 1976, *The Economic Approach to Human Behaviour*, Chicago, The University of Chicago Press.

BECKER Gary S., 1993, « The Economic Way of Looking at Life », dans Gary S. BECKER, *Accounting for the Tastes*, Cambridge, Harvard University Press, chap. 7, p. 139-161.

BECKER Gary S., 1996, *Accounting for the Tastes*, Cambridge, Harvard University Press.

BECKER Howard S., 1992, « Cases, Causes, Conjunctures, Stories and Imagery », dans Charles C. RAGIN, Howard S. BECKER (dir.), *What is a Case? Exploring the Foundations of Social Inquiry*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 205-216.

BECKER Rolf, 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*, vol. 19, n° 1, p. 1-24.

BELL Daniel, 1972, « On Meritocracy and Equality », dans Albert H. HALSEY, Jerome KARABEL (dir.), 1977, *Power and Ideology in Education*, Oxford, Oxford University Press, p. 607-632.

BENKIRANE Reda, 2002, *La Complexité, vertiges et promesses*, Paris, Le Pommier.

BENEDUSI Luciano, 1993, « Diseguaglianze educative: un assaggio sulle variazioni nel tempo e nello spazio », *Sociologia e ricerca sociale*, vol. 42, n° 4.

BERNARDI Fabrizio, 2002, « La scelta del coniuge », dans Antonio SCHIZZEROTTO, *Vite ineguali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea*, Bologna, Il Mulino, chap. VIII, p. 317-351.

BERNSTEIN Basil, 1960, « Language and Social Class », *British Journal of Sociology*, vol. 11, n° 3, p. 271-276.

BERNSTEIN Basil, 1982, « Codici, modalità e il processo di riproduzione culturale: un modello », dans Fanny S. CAPPELLO, Marcello DEI, Maurizio ROSSI (dir.), *L'immobilità sociale. Stratificazione sociale e sistemi scolastici*, Bologna, Il Mulino.

BERTHELOT Jean-Michel, 1993, *École, orientation, société*, Paris, PUF.

BERTHELOT Jean-Michel, 1996, *Les Vertus de l'incertitude*, Paris, PUF.

BERTHELOT Jean-Michel, 2001, « Programmes, paradigmes, disciplines : pluralité et unité des sciences sociales », dans Jean-Michel BERTHELOT (dir.), *Epistémologie des sciences sociales*, Paris, PUF, p. 458-519.

BERTHELOT Jean-Michel, 2003, « Plaidoyer pour un pluralisme sous contraintes », *Revue européenne de sciences sociales*, vol. 41, n° 126, p. 35-49.

BÉTEILLE André, 1981, *La diseguaglianza tra gli uomini*, Bologna, Il Mulino.



- BIHR Alain, PFEFFERKORN Roland 2008, *Le Système des inégalités*, Paris, La Découverte, coll. « Références ».
- BIANCO Maria Luisa, 1996, *Classi e reti sociali. Risorse e strategie degli attori nella riproduzione delle disuguaglianze*, Bologna, Il Mulino.
- BIDWELL Charles E., PLANK Stephen, MULLER Chandra, 1996, « Peer Social Networks and Adolescent Career Development », dans Alan C. KHERKHOFF (dir.), *Generating Social Stratification: Toward a New Research Agenda*, Boulder, Westview Press, chap. 6, p. 107-131.
- BISHOP Yvonne M. M., FIENBERG Stephen E., HOLLAND Paul W., 1975, *Discrete Multivariate Analysis*, Cambridge, MIT Press.
- BISON Ivano, 2002, « Le opportunità di carriera », dans Antonio SCHIZZEROTTO, *Vite ineguali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea*, Bologna, Il Mulino, chap. VII, p. 281-315.
- BLAU Peter M., 1977, « A Macrosociological Theory of Social Structure », *American Journal of Sociology*, vol. 83, n° 1, p. 26-54.
- BLAU Peter M., DUNCAN Otis D., 1967, *The American Occupational Structure*, New York, Wiley.
- BLOSSFELD Hans-Peter, 1998, « A Dynamic Integration of Micro and Macro Perspective Using Longitudinal Data and Event History Models », dans Hans-Peter BLOSSFELD, Gerald PREIN (dir.), *Rational Choice Theory and Large-Scale Data Analysis*, Boulder Co., Westview Press, p. 233-246.
- BLOSSFELD Hans-Peter, SHAVIT Yossi, 1993, « Persisting Barriers. Changes in Educational Opportunities in Thirteen Countries », dans Yossi SHAVIT, Hans-Peter BLOSSFELD (dir.), *Persistent Inequality: Changes Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Westview Press, p. 1-23.
- BOHMAN James, 1992, « The Limits of Rational Choice Explanation », dans James S. COLEMAN, Thomas J. FARARO (dir.), *Rational Choice Theory. Advocacy and Critique*, Newbury Park, Calif., Sage, p. 207-228.
- BOHRNSTEDT George W., KNOKE David, 1998, *Statistica per le scienze sociali*, Bologna, Il Mulino.
- BOERO Riccardo, SQUAZZONI Flaminio, 2005, « Does Empirical Embeddedness Matter? Methodological Issues on Agent-Based Models for Analytical Social Science », *Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, vol. 8, n° 4, p. 6, [En ligne], < <http://jasss.soc.surrey.ac.uk/8/4/6.html> >.
- BORLANDI Massimo, 2005, « Imitation », dans Massimo BORLANDI, Raymond BOUDON, Mohamed CHERKAoui, Bernard VALADE (dir.), *Dictionnaire historique de la pensée sociologique*, Paris, PUF, p. 343-345.



- BOUDON Raymond, 1965, « Réflexion sur la logique des modèles simulés », *Archives européennes de sociologie*, vol. 6, n° 1, p. 3-20.
- BOUDON Raymond, 1967, « Simulation et analyse des processus », dans Raymond BOUDON, *L'Analyse mathématique des faits sociaux*, Paris, Plon, chap. 9, p. 377-405
- BOUDON Raymond, 1968, *À quoi sert la notion de structure ? Essai sur la signification de la notion de structure dans les sciences humaines*, Paris, Gallimard.
- BOUDON Raymond, 1970, « Essai sur la mobilité sociale en utopie », *Quality and Quantity*, vol. 4, n° 2, p. 212-242.
- BOUDON Raymond, 1971, « Éléments pour une théorie formelle de la mobilité sociale », *Quality and Quantity*, vol. 5, n° 1, p. 39-85.
- BOUDON Raymond, 1973a, *L'Inégalité des chances. La mobilité sociale dans les sociétés industrielles*, Paris, Colin.
- BOUDON Raymond, 1973b, *Mathematical structures of social mobility*, London, Elsevier.
- BOUDON Raymond, 1976, « Comment on Hauser's Review of Education, Opportunity, and Social Inequality », *American Journal of Sociology*, vol. 81, n° 5, p. 1175-1187.
- BOUDON Raymond, 1977, *Effets pervers et ordre social*, Paris, PUF.
- BOUDON Raymond, 1979a, « Generating Models as a Research Strategy », dans Robert K. MERTON, James S. COLEMAN, Peter H. ROSSI (dir.), *Qualitative and Quantitative Social Research*, New York, The Free Press, p. 51-64.
- BOUDON Raymond, 1979b, *La Logique du social*, Paris, PUF.
- BOUDON Raymond, 1993 [1977], *Effets pervers et ordre social*, Paris, PUF, 2e édition, coll. « Quadrige ».
- BOUDON Raymond, 1984, *La Place du désordre. Critique des théories du changement social*, Paris, PUF.
- BOUDON Raymond, 1987, « The Individualistic Tradition in Sociology », dans Jeffrey C. ALEXANDER, Bernhard GIESEN, Richard MUNCH, Neil J. SMELSER (dir.), *The Micro-macro Link*, Berkeley/Los Angeles/London, University of California Press, p. 45-70.
- BOUDON Raymond, 1989, « Subjective Rationality and the Explanation of Social Behavior », *Rationality and Society*, vol. 1, n° 2 (October), p. 171-196.
- BOUDON Raymond, 1990, « Les Causes de l'inégalité des chances scolaires », dans Raymond BOUDON, Charles-Henri CUIN, Alain MASSOT (dir.), *L'Axiomatique de l'inégalité des chances*, Paris, L'Harmattan/Presse de l'université de Laval, p. 9-32
- BOUDON Raymond, 1991, « What Middle Range Theories are », *Contemporary Sociology*, vol. 20, n° 4, p. 519-522.



- BOUDON Raymond, 1993, « Toward a Synthetic Theory of Rationality », *International Studies in the Philosophy of Science*, vol. 7, n° 1, p. 5-19.
- BOUDON Raymond, 1996, « The Cognitivist Model. A Generalized Rational Choice Model », *Rationality and Society*, vol. 8, n° 2, p. 123-150.
- BOUDON Raymond, 1998, « Social Mechanisms without Black Boxes », dans Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG (dir.), *Social Mechanisms. An Analytical Approach to Social Theory*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 172-203.
- BOUDON Raymond, 1999, « Qu'est-ce qu'une bonne théorie ? Ou Peut-on être positiviste aujourd'hui ? », dans Raymond BOUDON, *Le Sens des valeurs*, Paris, PUF, chap. 7, p. 349-385.
- BOUDON Raymond, 2001, « Which Rational Action Theory for Future Mainstream Sociology : Methodological Individualism or Rational Choice Theory? », *European Sociological Review*, vol. 17, n° 4, p. 451-457.
- BOUDON Raymond, 2002, « Sociology that Really Matters », *European Sociological Review*, vol. 18, n° 3, p. 1-8.
- BOUDON Raymond, 2003a, *Y a-t-il encore une sociologie ?*, Paris, Odile Jacob.
- BOUDON Raymond, 2003b, *Raison, bonnes raisons*, Paris, PUF.
- BOUDON Raymond, 2005a, *Tocqueville aujourd'hui*, Paris, Odile Jacob.
- BOUDON Raymond, 2005b, « Le "Vernis logique" : à manipuler avec précaution », *Revue française de sociologie*, vol. 46, n° 3, p. 573-581.
- BOUDON Raymond, BOURRICAUD François, 1982, « Individualisme », dans Raymond BOUDON, François BOURRICAUD, *Dictionnaire critique de la sociologie*, Paris, PUF, p. 301-309.
- BOUDON Raymond, GRÉMY Jean-Paul, 1977, *Les Modèles en sociologie*, Paris, Lemtas.
- BOURDIEU Pierre, 1973, « Cultural Reproduction and Social Reproduction », dans Richard BROWN (dir.), *Knowledge, Education and Culture*, London, Tavistock, p. 71-112.
- BOURDIEU Pierre, 1979, *La Distinction. Critique sociale du jugement*, Paris, édition de Minuit.
- BOURDIEU Pierre, 1986, « The Forms of Capital », dans Albert H. HALSEY, Hugh LAUDER, Phillip BROWN, Amy STUART WELLS (dir.), 1997, *Education: Culture, Economy, and Society*, Oxford, Oxford University Press, chap.2, p. 46-58.
- BOURDIEU Pierre, PASSERON Jean-Claude, 1964, *Les Héritiers. Les étudiants et la culture*, Paris, édition de Minuit.
- BOURDIEU Pierre, PASSERON Jean-Claude, 1970, *La Reproduction. Éléments pour une théorie du système d'enseignement*, Paris, édition de Minuit.



- BOURGINE Paul, NADAL Jean-Pierre (dir.), 2004, *Cognitive Economics: An Interdisciplinary Approach*, Berlin, Springer.
- BOURRICAUD François, 1977, *L'Individualisme institutionnel : essai sur la sociologie de Talcott Parsons*, Paris, PUF.
- BOWLES Samuel, 2001, « Comment : Individual Behavior and Social Interactions », *Sociological Methodology*, vol. 31, p. 89-96.
- BOWLES Samuel, GINTIS Herbert, 1973, « Q.I. e struttura di classe negli Stati Uniti », dans BARBAGLI Marzio (dir.), 1978, *Istruzione, legittimazione, conflitto*, Bologna, Il Mulino.
- BRAUNS Hildegard, STEINMAN Susanne, 1997, « Educational Reforms in France, West-Germany, the United Kingdom and Ungary: Updating the Casmin Educational Classification », *Working Papers 21*, Mannheim.
- BREEN Richard (dir.), 2004, *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press.
- BREEN Richard, 2005, « Foundations of a Neo-Weberian Class Analysis », dans Eric O WRIGHT. (dir.), *Approaches to Class Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 31-50.
- BREEN Richard, GOLDTHORPE John, 1997, « Explaining Educational Differentials : Towards a Formal Rational Choice Theory », dans John GOLDTHORPE, 2000, *On Sociology. Numbers, Narratives, and the Integration of Research and Theory*, Oxford, Oxford University Press, chap. 9, p. 182-205.
- BREEN Richard, GOLDTHORPE John, 2001, « Class, Mobility and Merit: The Experience of Two British Birth Cohorts », *European Sociological Review*, vol. 17, n° 2, p. 81-101.
- BREEN Richard, JONSSON Jan O., 1997, « How Reliable Are Studies of Social Mobility? An Investigation into the Consequences of Errors in Measuring Social Class », *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 15, p. 91-112.
- BREEN Richard, JONSSON Jan O., 2005, « Inequality of Opportunity in Comparative Perspective: Recent Research on Educational Attainment and Social Mobility », *Annual Review of Sociology*, vol. 31, p. 223-244.
- BREEN Richard, JONSSON Jan O., 2007, « Explaining Change in Social Fluidity: Educational Equalization and Educational Expansion in Twentieth-Century Sweden », *American Journal of Sociology*, vol. 112, n° 6, p. 1775-1810.
- BREEN Richard, LUIJKX Ruud, 2004a, « Social Mobility in Europe between 1970 and 2000 », dans Richard BREEN (dir.), 2004, *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, p. 17-36.
- BREEN Richard, LUIJKX Ruud, 2004b, « Conclusions », dans Richard BREEN (dir.), 2004, *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, p. 383-410.



- BREEN Richard, YAISH Meir, 2006, « Testing the Breen-Goldthorpe Model of Educational Decision Making », dans Stephen L. MORGAN, David B. GRUSKY, Gary FIELDS S. (dir.), *Frontiers in Social and Economic Mobility*, Stanford University Press, p. 232-258.
- BREEN Richard, LUIJKX Ruud, MÜLLER Walter, POLLAK Reinhard, 2005, « Non-Persistent Inequality in Educational Attainment: Evidence from Eight European Countries », *Paper présenté au RC28 (ISA)*, Los Angeles, 18-25 août.
- BRINBAUM Yaël, KIEFFER Annick, 2005, « D'une génération à l'autre. Les aspirations éducatives des familles immigrées : ambition et persévérance », *Éducation et formation*, vol. 72, p. 53-75.
- BRINT Steven G., 1998, *Schools and Societies*, Thousand Oaks, CA, Sage.
- BRONNER Gerald, 2006, « L'Acteur social est (déjà) soluble dans les neurosciences ? », *L'Année sociologique*, vol. 56, n° 2, p. 331-352.
- BRUDERER Erhard, MAIERS Martin J., 1997, « From the Margin to the Mainstream: An Agenda for Computer Simulations in the Social Sciences », dans Rosaria CONTE, Rainer HEGSELMANN, Pietro TERNA (dir.), *Simulating Social Phenomena*, Berlin, Springer, p. 89-95.
- BRUCH Elizabeth, MARE Robert D., 2006, « Neighborhood Choice and Neighborhood Change », *American Journal of Sociology*, vol. 112, n° 3, p. 667-709.
- BULLE Nathalie, 1996, « Simulation des choix de filière scolaire. Application à l'orientation des élèves dans le second cycle du secondaire depuis le début du siècle en France », *Revue française de sociologie*, vol. 37, n° 4, p. 567-604.
- BULLE Nathalie, 1999, *La Rationalité des décisions scolaires*, Paris, PUF.
- BULLE Nathalie, 2005, « Trend and Comparative Analysis of Inequality of Social Opportunity », *Quality and Quantity*, vol. 40, n° 1, p. 129-143.
- BULLOCK Seth, SMITH Tom, BIRD Jon, 2006, « Picture This: The State of the Art in Visualization for Complex Adaptive Systems », *Artificial Life*, vol. 12, n° 2, p. 189-192.
- BUNGE Mario, 1973a, « Concepts of Model », dans Mario BUNGE, 1973, *Method, Model and Matter*, Dordrecht, Reidel, p. 91-112.
- BUNGE Mario, 1973b, « Mathematical Modeling in Social Science », dans BUNGE Mario, 1973, *Method, Model and Matter*, Dordrecht, Reidel, p. 131-142.
- BUNGE Mario, 1983, *Treatise on Basic Philosophy*, vol. 6, *Epistemology and Methodology II, Understanding the World*, Dordrecht, Reidel.
- BUNGE Mario, 1997, « Mechanisms and Explanation », *Philosophy of Social Sciences*, vol. 27, n° 4, p. 410-465.



BUNGE Mario, 1998, *Social Science under Debate: A Philosophical Perspective*, Toronto, University of Toronto Press.

BUNGE Mario, 2004, « How Does it Work? The Search for Explanatory Mechanisms », *Philosophy of the Social Science*, vol. 34, n° 2, p. 260-282.

CAMERON David R., 1988, « Politics, Public Policy and Distributional in Equality: A Comparative Analysis », dans Ian SHAPIRO, Grant REEHER (dir.), *Power in Equality and Democratic Politics: Essays in Honor of Robert Dahl*, Boulder, Westview Press.

CAMMELLI Andrea, DI FRANCIA Angelo, GUERRIERO Angelo, 1996, « L'università del 2000, ovvero quando lo studente diventa un bene scarso », *Polis*, n° 2.

CARLEY Kathleen M., 1994, « Sociology: Computational Organization Theory », *Social Science Computer Review*, vol. 12, n° 4, p. 611-624.

CARLEY Kathleen M., 1996, « Artificial Intelligence within Sociology », *Sociological Methods and Research*, vol. 25, n° 1, p. 3-30.

CARLEY Kathleen M., 1999, « On Generating Hypotheses Using Computer Simulations », *Systems Engineering*, n° 2, p. 69-77

CARLEY Kathleen M., 2001, « Computational Approaches to Sociological Theorizing », dans Jonathan H. TURNER (dir.), *Handbook of Sociological Theory*, New York, Kluwer Academic Publishers, p. 69-84.

CASTELFRANCHI Cristiano, 1998, « Simulating with Cognitive Agents: The Importance of Cognitive Emergence », dans Jaime S. SICHTMAN, Rosaria CONTE, Nigel G. GILBERT (dir.), *Multi-Agent Systems and Agent Based Simulation*, Berlin, Springer, p. 26-44.

CEDERMAN Lars-Erik, 2001, « Agent-Based Modelling in the Political Science », *Political Methodology*, vol. 10, n° 1, p. 16-22.

CEDERMAN Lars-Erik, 2005, « Computational Models of Social Forms: Advancing Generative Process Theory », *American Journal of Sociology*, vol. 110, n° 4, p. 864-893.

CENTOLA Damon, MACY Michael W., 2007, « Complex Contagions and the Weakness of Long Ties », *American Journal of Sociology*, vol. 113, n° 3 (November), p. 702-34.

CEREQ, 2004, « Génération 2001. S'insérer lorsque la conjoncture se dégrade », *BREF Lettre mensuelle d'information sur les travaux et les publications du CEREQ*, n° 214 (décembre), p. 59-68.

CHAUVEL Louis, 1995, « Inégalités singulières et plurielles : l'évolution de la courbe de répartition des revenus », *Revue de l'OFCE*, n° 55 (octobre), p. 211-240.

CHAUVEL Louis, 1998, *Le Destin des générations, structure sociale et cohortes en France au XXe siècle*, Paris, PUF.



- CHAUVEL Louis, 2001, « Le Retour des classes sociales ? », *Revue de l'OFCE*, n° 79, p. 315-359.
- CHAUVEL Louis, 2003, « Les Classes sociales entre objectivité et subjectivité : une dynamique paradoxale », *Comprendre (Les Inégalités)*, vol. 4, p. 129-152.
- CHAUVEL Louis, 2006, « La Déstabilisation du système de positions sociales. Les classes sociales entre objectivité et subjectivité : une dynamique paradoxale », dans HUGUES LAGRANGE (dir.), *L'Épreuve des inégalités*, Paris, PUF, p. 23-40.
- CHAZEL François, 2001, « Structure : Social », *International Encyclopaedia of the Social and Behavioral Sciences*, Oxford, Elsevier, vol. 21, p. 15233-15237.
- CHECCHI Daniele, 2003, « The Italian Educational System: Family Background and Social Stratification », dans ISAE, *Annual Report on Monitoring Italy*, Roma, p. 131-176.
- CHECCHI Daniele, ZOLLINO Francesco, 2001, « Struttura del sistema scolastico e selezione sociale », *Rivista di politica economica*, vol. 8, p. 43-84.
- CHERKAoui Mohamed, 1979, *Les Paradoxes de la réussite scolaire. Sociologie comparée des systèmes d'enseignement*, Paris, PUF.
- CHERKAoui Mohamed, 1982, *Les Changements du système éducatif en France 1950-1980*, Paris, PUF.
- CHERKAoui Mohamed, 1986, *Sociologie de l'éducation*, Paris, PUF.
- CHERKAoui Mohamed, 1992a, « Stratification », dans Raymond BOUDON (dir.), *Traité de sociologie*, Paris, PUF, p. 97-152.
- CHERKAoui Mohamed, 1992b, « Mobilité », dans BOUDON Raymond (dir.), 1992, *Traité de sociologie*, Paris, PUF, p. 153-193.
- CHERKAoui Mohamed, 1997, « Le Réel et ses niveaux : peut-on toujours fonder la macrosociologie sur la microsociologie ? », *Revue Française de Sociologie*, vol. 38, n° 3, p. 497-524.
- CHERKAoui Mohamed, 1998, *Naissance d'une science sociale. La sociologie selon Durkheim*, Genève, Droz.
- CHERKAoui Mohamed, 2001, « Types de démocratie et modèles d'école », dans BOUDON Raymond, BULLE Nathalie, CHERKAoui Mohamed (dir.), 2001, *École et Société. Les paradoxes de la démocratie*, Paris, PUF, p. 17-37.
- CHERKAoui Mohamed, 2005, *Invisible Codes. Essays on Generative Mechanisms*, Oxford, Bardwell Press.
- CHERKAoui Mohamed, 2006, *Les Paradoxes des conséquences*, Genève, Droz.
- CHIESI Antonio M., MARTINELLI Alberto, 2002, *La società italiana*, Roma/Bari, Laterza.

CLARK Terry N., LIPSET Seymour M., 1991, « Are Social Classes Dying », *International Sociology*, vol. 6, n° 4, p. 397-410.

CLOGG Clifford C., HARITOU Adamantios, 1997, « The Regression Method of Causal Inference and a Dilemma Confronting this Method », dans Vaughan R. McKIM, Stephen P. TURNER. (dir.), *Causality in Crisis*, Notre Dame, Indiana, University of Notre Dame Press, p. 83-112.

COBALTI Antonio, 1989a, « La disuguaglianza delle opportunità educative: problemi di misura del cambiamento nel tempo », dans Roberto MOSCATI (dir.), 1989, *La sociologia dell'educazione in Italia. Centralità e marginalità della scuola*, Bologna, Zanichelli, p. 45-56.

COBALTI Antonio, 1989b, « A Relative Mobility Table. A Modest Proposal », *Quality and Quantity*, vol. 23, n° 2, p. 205-220.

COBALTI Antonio, 1990, « Schooling Inequality in Italy: Trends over Time », *European Sociological Review*, vol. 6, n° 3, p. 199-214.

COBALTI Antonio, 1992, « Origine sociale e livello di istruzione : un modello », *Polis*, vol. 6, n° 1, p. 117-145.

COBALTI Antonio, 1994, *Sociologia dell'educazione. Teorie e ricerche sul sistema scolastico*, Milano, FrancoAngeli

COBALTI Antonio, 1995, *Lo studio della mobilità sociale. Metodi e prospettive dell'indagine sociologica*, Roma, Nis.

COBALTI Antonio, 1996, « Istruzione e mobilità in Italia: recenti analisi dei dati del 1985 », *Polis*, vol. 10, n° 3, p. 405-429.

COBALTI Antonio, SCHIZZEROTTO Antonio, 1993, « Inequality of Educational Opportunity in Italy », dans Yossi SHAVIT, Hans-Peter BLOSSFELD (dir.), *Persistent Inequality: Changes Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Westview Press, p. 155-176.

COBALTI Antonio, SCHIZZEROTTO Antonio, 1994, *La mobilità sociale in Italia. L'influenza dei fattori di disuguaglianza sul destino educativo, professionale e sociale dei singoli nel nostro paese*, Bologna, Il Mulino.

COLEMAN James S., 1962, « Analysis of Social Structures and Simulation of Social Processes with Electronic Computers », dans Harold S. GUETZKOW (dir.), *Simulation in Social Sciences: Readings*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, p. 61-79.

COLEMAN James S., 1965, « The Use of Electronic Computers in the Study of Social Organization », *Archives Européennes de Sociologie*, vol. 6, n° 1, p. 89-107.

COLEMAN James S., 1986a, « Introduction », dans James S. COLEMAN, *Individual Interests and Collective Action*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 1-11.

COLEMAN James S., 1986b, « Social Theory, Social Research and a Theory of Action », *American Journal of Sociology*, vol. 91, n° 6, p. 1309-1335.

- COLEMAN James S., 1988, « Social Capital in the Creation of Human Capital », *American Journal of Sociology*, vol. 94, Supplement, p. 95-120.
- COLEMAN James S., 1990, *The Foundations of Social Theory*, Cambridge, Harvard University Press.
- COLEMAN James S., 1993, « Reply to Blau, Tuomela, Diekmann and Baurmann », *Analyse und Kritik*, vol. 15, n° 1, p. 62-69.
- COLEMAN James S., FARARO Thomas J. (dir.), 1992, *Rational Choice Theory. Advocacy and Critique*, Newbury Park, Calif., Sage.
- COLLINS Randall, 1971, « Functional and Conflict Theories of Educational Stratification », *American Sociological Review*, vol. 36, n° 6, p. 1002-1019.
- COLLINS Randall, 1977, « Some Comparative Principles of Educational Stratification », *Harvard Educational Review*, vol. 47, n° 1, p. 1-27.
- COLLINS Randall, 1979, *The Credential Society*, New York, Academic Press.
- COLLINS Randall, 1988, *Theoretical Sociological*, Orlando, Harcourt Brace Jovanovich Inc.
- COMBESSIE Jean-Claude, 1984, « L'Évolution comparée des inégalités : problèmes statistiques », *Revue française de sociologie*, vol. 25, n° 2, p. 233-254.
- COMBESSIE Jean-Claude, 1985, « Paradoxe des fonctions de concentration », *Revue française de sociologie*, vol. 26, n° 4, p. 653-658.
- COMBESSIE Jean-Claude, 2004, « Trente ans de comparaison des inégalités des chances : quand la méthode retenue conditionne la conclusion », *Courrier des statistiques*, n° 112 (décembre), p. 37-54.
- CONTE Rosaria, GILBERT Nigel G., SICHMAN Jaime S., 1998, « MAS and Social Simulation: A Suitable Commitment », dans Jaime S. SICHMAN, Rosaria CONTE, Nigel G. GILBERT (dir.), *Multi-Agent Systems and Agent Based Simulation*, Berlin, Springer, p. 1-9.
- CONTE Rosaria, HEGSELMANN Rainer, TERNA Pietro (dir.), 1997a, *Simulating Social Phenomena*, Berlin, Springer.
- CONTE Rosaria, HEGSELMANN Rainer, TERNA Pietro, 1997b, « Social Simulation. A New Disciplinary Synthesis », dans Rosaria CONTE, Rainer HEGSELMANN, Pietro TERNA (dir.), 1997, *Simulating Social Phenomena*, Berlin, Springer, p. 1-17.
- CORBETTA Piergiorgio, 1999, *Metodologia e tecniche della ricerca sociale*, Bologna, Il Mulino.
- COURGEAU Daniel, 2003, « From the Macro-micro Opposition to Multilevel Analysis in Demography », dans Daniel COURGEAU (dir.), *Methodology and Epistemology of Multilevel Analysis: Approaches from Different Social Sciences*, Dordrecht, Kluwer Academic, p. 43-91.



COURGEAU Daniel, 2004, *Du groupe à l'individu. Synthèse multiniveau*, Paris, INED.

COUSTEAUX Anne-Sophie, LEMEL Yannick, 2004, « Étude de l'homophilie socioprofessionnelle à travers l'enquête Contacts », *Document de travail du CREST*, n° 10.

COX David R., 1992, « Causality: Some Statistical Aspects », *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, vol. 155, n° 2, p. 291-301.

CROMPTON Rosemary, 1993, *Class and Stratification. An Introduction to Current Debates*, Cambridge, Polity Press.

CUIN Charles-Henri, 1993, *Les Sociologues et la Mobilité sociale*, PUF, Paris.

CUIN Charles-Henri, 2000, *Ce que (ne) font (pas) les sociologues. Petit essai d'épistémologie critique*, Genève, Droz.

CUIN Charles-Henri, 2002, « Le Balancier sociologique français : entre individus et structures », *Revue européenne des sciences sociales*, vol. 40, n° 124, p. 253-262.

CUIN Charles-Henri, 2005, « Le Paradigme "cognitif" : quelques observations et une suggestion », *Revue française de sociologie*, vol. 46, n° 3, p. 559-572.

D'ATENA Antonio, 1998, *Diritto costituzionale. Lezioni tematiche*, Roma, La Sapienza Editrice.

DAHRENDORF Rolf, 1968, « On the Origin of Inequality among Men », dans Rolf DAHRENDORF, *Essays in the Theory of Society*, London, Routledge and Kegan Paul, p. 151-178.

DAVIDOVITCH André, BOUDON Raymond, 1964, « Les Mécanismes sociaux des abandons de poursuite judiciaire. Analyse expérimentale par simulation », *L'Année sociologique*, troisième série, vol. 15, p. 111-244.

DAVIDSSON Paul, 2002, « Agent Based Social Simulation: A Computer Science View », *The Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, vol. 5, n° 1, p. 7, [En ligne], <<http://jasss.soc.surrey.ac.uk/5/1/7.html>>.

DAVIES Richard, HEINESSEN Eskil, HOLM Anders, 2002, « The Relative Risk Aversion Hypothesis of Educational Choice », *Journal of Population Economics*, vol. 15, n° 4, p. 683-714.

DAVIS Kingsley, MOORE Wilbert E., 1945, « Some Principles of Stratification », *American Sociological Review*, vol. 10, n° 2, p. 242-249.

DEFFUANT Guillaume, HUET Sylvie, AMBLARD Frédéric, 2005, « An Individual-based Model of Innovation Diffusion Mixing Social Value and Individual Benefit », *American Journal of Sociology*, vol. 110, n° 4, p. 1041-1069.



- DE LILLO Antonio, SCHIZZEROTTO Antonio, 1985, *La valutazione sociale delle occupazioni. Una scala di stratificazione occupazionale per l'Italia contemporanea*, Bologna, Il Mulino.
- DE NARDIS Paolo, BEVILACQUA Emiliano (dir.), 2001, *Le classi in una società senza classi*, Roma, Meltemi.
- DÉCHAUX Jean-Hugues, 2002, « L'Action rationnelle en débat. Sur quelques contributions et réflexions récentes », *Revue française de sociologie*, vol. 43, n° 3, p. 557-581.
- DECHTER Aimee R., 2001, « Comment: Potential Applications and Extensions for a Binary Choice-based Social Interaction Framework », *Sociological Methodology*, vol. 31, p. 107-121.
- DEGENNE Alain, FORSÉ Michel, 2004, *Les Réseaux sociaux*, Paris, Armand Colin.
- DEI Marcello, 1993, « Cambiamento senza riforma: la secondaria superiore negli ultimi trent'anni », dans Simonetta SOLDANI, Gabriele TURI (dir.), *Fare gli italiani*, Bologna, Il Mulino, p. 87-127.
- DEI Marcello, 1996, « La dispersione tra gli studenti dell'università italiana », *Polis*, vol. 10, n° 2, p. 269-289.
- DEI Marcello, 1998, *La scuola in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- DELANNOY Claude, 2004a, *Initiation à la programmation*, Paris, Eyrolles.
- DELANNOY Claude, 2004b, *Programmer en Java*, Paris, Eyrolles.
- DESSALLES Jean-Louis, MÜLLER Jean-Pierre, PHAN Denis, 2007, « Emergence in Multi-agent Systems: Conceptual and Methodological Issues », dans Frédéric AMBLARD, Denis PHAN (dir.), *Agent-Based Models and Simulation for Human and Social Sciences*, Oxford, The Bardwell Press, chap. 14, p. 327-335.
- DIPRETE Thomas A., EIRICH Greg, 2006, « Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality : A Review of Theoretical and Empirical Developments », *Annual Review of Sociology*, vol. 32, p. 271-297.
- DOMANSKI Henrysk, PRZYBYSZ Dariusz, 2007, « Educational Homogamy in 22 European Countries », *European Societies*, vol. 9, n° 4, p. 495-526.
- DRUCKER Peter, 1961, « The Educational Revolution », dans Albert H. HALSEY, Jean FLOUD, C. Arnold ANDERSON (dir.), *Education, Economy and Society*, New York, Free Press of Glencoe, p. 115.
- DUBET François, 2004, *L'École des chances. Qu'est-ce qu'une école juste ?*, Paris, édition du Seuil.
- DUNCAN Otis D., 1966, « Methodological Issues in the Analysis of Social Mobility », dans SMELSER Neil, LIPSET Seymour M. (dir.), 1966, *Social Structure and Mobility in Economic Development*, Chicago, Aldine, p. 51-97.



DUONG Deborah Vakas, REILLY Kevin D., 1995, « A System of IAC Neural Networks as the Basis for Self-organization in a Sociological Dynamical System Simulation », *Behavioral Science*, vol. 40, n° 4, p. 275-303.

DUPUY Jean-Pierre, 1992, *Introduction aux sciences sociales. Logiques des phénomènes collectifs*, Paris, Ellipses.

DUPUY Jean-Pierre, 1997, « Introduction », dans Jean-Pierre DUPUY, Pierre LIVET (dir.), 1997, *Les Limites de la rationalité. Rationalité, éthique et cognition, I*, Paris, La Découverte.

DURLAUF Steven N., 1996, « A Theory of Persistent Income Inequality », *Journal of Economic Growth*, vol. 1, n° 1 (March), p. 75-93.

DURLAUF Steven N., 1999a, « How Can Statistical Mechanics Contribute to Study of Science », *Proceedings of the National Academy of Sciences*, vol. 96, n° 19, p. 10582-10584.

DURLAUF Steven N., 1999b, « The Memberships Theory of Inequality: Ideas and Implications », dans Elise S BREZIS, Peter TEMIN (dir.), 1999, *Elites, Minorities, and Economic Growth*, North Holland, p. 161-177.

DURLAUF Steven N., 2001a, « A Framework for the Study of Individual Behaviour and Social Interactions », *Sociological Methodology*, vol. 31, p. 47-87.

DURLAUF Steven N., 2001b, « Rejoinder : Discussions of "A Framework for the Study of Individual Behavior and Social Interactions" », *Sociological Methodology*, vol. 31, p. 123-128.

DURLAUF Steven N., 2002, « The Memberships Theory of Poverty: The Role of Group Affiliations in Determining Socioeconomic Outcomes », dans Sheldon H. DANZIGER, Robert H. HAVEMAN (dir.), *Understanding Poverty in America*, Cambridge, Harvard University Press, p. 392-416.

DURLAUF Steven N., 2004, « Neighborhood Effects », dans Vernon J. HENDERSON, Jean-François THISSE (dir.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Amsterdam : North Holland, vol. 4, p. 2173-2242.

DURLAUF Steven N., 2006, « Groups, Social Influences, and Inequality: A Memberships Theory Perspective on Poverty Traps », dans Samuel BOWLES, Steven N. DURLAUF, Karla HOFF (dir.), *Poverty Traps*, Princeton, Princeton University Press, p. 141-175.

DURLAUF Steven N., COHEN-COLE Ethan, 2004, « Social Interactions Models », dans Kimberly LEMPF-LEONARD (dir.), *Encyclopedia of Social Measurement*, Academic Press, p. 517-522.

DURU-BELLAT Marie, 2002, *Les Inégalités sociales à l'école. Genèse et mythes*, Paris, PUF.



- DURU-BELLAT Marie, 2003, *Inégalités sociales à l'école et politiques éducatives*, Paris, UNESCO, Institut international de planification de l'éducation.
- DURU-BELLAT Marie, 2006, *L'Inflation scolaire. Les désillusions de la méritocratie*, Paris, Seuil.
- DURU-BELLAT Marie, KIEFFER Annick, 2000, « La Démocratisation de l'enseignement en France : polémiques autour d'une question d'actualité », *Population*, vol. 55, n° 1, p. 51-80.
- DURU-BELLAT Marie, KIEFFER Annick, 2006, « Les Deux Faces - objective/subjective - de la mobilité sociale », *Sociologie du Travail*, vol. 48, n° 4, p. 455-473.
- DURU-BELLAT Marie, LE BASTARD-LANDRIER Séverine, PIQUÉE Céline, SUCHAUT Bruno, 2004, « Tonalité sociale du contexte et expérience scolaire des élèves au lycée et à l'école primaire », *Revue française de sociologie*, vol. 45, n° 3, p. 441-468.
- EDLING Christofer R., 2000, « Rational Choice Theory and Quantitative Analysis: A Comment on Goldthorpe's Sociological Alliance », *European Sociological Review*, vol. 16, n° 1, p. 1-8.
- EDLING Christofer R., 2002, « Mathematics in Sociology », *Annual Review of Sociology*, vol. 28, p. 197-220.
- EDMONDS Bruce, 2005, « Simulation and Complexity: How they Can Relate », dans Valerie FELDMANN, Katrin MÜHLFELD (dir.), *Virtual Worlds of Precision: Computer-based Simulations in the Sciences and Social Sciences*, Lit Verlag, p. 5-33.
- EDMONDS Bruce, 2006, « Review of Philip B., Critical Mass: How One Thing Leads to another », *The Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, vol. 9, n° 3.
- EDMONDS Bruce and MOSS Scott, 2005, « From KISS to KIDS – An "Anti-simplistic" Modelling Approach », dans Paul DAVIDSSON, Brian LOGAN, Keiki TAKADAWA (dir.), *Multi-Agent and Multi-Agent Based Simulation*, Springer, *Lecture Notes in Artificial Intelligence*, vol. 3415, p. 130-144.
- ELSTER Jon (dir.), 1986, *Rational Choice*, Oxford, Basil Blackwell.
- ELSTER Jon, 1998, « A Plea for Mechanisms », dans Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG (dir.), *Social Mechanisms. An Analytical Approach to Social Theory*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 45-73.
- ELSTER Jon, 2007, *Explaining Social Behaviour: More Nuts and Bolts for the Social Sciences*, New York, Cambridge University Press.
- EPSTEIN Joshua, 2006, *Generative Social Science: Studies in Agent-Based Computational Modeling*, Princeton, Princeton University Press.
- ERIKSON Robert, 1998, « Thresholds and Mechanisms. A Comment on Hedström and Swedberg's Chapter », dans Hans-Peter BLOSSFELD, Gerald PREIN (dir.), *Rational Choice Theory and Large-scale Data Analysis*, Boulder Co., Westview Press, chap. 5, p. 88-93.



ERIKSON Robert, GOLDTHORPE John H., 1992a, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Society*, Oxford, Clarendon Press.

ERIKSON Robert, GOLDTHORPE John H., 1992b, « The CASMIN Project and the American Dream », *European Sociological Review*, vol. 8, n° 3, p. 283-305.

ERIKSON Robert, GOLDTHORPE John H., 2002, « Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 16, n° 3, p. 31-44.

ERIKSON Robert, GOLDTHORPE John H., PORTOCARERO Lucienne, 1979, « Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France, and Sweden », *British Journal of Sociology*, vol. 30, n° 4, Special Issue « Current Research on Social Stratification », p. 415-441.

ESPING-ANDERSEN Gosta, MESTRES Josep, 2003, « Ineguaglianza delle opportunità ed eredità sociale », *Stato e Mercato*, vol. 67, n° 1, p. 123-152.

ESSER Hartmut, 1996, « What is Wrong with "Variable Sociology"? », *European Sociological Review*, vol. 12, n° 2, p. 159-166.

ESSER Hartmut, 1998, « Why Are Bridge Hypotheses Necessary? », Hans-Peter BLOSSFELD, Gerald PREIN (dir.), *Rational Choice Theory and Large-Scale Data Analysis*, Boulder Co., Westview Press, chap. 6, p. 94-111.

European Sociological Review, 1996, vol. 12, n° 2, Special Issue « Rational Choice Theory and Large-Scale Data Analysis ».

EVANS Geoffrey, MILLS Colin, 1998, « Identifying Class Structure : Latent Class Analysis of the Criterion-related and Construct Validity of the Goldthorpe Class Schema », *European Sociological Review*, vol. 14, n° 1, p. 87-106.

EVANS Geoffrey, MILLS Colin, 2000, « In Search of the Wage-Labour/Service Contract: New Evidence on the Validity of the Goldthorpe Class Schema », *British Journal of Sociology*, vol. 51, n° 4, p. 641-662.

FAGIOLO Giorgio, WINDRUM Paul, MONETA Alessio, 2007, « A Critical Guide to Empirical Validation of Agent-Based Economics Models: Methodologies, Procedures, and Open Problems », *Computational Economic*, vol. 30, n° 3, p. 189-194.

FARARO Thomas J., 1969a, « Stochastic Processes », dans Edgar F. BORGATTA (dir.), 1969, *Sociological Methodology*, San Francisco, Jossey-Bass, chap. 8, p. 245-260.

FARARO Thomas J., 1969b, « The Nature of Mathematical Sociology », *Social Research*, vol. 36, n° 1, p. 75-92.

FARARO Thomas J., 1989, *The Meaning of General Theoretical Sociology. Tradition and Formalisation*, Cambridge, Cambridge University Press.

FARARO Thomas J., 1997, « Reflections on Mathematical Sociology », *Sociological Forum*, vol. 12, n° 1, p. 73-101.



- FARARO Thomas J., 2005a, « Mathématiques et sociologie », dans Massimo BORLANDI, Raymond BOUDON, Mohamed CHERKAoui, Bernard VALADE (dir.), 2005, *Dictionnaire historique de la pensée sociologique*, Paris, PUF, p. 438-441.
- FARARO Thomas J., 2005b, « Modèle/Modélisation », dans Massimo BORLANDI, Raymond BOUDON, Mohamed CHERKAoui, Bernard VALADE (dir.), 2005, *Dictionnaire historique de la pensée sociologique*, Paris, PUF, p. 473-477.
- FARARO Thomas J., BUTTS Carter T., 1999, « Advance in Generative Structuralism: Structured Agency and Multilevel Dynamics », *Journal of Mathematical Sociology*, vol. 24, n° 1, p. 1-65.
- FARARO Thomas J., KOSAKA Kenji, 1976, « A Mathematical Analysis of Boudon's IEO Model », *Social Science Information*, vol. 15, n° 2/3, p. 431-475.
- FARARO Thomas J., KOSAKA Kenji, 2003, *Generating Images of Social Stratification. A Formal Theory*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- FEATHERMAN David L., HAUSER Robert M., 1978, *Opportunity and Change*, New York, Academic Press.
- FEATHERMAN David L., JONES F. Lancaster, HAUSER Robert M., 1975, « Assumptions of Social Mobility Research in the US: the Case of Occupational Status », *Social Science Research*, vol. 4, n° 4, p. 329-360.
- FERBER Jacques, 2007, « Multi-Agent Concepts and Methodologies », dans Frédéric AMBLARD, Denis PHAN (dir.), *Agent-Based Models and Simulation for Human and Social Sciences*, Oxford, The Bardwell Press, chap. 1, p. 7-33.
- FISCHER Claude S., HOUT Michael, JANKOWSKI Martin S., LUCAS Samuel R., SWIDLER Ann, VOS Kim, 1994, *Inequality by Design: Cracking the Bell Curve Myth*, Princeton, Princeton University Press.
- FLORA Peter, HEIDENHEIMER Arnold S., 1981, *The Development of Welfare State in Europe and America*, New Brunswick, Transaction.
- FLORENS Jean-Pierre, 1984, « Inégalité et dépendance statistique », *Revue française de sociologie*, vol. 25, n° 2, p. 255-263.
- FLOUD Jean E., HALSEY Albert H., MARTIN F. Frederik M., 1956, *Social Class and Educational Opportunity*, London, Heinemann.
- FORSÉ Michel, CHAUVEL Louis, 1995, « L'Évolution de l'homogamie en France », *Revue française de sociologie*, vol. 36, n° 1, p. 123-142.
- FORSÉ Michel, PARODI Maxime, 2006, « La Ségrégation spatiale selon Schelling : la perversité est ailleurs », *Document de travail de l'OFCE*, Paris, n° 2006-05 (Mars).
- FREEDMAN David A., 1991a, « Statistical Analysis and Shoe Leather », *Sociological Methodology*, vol. 21, p. 291-313.



- FREEDMAN David A., 1991b, « A Rejoinder to Berk, Blalock, and Mason », *Sociological Methodology*, vol. 21, p. 353-358.
- FREEDMAN David A., 2005, « Linear Statistical Models for Causation: A Critical Review », *Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science*, New York, John Wiley and Sons, p. 1061-1073
- FREEDMAN Debra, HECHTER Michael, 1988, « The Contribution of Rational Choice Theory to Macro Sociological Research », *Sociological Theory*, vol. 6, n° 2, p. 201-218.
- GAMBETTA Diego, 1987, *Where They Pushed or Did They Jump? Individual Decision Mechanism in Education*, Cambridge, Cambridge University Press.
- GAMBETTA Diego, 1998, « Concatenations of Mechanisms », dans Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG (dir.), *Social Mechanisms. An Analytical Approach to Social Theory*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 102-124.
- GANZEBOOM Harry B. G., LUIJKX Ruud, 2004, « Recent Trends in Intergenerational Occupational Class Reproduction in the Netherlands 1970-99 », dans Richard BREEN (dir.), *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, p. 345-383.
- GANZEBOOM Harry B. G., LUIJKX Ruud, TREIMAN Donald J., 1989, « Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective », *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 8, p. 3-84.
- GANZEBOOM Harry B. G., TREIMAN Donald J., ULTEE Wout C., 1991, « Comparative Intergenerational Stratification Research: Three Generations and Beyond », *Annual Review of Sociology*, vol. 17, p. 277-302.
- GARNIER Maurice A., RAFFALOVICH Lawrence E., 1984, « The Evolution of Equality of Educational Opportunities in France », *Sociology of Education*, vol. 57, n° 1, p. 1-11.
- GAUDIO Angelo, 2000, « La storia della scuola italiana e delle sue riforme », *Nuova secondaria*, vol. 17, n° 8, p. 55-58.
- GERI Marco., PENNACCHI Laura., 1993, « La distribuzione del reddito », dans Massimo PACI (dir.), *Le dimensioni della diseguaglianza sociale. Rapporto della fondazione Cespe sulla diseguaglianza sociale in Italia*, Bologna, Il Mulino, chap. 4, p. 169-214.
- GIDDENS Anthony, 1973, *The Class Structure of Advanced Societies*, London, Hutchinsons and Co.
- GIDDENS Anthony, PIERSON Christopher, 1998, *Conversations with Anthony Giddens. Making Sense of Modernity*, Cambridge, Polity Press.
- GIESEN Bernhard, 1987, « Beyond Reductionism: Four Models Relating Micro and Macro Levels », dans Jeffrey C ALEXANDER, Bernhard GIESEN, Richard MUNCH,



- Neil J. SMELSER (dir.), *The Micro-Macro Link*, Berkeley, University of California Press, p. 337-387.
- GILBERT G. Nigel 1993, *Analyzing Tabular Data: Loglinear and Logistic Models for Social Researchers*, London, UCL Press.
- GILBERT G. Nigel, 1996a, « Simulation as a Research Strategy », dans Klaus G. TROITZSCH, Ulrich MUELLER, G. Nigel GILBERT, Jim E. DORAN (dir.), *Social Science Microsimulation*, Berlin, Springer, p. 448-454.
- GILBERT G. Nigel, 1996b, « Holism, Individualism and Emergent Properties. An Approach from the Perspective of Simulation », dans Rainer HEGSELMANN, Ulrich MUELLER, Klaus G. TROITZSCH (dir.), *Modelling and Simulation in the Social Sciences from the Philosophy of Science Point of View*, Dordrecht, Kluwer, p. 1-27.
- GILBERT G. Nigel, 1999, « Simulation: A New Way of Doing Social Science », *Computer Simulation in the Social Sciences*, vol. 42, n° 10, p. 1485-1487.
- GILBERT G. Nigel, 2005, « When Does Social Simulation Need Cognitive Models? », dans Ron SUN (dir.), *Cognition and Multi-Agent Interaction: From Cognitive Modeling to Social Simulation*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 428-430.
- GILBERT G. Nigel, 2007a, « Computational Social Science: Agent-Based Social Simulation », dans Frédéric AMBLARD, Denis PHAN (dir.), *Agent Based Models and Simulation for Human and Social Sciences*, Oxford, The Bardwell Press, chap. 5, p. 115-133.
- GILBERT G. Nigel, 2007b, *Agent-Based Models*, London, Sage Publications.
- GILBERT G. Nigel, ABBOTT Andrew, 2005, « Introduction », *American Journal of Sociology*, vol. 110, n° 4, p. 859-863.
- GILBERT G. Nigel, CONTE Rosaria (dir.), 1995, *Artificial Societies: The Computer Simulation of Social Life*, London, UCL Press.
- GILBERT G. Nigel, TROITZSCH Klaus G., 1999, *Simulation for the Social Scientist*, Philadelphia, Open University Press.
- GINI Corrado, 1921, « Measurement of Inequality of Income », *The Economic Journal*, vol. 31, p. 124-126.
- GINOT Vincent, MONOD Hervé, 2007, « Exploring Models by Simulation: Application to Sensitivity Analysis », dans Frédéric AMBLARD, Denis PHAN (dir.), *Agent-Based Models and Simulation for Human and Social Sciences*, Oxford, The Bardwell Press, chap. 3, p. 63-92.
- GLASS David V. (dir.), 1954, *Social Mobility in Britain*, London, Routledge and Kegan.

GOBLOT Edmond, 1925, *La Barrière et le Niveau. Étude sociologique sur la bourgeoisie française moderne*, Paris, Felix Alcan.

GOLDTHORPE John H., 1972, « Class, Status and Party in Modern Britain. Some Recent Interpretations Marxist and Marxisant », *Archives européennes de sociologie*, vol. 13, n° 3, p. 342-372.

GOLDTHORPE John H., 1995, « “Le Noyau dur” : fluidité sociale en Angleterre et en France depuis les années 1970 et 1980 », *Revue Française de sociologie*, vol. 36, n° 1, p. 61-79.

GOLDTHORPE John H., 1996, « Problems of “Meritocracy” », dans Albert H. HALSEY, Hugh LAUDER, Phillip BROWN (dir.), 1997, *Education: Culture, Economy, and Society* Oxford, Oxford University Press, p. 663-681.

GOLDTHORPE John H., 1997, « The Integration of Sociological Research and Theory: Grounds for Optimism at the End of the Twentieth Century », *Rationality and Society*, vol. 9, n° 4, p. 405-426.

GOLDTHORPE John H., 2000, *On Sociology. Numbers, Narratives, and the Integration of Research and Theory*, Oxford, Oxford University Press.

GOLDTHORPE John H., 2004, « Sociology as Social Science and Cameral Sociology: Some Further Thoughts », *European Sociological Review*, vol. 20, n° 2, p. 97-105.

GOLDTHORPE John H., 2005, « Progress in Sociology: The Case of Social Mobility Research », dans Stefan SVALLFORS (dir.), *Analyzing Inequality: Life Chances and Social Mobility in Comparative Perspective*, Stanford, Stanford University Press, chap. 3, p. 56-81.

GOLDTHORPE John H., 2007, « “Cultural Capital”: Some Critical Observations », *Sociologica*, vol. 2, [En ligne], < <http://www.sociologica.mulino.it/doi/10.2383/24755> >.

GOLDTHORPE John H., LLEWELLYN Catriona, PAYNE Clive, 1980, *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*, Oxford, Clarendon Press.

GOLDTHORPE John H., MARSHALL Gordon, 1992, « The Promising Future of Class Analysis: A Response to Recent Critiques », *Sociology*, vol. 26, n° 3, p. 381-400.

GOLDTHORPE John H., MILLS Colin, 2004, « Trends in Intergenerational Class Mobility in Britain in the Late Twentieth Century », dans Richard BREEN (dir.), *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, p. 195-224.

GOODMAN Leo A., 1969, « How to “Ransack” Social Mobility Tables and other Kinds of Cross Classification Tables », *American Journal of Sociology*, vol. 75, n° 1 (July), p. 1-40.

GOODMAN Leo A., HOUT Michael, 1998, « Statistical Methods and Graphical Displays for Analyzing how the Association between Two Qualitative Variables

- Differs among Countries, among Groups, or over Time: A Modified Regression-Type Approach », *Sociological Methodology*, vol. 28, p. 175-230.
- GOODMAN Leo A., HOUT Michael, 2001, « Statistical Methods and Graphical Displays for Analyzing how the Association between Two Qualitative Variables Differs among Countries, among Groups, or over Time. Part II: Some Exploratory Techniques, Simple Models, and Simple Examples », *Sociological Methodology*, vol. 31, p. 189-221.
- GOUX Dominique, MAURIN Eric, 1995, « Origine sociale et destinée scolaire », *Revue française de sociologie*, vol. 36, n° 1, p. 81-123.
- GOUX Dominique, MAURIN Eric, 2007, « Close Neighbours Matter: Neighbourhood Effects on Early Performance at School », *The Economic Journal*, vol. 117, n° 523, p. 1193-1215.
- GRANOVETTER Mark, 1973, « The Strength of Weak Tie », *American Journal of Sociology*, vol. 78, n° 6, p. 1360-1380.
- GRANOVETTER Mark, 1978, « Threshold Models of Collective Behavior », *American Journal of Sociology*, vol. 83, n° 6, p. 1420-1443.
- GRANOVETTER Mark, 1983, « The Strength of Weak Ties: A Network Theory Revisited », *Sociological Theory*, vol. 1, p. 201-233.
- GRANOVETTER Mark, SOONG Roland, 1983, « Threshold Models of Diffusion and Collective Behavior », *Journal of Mathematical Sociology*, vol. 9, p. 165-179.
- GRANOVETTER Mark, SOONG Roland, 1988, « Threshold Models of Diversity: Chinese Restaurants, Residential Segregation and the Spiral of Silence », *Sociological Methodology*, vol. 18, p. 69-104.
- GREEN Donald P., SHAPIRO Ian (dir.), 1994, *Pathologies of Rational Choice Theory: A Critique of Application in Political Science*, New Haven, Yale University Press.
- GREEN Simon J. D., 1988, « Is Equality of Opportunity a False Ideal for Society? », *British Journal of Sociology*, vol. 39, n° 1, p. 1-27.
- GRÉMY Jean-Paul, 1971a, « Use of Computer Simulation Techniques in Sociology », *International Social Science Journal*, vol. 23, n° 2, p. 204-218.
- GRÉMY Jean-Paul, 1971b, « Les Techniques de simulation », dans Raymond BOUDON, 1971, *Les Mathématiques en sociologie*, Paris, PUF.
- GRÉMY Jean-Paul, 1984, « Sur les différences entre pourcentages et leur interprétation », *Revue Française de Sociologie*, vol. 25, n° 3, p. 396-420.
- GRUSKY David B., 2001a, *Social Stratification: Class, Race, and Gender in Sociological Perspective*, Boulder, Westview Press.
- GRUSKY David B., 2001b, « Social Stratification », dans *International Encyclopaedia of the Social and Behavioral Sciences*, Oxford, Elsevier, vol. 21.



- GRUSKY David B., DI CARLO Matthew, 2001, « Should Sociologists Plod Along and Establish Descriptive Regularities or Seek a Grand Explanation of Them? », *European Sociological Review*, vol. 17, n° 4, p. 457-464.
- GRUSKY David B., HAUSER Robert M., 1984, « Comparative Social Mobility Revisited: Models of Convergence and Divergence in 16 Countries », *American Sociological Review*, vol. 49, n° 1 (February), p. 19-38.
- GUETZKOW Harold S., 1962, *Simulations in Social Science*, Englewood Cliffs, NJ, Prentice-Hall.
- HALPIN Brendan, 1999, « Simulation in Sociology », *American Behavioral Scientist*, vol. 42, n° 10, p. 1551-1576.
- HALPIN Brendan, CHAN Tak Wing, 1998, « Class Careers as Sequences: An Optimal Matching Analysis of Work-Life Histories », *European Sociological Review*, vol. 14, n° 2, p. 111-130.
- HALSEY Albert H., FLOUD Jean, ANDERSON C. Arnold (dir.), 1961, *Education, Economy and Society*, New York, The Free Press of Glencoe.
- HALSEY Albert H., LAUDER Hugh, BROWN Phillip (dir.), 1997, *Education: Culture, Economy, and Society*, Oxford, Oxford University Press.
- HALLER Max, 1993, « Significato e dimensione delle diseguaglianze », dans Luciano GALLINO (dir.), *Diseguaglianze ed equità in Europa*, Bari, Laterza.
- HANNAN Michael T., 1992, « Rationality and Robustness in Multilevel Systems », dans James S. COLEMAN, Thomas J. FARARO (dir.), *Rational Choice Theory. Advocacy and Critique*, Newbury Park, Calif., Sage, p. 120-135.
- HANNEMAN Robert A., 1995, « Simulation Modelling and Theoretical Analysis in Sociology », *Sociological Perspectives*, vol. 38, n° 4, p. 457-462.
- HANNEMAN Robert A., COLLINS Randall, MORDT Gabriele, 1995, « Discovering Theory Dynamics by Computer Simulation: Experiments on State Legitimacy and Imperialist Capitalism », *Sociological Methodology*, vol. 25, p. 1-46.
- HANNEMAN Robert A., PATRICK Steven, 1997, « On the Uses of Computer-Assisted Simulation Modelling in the Social Sciences », *Sociological Research on Line*, vol. 2, n° 2.
- HARDIN Russell, 2001, « Rational Choice Explanation: Philosophical Aspects », *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Oxford, Elsevier, vol. 19.
- HARRÉ Rom, 1972, *The Philosophies of Science. An Introductory Survey*, Oxford, Oxford University Press.
- HARRÉ Rom, SECORD Paul F., 1972, *The Explanation of Social Behaviour*, Oxford, Oxford University Press.



- HARTMANN Stephan, 1996, « The World as a Process. Simulation in the Natural and Social Sciences », dans Rainer HEGSELMANN, Ulrich MUELLER, Klaus G. TROITZSCH (dir.), *Modelling and Simulation in the Social Sciences from the Philosophy of Science Point of View*, Dordrecht, Kluwer, p. 77-100.
- HAUSER Robert M., 1976, « Review Essay: On Boudon's Model of Social Mobility », *American Journal of Sociology*, vol. 81, n° 4, p. 911-928.
- HAUSER Robert M., 1978, « A Structural Model of the Mobility Table », *Social Forces*, vol. 56, n° 3, p. 919-953.
- HAUSER Robert M., 1979, « Some Exploratory Methods for Modelling Mobility Tables and other Cross-Classified Data », dans Karl F. SCHUESSLER (dir.), 1980, *Sociological Methodology*, San Francisco, Jossey-Bass, p. 413-458.
- HAUSER Robert M., 1981, « Hope for the Mobility Ratio », *Social Forces*, vol. 60, n° 2, p. 572-584.
- HAUSER Robert M., 1986, « Reinventing the Oxcart: Jones' Obsolete Proposal for the Mobility Analysis », *Social Forces*, vol. 64, n° 4, p. 1057-1065.
- HAUSER Robert M., 1987, « Reply to Kim », *Social Forces*, vol. 65, n° 3, p. 806-815.
- HAVELANGE Véronique, 1991, « Structures sociales et action cognitive : de la complexité en sociologie », dans Françoise FOGELMAN-SOULIÉ (dir.), *Les Théories de la complexité. Autour de l'œuvre d'Henri Atlan*, Paris, Édition du Seuil, p. 368-393.
- HAYEK Friedrich, 1953, *Scientisme et Sciences sociales. Essai sur le mauvais usage de la raison*, Paris, Plon.
- HAYES Adrian C., 1984, « Formal Model Building and Theoretical Interests in Sociology », *Journal of Mathematical Sociology*, vol. 10, p. 325-341.
- HEATH Anthony F., CLIFFORD Peter, 1990, « Class Inequalities in Education in the Twentieth Century », *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, vol. 153, n° 1, p. 1-16.
- HEATH Anthony F., MILLS Colin, ROBERTS Jane, 1992, « Towards Meritocracy? Recent Evidence on an Old Problem », dans Colin CROUCH, Anthony F. HEATH (dir.), *Social Research and Social Reform*, Oxford, Clarendon Press.
- HECHTER Michael, 1998, « The Future of Rational Choice Theory and its Relationships to Quantitative Macro-Sociological Research », dans Hans-Peter BLOSSFELD, Gerald PREIN (dir.), *Rational Choice Theory and Large-Scale Data Analysis*, Boulder Co., Westview Press, chap. 17, p. 281-290.
- HEDSTRÖM Peter, 1998, « Rational Imitation », dans Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG (dir.), *Social Mechanisms. An Analytical Approach to Social Theory*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 306-327.



HEDSTRÖM Peter, 2004, « Generative Models and Explanatory Research: On the Sociology of Aage B. Sorensen », *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 21, Special Issue, p. 13-25.

HEDSTRÖM Peter, 2005, *Dissecting the Social: On the Principles of Analytical Sociology*, Cambridge, Cambridge University Press.

HEDSTRÖM Peter, 2007, « Actions and Networks: Sociology that Really Matters... To Me », *Sociologica*, vol. 1, [En ligne], < <http://www.sociologica.mulino.it/doi/10.2383/24187> >.

HEDSTRÖM Peter, SWEDBERG Richard, 1996, « Rational Choice, Empirical Research, and the Sociological Tradition », *European Sociological Review*, vol. 12, n° 2, p. 127-146.

HEDSTRÖM Peter, SWEDBERG Richard (dir.), 1998a, *Social Mechanisms. An Analytical Approach to Social Theory*, Cambridge, Cambridge University Press.

HEDSTRÖM Peter, SWEDBERG Richard, 1998b, « Social Mechanisms : An Introductory Essay », dans Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG (dir.), 1998, *Social Mechanisms. An Analytical Approach to Social Theory*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 1-31.

HEDSTRÖM Peter, SWEDBERG Richard, UDEHN Lars, 1998, « Poppers Situational Analysis and Contemporary Sociology », *Philosophy of the Social Science*, vol. 28, n° 3, p. 339-364.

HEGSELMANN Rainer, 1996, « Cellular Automates in the Social Sciences. Perspectives, Restrictions, and Artefacts », Rainer HEGSELMANN, Ulrich MUELLER, Klaus G. TROITZSCH (dir.), *Modelling and Simulation in the Social Sciences from the Philosophy of Science Point of View*, Dordrecht, Kluwer, p. 209-234.

HEGSELMANN Rainer, FLACHE Andreas, 1998, « Understanding Complex Social Dynamics: A Plea For Cellular Automata Based Modelling », *Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, vol. 1, n° 3, [En ligne], < <http://www.soc.surrey.ac.uk/JASSS/1/3/1.html> >

HEGSELMANN Rainer, MUELLER Ulrich, TROITZSCH Klaus G. (dir.), 1996, *Modelling and Simulation in the Social Sciences from the Philosophy of Science Point of View*, Dordrecht, Kluwer.

HEISE David, 1995, « Sociological Algorithms: Preface », *Journal of Mathematical Sociology*, vol. 20, n° 2-3, p. 73-77.

HELLEVIK Ottar, 1997, « Class Inequality and Egalitarian Reform », *Acta Sociologica*, vol. 40, n° 4, p. 377-398.

HELLEVIK Ottar, 2000, « A Less Biased Allocation Mechanism », *Acta Sociologica*, vol. 43, n° 1, p. 81-83.



- HELLEVIK Ottar, 2002, « Inequality versus Association in Educational Attainment Research : Comment on Kivinen, Ahola and Hedman », *Acta Sociologica*, vol. 45, n° 2 (June), p. 151-158.
- HEMPEL Carl G., 1965, *Aspects of Scientific Explanation and other Essays in the Philosophy of Science*, New York, The Free Press.
- HILLMERT Steffen, JACOB Marita, 2003, « Social Inequality in Higher Education. Is Vocational Training a Pathway Leading to or away from University? », *European Sociological Review*, vol. 19, n° 3, p. 319-334.
- HOLLIS Martin, 2003, *The Philosophy of Social Science: An Introduction*, Cambridge, Cambridge University Press.
- HOPE Keith, 1981, « The New Mobility Ratio », *Social Forces*, vol. 60, n° 2, p. 544-556.
- HOUT Michael, 1983, *Mobility Tables*, Sage, London.
- HOUT Mike, BROOKS Clem, MANZA Jeff, 1993, « The Persistence of Classes in Post-Industrial Societies », *International Sociology*, vol. 8, n° 3, p. 259-277.
- HOUT Mike, DiPRETE Thomas A., 2006, « What Have We Learned? RC28's Contributions to Knowledge about Social Stratification », *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 24, n° 1, p. 1-20.
- HUMMON Norman P., 1990, « Computer Simulation in Sociology », *The Journal of Mathematical Sociology*, vol. 15, n° 2, p. 65-66.
- HUMMON Norman P., FARARO Thomas J., 1995, « The Emergence of Computational Sociology », *Journal of Mathematical Sociology*, vol. 20, n° 2-3, Special Issue « Sociological Algorithms », p. 78-87.
- JACOBSEN Chanoch, BRONSON Richard, 1997, « Computer Simulated Empirical Tests of Social Theory: Lessons from 15 Years' Experience », dans Rosaria CONTE, Rainer HEGSELMANN, Pietro TERNA (dir.), *Simulating Social Phenomena*, Berlin, Springer, p. 97-102.
- JAEGER Mads Meier, 2007, « Economic and Social Returns to Educational Choices. Extending the Utility Function », *Rationality and Society*, vol. 19, n° 4, p. 451-483.
- JENCKS, Christopher, SMITH Marshall, ACLAND Henry, BANE Mary Jo, COHEN David, GINTIS Herbert, HEYNS Barbara, and MICHELSON Stephan, 1972, *Inequality. A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in America*, New York, Basic Books.
- JOAS Hans, 1999, *La Créativité de l'agir*, Paris, Édition du Cerf.
- JOHNSON Paul E., 1999, « Simulation Modelling in Political Science », *Computer Simulation in the Social Sciences*, vol. 42, n° 10, p. 1509-1530.



JONES Frank L., 1985, « New and (Very) Old Mobility Ratio: Is there Life after Benini », *Social Forces*, vol. 63, n° 3, p. 838-850.

JONES Frank L., 1986, « Reponse to Hauser », *Social Forces*, vol. 64, n° 4, p. 1066-1072.

JONES Frank L., WILSON Susan R., PITTELKOW Yvonne, 1990, « Modelling Mobility: The Use of Simulation to Choose between Near-Equivalent Models », *Quality and Quantity*, vol. 24, n° 2 (May), p. 189-212.

JONSSON Jan O., 1993, « Persisting Inequalities in Sweden », dans BLOSSFELD Hans-Peter, SHAVIT Yossi (dir.), 1993, *Persistent Inequality: Changes Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Westview Press.

JONSSON Jan O., 2004, « Equality at a Halt? Social Mobility in Sweden, 1976-1999 », dans Richard BREEN (dir.), *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, chap. 9, p. 225-250.

JONSSON Jan O., ERIKSON Robert, 2000, « Understanding Educational Inequality : The Swedish Experience », *L'Année sociologique*, vol. 50, n° 2, p. 345-382.

JONSSON Jan O., MILLS Colin, 1993a, « Social Class and educational Attainment in Historical Perspective: A Swedish-English Comparison. Part 1 », *British Journal of Sociology*, vol. 44, n° 2, p. 213-347.

JONSSON Jan O., MILLS Colin, 1993b, « Social Class and Educational Attainment in Historical Perspective: A Swedish-English Comparison. Part 2 », *British Journal of Sociology*, vol. 44, n° 2, p. 403-428.

JONSSON Jan O., MILLS Colin, MÜLLER Walter, 1996, « A Half Century of Increasing Educational Openness? Social Class, Gender and Educational Attainment in Sweden, Germany and Britain », dans Robert ERIKSON, Jan O. JONSSON (dir.), *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Boulder, Westview Press, p. 183-206.

KARABEL Jerome, HALSEY Albert H. (dir.), 1976, *Power and Ideology in Education*, New York, Oxford University Press.

KAUFMAN Robert L., SCHERVISH Paul G., 1986, « Using Adjusted Cross-Tabulations to Interpret Log-Linear Relationship », *American Sociological Review*, vol. 51, n° 5 (October), p. 717-733.

KAUFMAN Robert L., SCHERVISH Paul G., 1987, « Variations on a Theme. More Uses of Odds Ratios to Interpret Log-Linear Parameters », *Sociological Methods and Research*, vol. 16, n° 2, p. 218-255.

KELLER Suzanne, ZAVALLONI Marisa, 1964, « Ambition and Social Class: A Respecification », *Social Forces*, vol. 43, n° 1, p. 58-70.

KERKHOFF Alan C. (dir.), 1996, *Generating Social Stratification: Toward a New Research Agenda*, Boulder, Westview Press.



- KIM Jae-On, 1987, « Social Mobility, Status Inheritance, and Structural Constraints: Conceptual and Methodological Considerations », *Social Forces*, vol. 65, n° 3, p. 783-805.
- KIVINEN Osmo, AHOLA Sakari, HEDMAN Juha, 2001, « Expanding Education and Improving Odds. Participation in Higher Education in Finland in the 1980s and 1990s », *Acta Sociologica*, vol. 44, n° 2, p. 171-181.
- KIVINEN Osmo, AHOLA Sakari, HEDMAN Juha, 2002, « Changes to Differences in Expanding Higher Education: Reply to Hellevik », *Acta Sociologica*, vol. 45, n° 2, p. 159-162.
- KURAN Timur, 1998, « Social Mechanisms of Dissonance Reduction », dans Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG (dir.), 1998, *Social Mechanisms. An Analytical Approach to Social Theory*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 146-169.
- La Recherche*, 2007, n° 405, Dossier spécial « Émergence : la théorie qui bouscule la physique ».
- LA VALLE Davide, 2001, *La ragione dei sentimenti. Una teoria dello scambio sociale*, Roma, Carocci.
- LAMPARD Richard, 2000, « Measuring Inequality in a Cross-Tabulation with Ordered Categories: From the Gini Coefficient to the Tog Coefficient », *International Journal of Social Research Methodology*, vol. 3, n° 1, p. 1-14.
- LAREAU Annette, 1987, « Social Class Differences in Family-School Relationships: The Importance of Cultural Capital », *Sociology of Education*, vol. 60, n° 2, p. 73-85.
- LAYTE Richard, WHELAN Christopher T., 2004, « Class Transformation and Trends in Social Fluidity in the Republic of Ireland 1973-1994 », dans Richard BREEN (dir.), *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, chap. 7, p. 175-193.
- LAZEGA Emmanuel, FAVEREAU Olivier, 2002, « Introduction », dans Olivier FAVEREAU, Emmanuel LAZEGA (dir.), *Conventions and Structures in Economic Organization: Markets, Networks and Hierarchies*, Cheltenham, Edward Elgar, p. 1-28.
- LEFRANC Arnaud, PISTOLESI Nicolas, TRANNOY Alain, 2004, « Le Revenu selon l'origine sociale », *Économie et statistique*, n° 371, p. 49-88.
- LEIK Robert, 1992, « Mathematical Sociology », dans Edgar F. BORGATTA, Marie L. BORGATTA (dir.), *Encyclopaedia of Sociology*, New-York, Macmillan, vol. 3.
- LEMEL Yannick, 1991, *Stratification et Mobilité sociale*, Paris, Armand Colin.
- LEPENIES Wolf, 1990, *Les Trois Cultures. Entre science et littérature l'avènement de la sociologie*, Paris, Éditions de la Maison des sciences de l'homme.
- LEVINE Joel H., 2000, « But What Have You Done for Us Lately? Commentary on Abbott and Tsay », *Sociological Methods and Research*, vol. 29, n° 1, p. 34-40.



- LIEBERSON Stanley, 1985, *Making it Count. The Improvement of Social Research and Theory*, Berkeley, University of California Press.
- LIN Nan, 1990, « Social Resources and Social Mobility: A Structural Theory of Status Attainment », dans Ronald BREIGER (dir.), *Social Mobility and Social Structure*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 247-271.
- LIN Nan, 1999, « Social Networks and Status Attainment », *Annual Review of Sociology*, vol. 25, p. 467-487.
- LINDENBERG Siegwart M., 1992, « The Method of Decreasing Abstraction », dans James S. COLEMAN, Thomas J. FARARO (dir.), *Rational Choice Theory. Advocacy and Critique*, Newbury Park, Calif., Sage, p. 3-20.
- LINDENBERG Siegwart M., 1998, « The Influence of Simplification on Explananda: Phenomenon-Centered versus Choice-Centered Theories in the Social Sciences », dans Hans-Peter BLOSSFELD, Gerald PREIN (dir.), *Rational Choice Theory and Large-Scale Data Analysis*, Boulder, Westview Press, p. 54-69.
- LINDENBERG Siegwart M., 2000, « The Extension of Rationality: Framing versus Cognitive Rationality », dans Jean BAECHLER, François CHAZEL, Rachid KAMRANE (dir.), *L'Acteur et ses raisons. Mélanges en l'honneur de Raymond Boudon*, Paris, PUF, p. 168-204.
- LINDENBERG Siegwart M., 2001, « Social Rationality versus Rational Egoism », dans Jonathan H. TURNER (dir.), *Handbook of Sociological Theory*, New York, Kluwer Academic Publisher, p. 635-668.
- LINDENBERG Siegwart M., 2003, « Coleman et la construction des institutions : peut-on négliger la rationalité sociale ? », *Revue française de sociologie*, vol. 44, n° 2, p. 357-373.
- LIPSET Seymour M., BENDIX Reinhard, 1959, *Social Mobility in Industrial Society*, Berkeley, University of California Press.
- LOCKWOOD David, 1958, *The Black-Coated Worker*, London, Allen and Unwin.
- LOGAN John Allen, 1996, « Rules of Access and Shifts in Demand: A Comparison of Log-Linear and Two-Sided Logit Models », *Social Science Research*, vol. 25, n° 2, p. 174-199.
- LORENZ Max O., 1905, « Methods of Measuring the Concentration of Wealth », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 9, n° 70, p. 209-219.
- MACDONALD Kenneth I., 1981, « On the Formulation of a Structural Model of the Mobility Table », *Social Forces*, vol. 60, n° 2, p. 557-571.
- MACDONALD Kenneth I., 1983, « On the Interpretation of a Structural Model of the Mobility Table », *Quality and Quantity*, vol. 17, n° 3, p. 203-224.
- MACHAMER Peter K., DARDEN Lindley, CRAVER Carl F., 2000, « Thinking about Mechanisms », *Philosophy of Science*, vol. 67, n° 1, p. 1-25.



- MACY Michael W., 1997, « Identity, Interest and Emergent Rationality. An Evolutionary Synthesis », *Rationality and Society*, vol. 9, n° 4, p. 427-448.
- MACY Michael W., 2001, « Social Simulation: Computational Approaches », *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Oxford, Elsevier, vol. 21.
- MACY Michael W., WILLER Robert, 2002, « From Factors to Actors: Computational Sociology and Agent-Based Modeling », *Annual Review of Sociology*, vol. 28, p. 143-166.
- MAHONEY James, 2001, « Beyond Correlational Analysis: Recent Innovations in Theory and Method », *Sociological Forum*, vol. 16, n° 3, p. 575-593.
- MAHONEY James, 2004, « Revisiting General Theory in Historical Sociology », *Social Forces*, vol. 83, n° 2, p. 459-489.
- MANICAS Peter T., 2006, *A Realist Philosophy of Social Science. Explanation and Understanding*, Cambridge, Cambridge University Press.
- MANSKI Charles, 1993, « Identification Problems in Social Sciences », *Sociological Methodology*, vol. 23, p. 1-56.
- MANSKI Charles, 2000, « Economic Analysis of Social Interaction », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, n° 3, p. 115-136.
- MANZO Gianluca, 2004, « Verso una teoria delle diseguaglianze di opportunità educative », *Studi di sociologia*, vol. 42, n° 1, p. 79-113.
- MANZO Gianluca, 2006a, « Generative Mechanisms and Multivariate Statistical Analysis. Modeling Educational Opportunity Inequality by Multi-Matrix Log-Linear Topological Model: Contributions and Limits », *Quality and Quantity*, vol. 40, n° 5, p. 721-758.
- MANZO Gianluca, 2006b, *Analyse comparée de la stratification éducative en France et en Italie dans les années quatre-vingt-dix et au cours du XX^e siècle. De la description statistique à l'explication par simulation individus-centrée*, Thèse de Doctorat de Sociologie, Paris, Université Paris-Sorbonne.
- MARE Robert D., 1980, « Social Background and School Continuation Decisions », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 75, n° 370, p. 295-305.
- MARE Robert D., 1981, « Change and Stability in Educational Stratification », *American Sociological Review*, vol. 46, n° 1, p. 72-87.
- MARINI Margaret M., 1992, « The Role of Models of Purposive Action in Sociology », dans James S. COLEMAN, Thomas J. FARARO (dir.), *Rational Choice Theory. Advocacy and Critique*, Newbury Park, Calif., Sage, p. 21-48.
- MARKS Gary N., 2004, « The Measurement of Socio-Economic Inequalities in Education: A Further Comment », *Acta Sociologica*, vol. 47, n° 1, p. 91-93.



- MARNEY John P., TARBERT Heather F. E., 2000, « Why Do Simulation? Towards a Working Epistemology for Practitioners of the Dark Arts », *The Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, vol. 3, n° 4, [En ligne], < <http://www.soc.surrey.ac.uk/JASSS/3/4/4.html> >.
- MARPSAT Maryse, 1999, « La Modélisation des “effets de quartier” aux États-Unis. Une revue des travaux récents », *Population*, vol. 54, n° 2, p. 303-330.
- MARSHALL Gordon, SWIFT Adam, 1999, « On the Meaning and Measurement of Inequality », *Acta Sociologica*, vol. 43, n° 1, p. 81-83.
- MARSHALL Gordon, SWIFT Adam, 2000, « Reply to Ringen and Hellevik », *Acta Sociologica*, vol. 43, n° 1, p. 85.
- MARSHALL Gordon, SWIFT Adam, ROBERTS Stephen, 1997, *Against the Odds: Social Class and Social Justice in Industrial Societies*, Oxford, Clarendon Press.
- MARTIN Olivier, 2002, « Mathématiques et sciences sociales au xx^e siècle », *Revue d'histoire des sciences humaines*, vol. 1, n° 6, p. 3-13.
- MARTIN Olivier, BARBUT Marc, 2005, « Mathématique sociale », dans Massimo BORLANDI, Raymond BOUDON, Mohamed CHERKAoui, Bernard VALADE (dir.), *Dictionnaire historique de la pensée sociologique*, Paris, PUF, p. 436-438.
- MARX Karl, ENGELS Friedrich, 1999 [1848], *Manifesto del partito comunista*, Bari, Laterza.
- MASTEKAASA Arne, 2006, « Educational Transitions at Graduate Level: Social Origins and Enrolment in PhD Programmes in Norway », *Acta sociologica*, vol. 49, n° 4, p. 437-453.
- Mathématiques et Sciences Humaines*, 2005, vol. 172, n° 4, numéro spécial sur « Modèles et méthodes mathématiques dans les sciences sociales : apports et limites ».
- MAURICE Marc, SELIER François, SYLVESTRE Jean-Jacques, 1982, *Politique d'éducation et organisation industrielle en France et en Allemagne*, Paris, PUF.
- MAURIN Eric, 2004, *Le Ghetto français. Enquête sur le séparatisme social*, Paris, Seuil.
- MAURIN Eric, 2007, *La Nouvelle question scolaire. Les bénéfices de la démocratisation*, Paris, Seuil.
- MAURIN Louis, 2003, « Portrait d'une France inégale », *Comprendre. Revue de Philosophie et de Sciences Sociales*, n° 4, p. 29-51.
- MAYER Karl Ulrich, 2000, « Promises Fulfilled? A Review of 20 Years of Life Course Research », *Archives européennes de sociologie*, vol. 41, n° 2, p. 259-282.
- MAYNTZ Renate, 2004, « Mechanisms in the Analysis of Macro-Social Phenomena », *Philosophy of the Social Sciences*, vol. 34, n° 2, p. 237-259.



- McPHERSON Miller, SMITH-LOVIN Lynn, and COOK James M., 2001, « Birds of a Feather: Homophily in Social Networks », *Annual Review of Sociology*, vol. 27, p. 415-444.
- MERCKLÉ Pierre, 2004, *Sociologie des réseaux sociaux*, Paris, La Découverte.
- MERLE Pierre, 2000, « Le Concept de démocratisation de l'institution scolaire : une typologie et sa mise à l'épreuve », *Population*, vol. 55, n° 1 (janvier-février), p. 15-50.
- MERLE Pierre, 2002, *La Démocratisation de l'enseignement*, Paris, La Découverte.
- MERLLIÉ Dominique, 1985, « Analyse de l'interaction entre variables. Problème statistique ou sociologique », *Revue française de sociologie*, vol. 36, n° 4, p. 629-652.
- MERLLIÉ Dominique, 1994, *Les Enquêtes de mobilité sociale*, Paris, PUF.
- MERLLIÉ Dominique, 1995, « Les Travaux empiriques sur la mobilité sociale avant la Première Guerre mondiale », *Revue française de sociologie*, vol. 36, n° 1, p. 5-31.
- MERLLIÉ Dominique, PRÉVOT Jean, 1997, *La Mobilité sociale*, Paris, La Découverte.
- MERTON Robert K., 1949, *Social Structure and Social Theory*, London, The Free Press of Glencoe.
- MERTON Robert K., 1967, « On the Sociological Theories of the Middle Range », dans Robert K. MERTON, *On Theoretical Sociology. Five Essays, Old and New*, London, The Free Press.
- MERTON Robert K., 1968, « The Matthew Effect in Science. The Reward and Communication Systems of Science Are Considered », *Science*, vol. 159, n° 3810, p. 56-63.
- MERTON Robert K., 1988, « The Matthew Effect in Science, II. Cumulative Advantage and the Symbolism of Intellectual Property », *Isis*, vol. 79, n° 4, p. 606-623.
- MEYER John W., RAMIREZ Francisco O., RUBINSON Richard, BOLI-BENNETT John, 1977, « The World Education Revolution, 1950-1970 », *Sociology of Education*, vol. 50, n° 4, p. 242-258.
- MEYER John W., RAMIREZ Francisco O., SOYSAL Yasemin Nuhoglu, 1992, « World Expansion of Mass Education », *Sociology of Education*, vol. 65, n° 2, p. 128-149.
- MILLER Robert L., 1998, « The Limited Concerns of Mobility Research », *Current Sociology*, vol. 46, n° 4, p. 145-163.
- MORETTI Sabrina, 2002, « Computer Simulation in Sociology: What Contribution? », *Social Sciences Computer Review*, vol. 20, n° 1, p. 43-57.
- MORETTI Sabrina, 2004, *Modelli e conoscenza scientifica. Problemi di formalizzazione nella ricerca sociologica*, Milano, Guerini scientifica.



- MORGAN Stephen L., 1998, « Adolescent Educational Expectations: Rationalized, Fantasized, or Both? », *Rationality and Society*, vol. 10, n° 2, p. 131-62.
- MORGAN Stephen L., 2005, *On the Edge of Commitment: Educational Attainment and Race in the United States*, Stanford, Stanford University Press.
- MORGAN Mary S., MORRISON Margaret, 1999, *Models as Mediators. Perspectives on Natural and Social Science*, Cambridge, Cambridge University Press.
- MORIN Edgar, 1984, *Sociologie*, Paris, Seuil.
- MORIN Edgar, 1990, *Introduction à la complexité*, Paris, Seuil.
- MORIN Edgar, 2005, *Les Sept Savoirs nécessaires à l'éducation du futur*, Paris, Seuil.
- MORIN Edgar, LE MOIGNE Jean-Louis, 1999, *L'Intelligence de la complexité*, Paris, L'Harmattan.
- MORRIS Martina, WESTERN Bruce, 1999, « Inequality in Earnings at the Close of the Twentieth Century », *Annual Review of Sociology*, vol. 25, p. 623-657.
- MORVAN Michel., 2005, « Calcul et dynamique : de l'informatique aux systèmes complexes », Communication au *Premier colloque d'Histoire et épistémologie des mathématiques discrètes*, CAMS, Paris, 11-12 mars.
- MOSS Scott, 2008, « Alternative Approaches To the Empirical Validation of Agent-Based Models », *JASSS*, vol. 11, n° 1, [en ligne], < <http://jasss.soc.surrey.ac.uk/11/1/5.html> >.
- MOSS Scott, EDMONDS Bruce, 2005, « Sociology and Simulation: Statistical and Qualitative Cross-Validation », *American Journal of Sociology*, vol. 110, n° 4, p. 1095-1131.
- MOSS Scott et al., 2002, « An European Social Simulation Association », *The Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, vol. 5, n° 3, [en ligne], < <http://jasss.soc.surrey.ac.uk/5/3/9.html> >.
- MOUW Ted, 2003, « Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter? », *American Sociological Review*, vol. 68, n° 6, p. 868-898.
- MOUW Ted, 2006, « Estimating the Causal Effect of Social Capital: A Review of Recent Research », *Annual Review of Sociology*, vol. 32, p. 79-102.
- MOUW Ted, ENTWISLE Barbara, 2006, « Residential Segregation and Interracial Friendship in Schools », *American Journal of Sociology*, vol. 112, n° 2, p. 394-441.
- MÜLLER Walter, 2001, « Mobility: Social », dans *International Encyclopaedia of the Social and Behavioral Sciences*, Oxford, Elsevier, vol. 15, p. 9918-9924.
- MÜLLER Walter, KARLE Wolfgang, 1993, « Social Selection in Educational Systems in Europe », *European Sociological Review*, vol. 9, n° 1, p. 1-23.



- MÜLLER Walter, SHAVIT Yossi (dir.), 1998, *From School to Work. A Comparative Study of Educational Qualification and Occupational Destinations*, Oxford, Clarendon Press.
- MÜLLER Walter, LÜTTINGER Paul, KÖNIG Wolfgang, KARLE Wolfgang, 1989, « Class and Education in Industrial Nations », *International Journal of Sociology*, vol. 19, n° 3, p. 3-39.
- MÜLLER Walter, POLLAK Reinhard, 2004, « Social Mobility in West Germany: The Long Arms of History Discovered ? », dans BREEN Richard (dir.), 2004, *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, p. 77-115.
- MURPHY Raymond, 1986, « The Concept of Class in Closure Theory: Learning from Rather than Falling into the Problems Encountered by Neo-Marxism », *Sociology*, vol. 20, n° 2, p. 247-264.
- NADAL Jean-Pierre, GORDON Mirta B., 2005, « Physique statistique de phénomènes collectifs en sciences économiques et sociales », *Mathématiques et sciences humaines*, n° 172, p. 67-89.
- NASH Roy, 2003, « Inequality/Difference in Education: Is a Real Explanation of Primary and Secondary Effects Possible? », *British Journal of Sociology*, vol. 54, n° 4, p. 433-451.
- NEED A., de JONG U., 2000, « Educational Differentials in the Netherlands: Testing Rational Choice Theory », *Rationality and Society*, vol. 13, n° 1, p. 71-98.
- NEVOLA Gaspare, 1991, « Classe sociale: un concetto obsoleto? », *Studi di sociologia*, n° 4, p. 429-447.
- NISBET Robert A., 1959, « The Decline and Fall of Social Class », *Pacific Sociological Review*, vol. 2, n° 1, p. 119-129.
- NOBLE Trevor, 2001, « Unexamined Assumptions and Neglected Questions in Social Mobility Research », *Sheffield on Line Papers in Social Research*, n° 5, [en ligne], < <http://www.shef.ac.uk/socstudies/Shop/5.html> >.
- NOWAK Andrzej, LEWENSTEIN Maciej, 1996, « Modeling Social Change with Cellular Automata », dans Rainer HEGSELMANN, Ulrich MUELLER, Klaus G. TROITZSCH (dir.), *Modelling and Simulation in the Social Sciences from the Philosophy of Science Point of View*, Dordrecht, Kluwer, p. 249-285.
- OBERTI Marco, 2006, « La Différenciation sociale et scolaire de l'espace urbain », dans LAGRANGE Hugues (dir.), *L'Épreuve des inégalités*, Paris, PUF, p. 283-314.
- OBERTI Marco, 2007, *L'École dans la ville. Ségrégation, mixité, carte scolaire*, Paris, Presses de Sciences Po.
- OFFE Claus, 1986, « Lavoro come categoria sociologica centrale? », *Sociologia del lavoro*, vol. 9, n° 28, p. 17-46.

- OLIVER Pamela E., 1993, « Formal Models of Collective Action », *Annual Review of Sociology*, vol. 19, p. 271-300.
- OPP Karl-Dieter, 1999, « Contending Conceptions of the Theory of Rational Action », *Journal of Theoretical Politics*, vol. 11, p. 171-202.
- OPP Karl-Dieter, 2005, « Explanations by Mechanisms in the Social Sciences. Problems, Advantages, and Alternatives », *Mind and Society*, vol. 4, n° 2, p. 163-178.
- ORLÉAN André, 2002, « Les Interactions mimétiques », dans Jacques LESOURNE, André ORLÉAN, Bernard WALLISER (dir.), *Leçons de microéconomie évolutionniste*, Paris, Odile Jacob, p. 119-157.
- ORLÉAN André, 2005, « La Sociologie économique et la question de l'unité des sciences sociales », *L'Année sociologique*, vol. 55, n° 2, p. 279-305.
- PAHL Raymond E., 1993, « Does Class Analysis without Class Theory Have a Promising Future? A Reply to Goldthorpe and Marshall », *Sociology*, vol. 27, n° 2, p. 253-258.
- PALLONI Alberto, 1998, « Theories and Models of Diffusion in Sociology », *CDE Working Papers*, University of Wisconsin-Madison, p. 98-111.
- PAKULSKI Jan, 1993, « The Dying of Class or of Marxist Class Theory? », *International Sociology*, vol. 8, n° 3, p. 279-292.
- PAKULSKI Jan, 2005, « Foundations of a Post-Class Analysis », dans Eric O. WRIGHT (dir.), *Approaches to Class Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 152-179.
- Papers. Revista de Sociologia*, 2006, n° 80, numéro spécial sur « Analytical Social Theory ».
- PARETO Vilfredo, 1968 [1917-1919], *Traité de sociologie générale*, Paris/Genève, Droz.
- PARSONS Talcott, 1940, « An Analytical Approach to the Theory of Social Stratification », dans Talcott PARSONS, 1954, *Essay in Sociological Theory*, Free Press, Glencoe, p. 69-89.
- PARSONS Talcott, 1949, « Social Classes and Class Conflict in the Light of Recent Sociological Theory », dans Talcott PARSONS, 1954, *Essay in Sociological Theory*, Free Press, Glencoe, p. 323-336.
- PARSONS Talcott, 1953, « A Revised Analytical Approach to the Theory of Social Stratification », dans Talcott PARSONS, 1954, *Essay in Sociological Theory*, Free Press, Glencoe, p. 386-440.
- PARKIN Frank, 1979, *Marxism and Class Theory. A Bourgeois Critique*, London, Tavistock Publications.

- PARKIN Frank, 1992, « Classi e stratificazione sociale », *Enciclopedia delle scienze sociali*, Roma, Istituto dell'enciclopedia italiana, t. II, p. 7-27.
- PASSERON Jean-Claude, 1991, *Le Raisonnement sociologique. L'espace non-poppérien du raisonnement naturel*, Paris, Nathan.
- PAWSON Ray, 1989, *A Measure for Measure: A Manifesto for Empirical Sociology*, London, Routledge.
- PAWSON Ray, 2000, « Middle-Range Realism », *Archives européennes de sociologie*, vol. 41, n° 2, p. 283-324.
- PEASE John, FORM William H., HUBER Joan, 1970, « Ideological Currents in American Stratification Literature », *The American Sociologist*, vol. 5, n° 2, p. 125-137.
- PEDERSEN Axel W., 2004, « Inequality as Relative Deprivation: A Sociological Approach to Inequality Measurement », *Acta Sociologica*, vol. 47, n° 1, p. 31-49.
- PETTIT Philip 1993, *The Common Mind. An Essay on Psychology, Society, and Politics*, New York, Oxford University Press.
- PFEFFER Fabian T., 2008, « Persistent Inequality in Educational Attainment and its Institutional Context », *European Sociological Review* (advance access published 1 Mai 2008), doi :10.1093/esr/jcn029.
- PHAN Denis, PAJOT Stephane, 2006, « Complex Behaviours in Binary Choice Models with Global or Local Social Influence », dans BRUUN Charlotte (dir.), 2006, *Advances in Artificial Economics. The Economy as a Complex Dynamic System*, Berlin, Springer, Series « Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems », vol. 584.
- Philosophy of Social Science*, 2004, vol. 34, n° 2-3, Special Issue « Systems and Mechanisms: A Symposium on Mario Bunge's Philosophy of Social Science ».
- PICKEL Andreas, 2004, « Introduction », *Philosophy of Social Science*, vol. 34, n° 2, p. 169-181.
- PIKETTY Thomas, 2004, *L'Économie des inégalités*, Paris, La Découverte.
- PISATI Maurizio, 1997, « Mobility Regimes and Generative Mechanisms: A Comparative Analysis of Italy and the United States », *European Sociological Review*, vol. 13, n° 2, p. 179-198.
- PISATI Maurizio, 2000, *La mobilità sociale*, Bologna, Il Mulino.
- PISATI Maurizio, 2002a, « La partecipazione al sistema scolastico », dans Antonio SCHIZZEROTTO (dir.), 2002, *Vite ineguali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea*, Bologna, Il Mulino, chap. 4, p. 141-186.
- PISATI Maurizio, 2002b, « Nelle stime non c'è certezza. Uso, abuso e non uso dell'inferenza statistica nella ricerca sociale », *Rassegna italiana di sociologia*, vol. 43, n° 1, p. 115-141.



- PISATI Maurizio, SCHIZZEROTTO Antonio, 1998, « La Mobilité sociale en Italie », *La revue toqueville/The Tocqueville Review*, vol. 19, n° 1, p. 159-172.
- PISATI Maurizio, SCHIZZEROTTO Antonio, 2004, « The Italian Mobility Regim: 1985-1997 », dans Richard BREEN (dir.), *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, chap. 6, p. 149-174.
- POITEVINEAU Jacques, 2004, « L'Usage des tests statistiques par les chercheurs en psychologie : aspects normatif, descriptif et prescriptif », *Mathématiques et Sciences Humaines*, vol 167, n° 3, p. 5-25.
- PÖNTINEN Seppo, 1982, « Models and Social Mobility Research: A Comparison of Some Log-Linear Models of a Social Mobility Matrix », *Quality and Quantity*, vol. 16, n° 2, p. 91-107.
- POWERS Dan A., XIE Yu, 2000, *Statistical Methods for Categorical Data Analysis*, San Diego, Academic Press.
- POPPER Karl, 1967, « La Rationalité et le statut du principe de rationalité », dans Emil M. CLAASEN (dir.), *Les Fondements philosophiques des systèmes économiques modernes*, Paris, Payot, p. 142-150.
- POULANTZAS Nicos, 1973, « On Social Classes », *New Left Review*, n° 78, p. 27-54.
- POULLAUEC Tristan, 2004, « Les Familles ouvrières face au devenir de leurs enfants », *Économie et Statistique*, n° 371, p. 3-22.
- PRETECEILLE Edmond, 1974, *Jeux, modèles et simulations. Critique des jeux urbains*, Paris, Mouton.
- PRETECEILLE Edmond, 2006, « La Ségrégation contre la cohésion sociale : la métropole parisienne », dans Hugues LAGRANGE (dir.), *L'Épreuve des inégalités*, Paris, PUF, p. 195-246.
- PRÉVOT Jean, 1985, « À propos d'indices et de comparaisons de proportions », *Revue française de sociologie*, vol. 26, n° 4, p. 601-628.
- PROST Antoine, 1981, *Histoire de l'enseignement et de l'éducation*, t. IV, *L'École et la Famille dans une société en mutation, depuis 1930*, Paris, Librairie Académique Perrin.
- PROST Antoine, 1997, *Éducation, société et politiques. Une histoire de l'enseignement de 1945 à nos jours*, Paris, édition du Seuil.
- RAFTERY Adrian E., 1986a, « Choosing Models for Cross-Classifications », *American Sociological Review*, vol. 51, n° 1, p. 145-146.
- RAFTERY Adrian E., 1986b, « A Note on Bayes Factors for Log-Linear Contingency Table Models with Vague Prior Information », *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, vol. 48, n° 2, p. 249-250.



- RAFTERY Adrian E., 2001, « Statistics in Sociology, 1950-2000 : A Selective Review », *Sociological Methodology*, vol. 31, p. 1-45.
- RAFTERY Adrian E., HOUT Michael, 1993, « Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform and Opportunity in Irish Education, 1921-1975 », *Sociology of Education*, vol. 66, n° 1, p. 41-62.
- RAGIN Charles C., 1987, *The Comparative Method. Moving beyond Qualitative and Quantitative Strategies*, Berkeley, University of California Press.
- RAGIN Charles C., 2000, *Fuzzy-Set Social Science*, Chicago, University of Chicago Press.
- RAGIN Charles C., BECKER Howard S., 1992, *What is a Case? Exploring the Foundations of Social Inquiry*, Cambridge, Cambridge University Press.
- RAYNAUD Dominique, 2003, *La Sociologie des controverses scientifiques*, Paris, PUF.
- RAYNAUD Dominique, 2006, *La Sociologie et sa vocation scientifique*, Paris, Hermann.
- RAMAT Eric., 2007, « Introduction to Discret Event Modelling and Simulation », dans Frédéric AMBLARD, Denis PHAN (dir.), *Agent Based Models and Simulation for Human and Social Sciences*, Oxford, The Bardwell Press, chap. 2, p. 35-61.
- RAUB Werner, 1982, « The Structural-Individualist Approach: Towards an Explanatory Sociology », dans Werner RAUB (dir.), *Theoretical Models and Empirical Analyses*, Utrecht, E. S. Publications, p. 3-40.
- RENAUT Alain, 2007, *Égalité et Discrimination*, Paris, Seuil.
- RESKIN Barbara F., 2003, « Including Mechanisms in our Models of Ascriptive Inequality », *American Sociological Review*, vol. 68, n° 1, p. 1-21.
- Revue Française de Sociologie*, 1995, vol. 36, n° 1, numéro spécial sur « Mobilité sociale. Histoire, outils d'analyse et connaissance de la société française ».
- Revue Française de Sociologie*, 2003, vol. 44, n° 2, numéro spécial sur « La théorie du choix rationnel. Les *Foundations of Social Theory* de James S. Coleman en débat ».
- RINGEN Stein, 2000, « Inequality and Its Measurement », *Acta Sociologica*, vol. 43, n° 1, p. 84.
- RINGEN Stein, 2007, *What Democracy Is for: On Freedom and Moral Government*, Princeton, Princeton University Press.
- RIOS Diego, 2004, « Mechanistic Explanations in the Social Science », *Current Sociology*, vol. 52, n° 1, p. 75-89.
- ROBERT Peter, BUKODI Erzsébet, 2004, « Changes in Intergenerational Class Mobility in Hungary, 1973-2000 », dans Richard BREEN (dir.), *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, p. 287-315.



ROSENFELD Rachel A., 1992, « Job Mobility and Career Processes », *Annual Review of Sociology*, vol. 18, p. 39-61.

RUTIGLIANO ENZO, 2001, *Teorie sociologiche classiche. Comte, Marx, Durkheim, Simmel, Weber, Pareto, Parsons*, Torino, Bollati Boringhieri.

SAMPSON Robert J., MORENOFF Jeffrey D., GANNON-ROWLEY Thomas, 2002, « Assessing Neighbourhood Effects: Social Processes and New Directions in Research », *Annual Review of Sociology*, vol. 28, p. 443-478.

SANDERS Lena, 2007, « Agent Models in Urban Geography », dans Frédéric AMBLARD, Denis PHAN (dir.), *Agent Based Models and Simulation for Human and Social Sciences*, Oxford, The Bardwell Press, chap. 7, p. 147-167.

SANTORO Marco, 2003, « Eventi e strutture: il positivismo narrativo di Andrew Abbott e l'eredità della scuola di Chicago », *Rassegna italiana di sociologia*, vol. 44, n° 4, p. 537-579.

SAUNDERS Peter, 1996, *Unequal but Fair? A Study of Class Barriers in Britain*, London, Institute of Economic Affairs.

SAVIDAN Patrick, 2007, *Repenser l'égalité des chances*, Paris, Grasset.

SAWYER Robert KEITH, 2001, « Emergence in Sociology: Contemporary Philosophy of Mind and Some Implications for Sociological Theory », *American Journal of Sociology*, vol. 107, n° 3, p. 551-585.

SAWYER Robert KEITH, 2003, « Artificial Societies. Multiagent Systems and the Micro-Macro Link in Sociological Theory », *Sociological Methods and Research*, vol. 31, n° 3, p. 325-363.

SAWYER Robert KEITH, 2004a, « The Mechanisms of Emergence », *Philosophy of the Social Sciences*, vol. 34, n° 2, p. 283-299.

SAWYER Robert KEITH, 2004b, « Social Explanation and Computational Simulation », *Philosophical Explorations*, vol. 7, n° 3, p. 219-231.

SAWYER Robert KEITH, 2005, *Social Emergence. Societies as Complex Systems*, Cambridge, Cambridge University Press.

SCHADEE Hans M. A., SCHIZZEROTTO Antonio, 1990, « Processi di mobilità maschili e femminili nell'Italia contemporanea », *Polis*, vol. 4, n° 1, p. 97-139.

SCHEFF Thomas J., 1992, « Rationality and Emotion », dans James S. COLEMAN, Thomas J. FARARO (dir.), *Rational Choice Theory. Advocacy and Critique*, Newbury Park, Calif., Sage, p. 101-119.

SCHELLING Thomas C., 1971, « Dynamic Models of Segregation », *Journal of Mathematical Sociology*, vol. 1, n° 2, p. 143-186.



- SCHELLING Thomas C., 1973. – « Hockey Helmets, Concealed Weapons and Daylight Saving. A Study of Binary Choices with Externalities », *Journal of Conflict Resolution*, vol. 17, n° 3, p. 381-428.
- SCHELLING Thomas C., 1978, *Micromotives and Macrobehaviour*, New York, Norton and Company.
- SCHIZZEROTTO Antonio, 1988, « Il concetto di classe sociale: rilevanza e limiti », dans Antonio SCHIZZEROTTO (dir.), *Classi sociali e società contemporanea*, Milano, FrancoAngeli, p. 15-68.
- SCHIZZEROTTO Antonio, 1990, « Stabilità e mutamento nelle diseguaglianze educative collegate alla classe di origine, al genere e all'appartenenza territoriale », *Scuola democratica*, n° 1 (gennaio-marzo), p. 60-72.
- SCHIZZEROTTO Antonio, 1993, « Problemi concettuali e metodologici nell'analisi delle classi sociali », dans Mauro PALUMBO. (dir.), *Classi, diseguaglianze e povertà. Problemi di analisi*, Milano, FrancoAngeli, p. 41-69.
- SCHIZZEROTTO Antonio, 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*, vol. 11, n° 3, p. 345-365.
- SCHIZZEROTTO Antonio, (dir.), 2002, *Vite ineguali. Disuguaglianze e corsi di vita nell'Italia contemporanea*, Bologna, Il Mulino.
- SCHULTZ Theodore W., 1961, « Investment in Human Capital », *The American Economic Review*, vol. 51, n° 1, p. 1-17.
- SCIOLLA Loredana, 2004, *La sfida dei valori. Rispetto delle regole e rispetto dei diritti in Italia*, Bologna, Il Mulino.
- SCOTT L. Feld, 1997, « Mathematics in Thinking about Sociology », *Sociological Forum*, vol. 12, n° 1, p. 3-9.
- SEN Amartya, 1973, *On Economic Inequality*, Oxford, Clarendon Press.
- SEN Amartya, 1992, *Inequality Re-Examined*, Oxford, Oxford University Press.
- SHAVIT Yossi, BLOSSFELD Hans-Peter (dir.), 1993, *Persistent Inequality: Changes Educational Attainment in Thirteen Countries*, Boulder, Westview Press.
- SHAVIT Yossi, WESTERBEEK Karin, 1998, « Educational Stratification in Italy: Reforms, Expansion and Equality of Opportunity », *European Sociological Review*, vol. 14, n° 1, p. 33-47.
- SICA Alan, 2004, « Why "Unobservables" Cannot Save General Theory: A Reply to Mahoney », *Social Forces*, vol. 83, n° 2, p. 457-488.
- SICHMAN Jaime S., CONTE Rosaria, GILBERT G. Nigel (dir.), 1998, *Multi-Agent Systems and Agent Based Simulation*, Berlin, Springer.

SIMON Herbert A., 1979, « Rational Decision Making in Business Organizations », *American Economic Review*, vol. 69, n° 4, p. 493-513.

SIMON Herbert A., 1996, *The Sciences of the Artificial*, Cambridge, MIT Press.

SIMON Herbert A., 1999, « Coping with Complexity », dans G.R.A.S.C.E., 1999, *Entre systémique et complexité, chemin faisant Mélanges en l'honneur du Professeur Jean-Louis Le Moigne*, Paris, PUF, p. 233-240.

SIMON Herbert A., IWASAKI Yumi, 1988, « Causal Ordering, Comparative Static, and near Decomposability », *Journal of Econometrics*, vol. 39, n° 1-2, p. 149-173.

Sistemi intelligenti, 2005, n° 1, numéro spécial « La simulazione sociale basata su agenti ».

SKVORETZ John, FARARO Thomas J., AGNEESSENS Filip, 2004, « Advances in Biased Net Theory: Definitions, Derivations, and Estimations », *Social Networks*, vol. 26, n° 2, p. 113-139.

SMITH Herbert L., GARNIER Maurice A., 1986, « Association between Background and Educational Attainment in France », *Sociological Methods and Research*, vol. 14, n° 3, p. 317-344.

SMITS Jeroen, ULTEE Wout, LAMMERS John C., 1998, « Educational Homogamy in 65 Countries: An Explanation of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables », *American Sociological Review*, vol. 63, n° 2, p. 264-285.

SNIJDERS Tom A. B., 1996, « Stochastic Actor-Oriented Models for Network Change », *Journal of Mathematical Sociology*, vol. 21, n° 2, p. 149-172.

SNIJDERS Tom A. B., 2001, « The Statistical Evaluation of Social Network Dynamics », *Sociological Methodology*, vol. 31, p. 361-395.

SNIJDERS Tom A. B., VAN DUIJN Marijtje A. J., 1997, « Simulation for Statistical Inference in Dynamic Network Models », dans Rosaria CONTE, Rainer HEGSELMANN, Pietro TERNA (dir.), *Simulating Social Phenomena*, Berlin, Springer, p. 493-512.

SOBEL Michael E., 2006, « *Spatial Concentration and Social Stratification : Does the Clustering of Disadvantage "Beget" Bad Outcomes?* », dans Samuel BOWLES, Steven N. DURLAUF, Karla HOFF (dir.), *Poverty Traps*, New York, Russell Sage Foundation, p. 204-229.

Social science computer review, 1988, vol. 6, n° 1 « Symposium on Computerized Simulation in the Social Sciences ».

Sociological forum, 1997, vol. 12, n° 1, Special Issue « Mathematics in Thinking about Sociology ».

Sociological Methods and Research, 1996, vol. 25, n° 1, Special Issue « Artificial Intelligence and Computational Theorizing and Methods within Sociology ».

- Sociological Methods and Research*, 2004, vol. 33, n° 2, Special Issue « Model Section ».
- Sociological perspectives*, 1995, vol. 38, n° 4, Special Issue « Computer Simulations and Sociological Theory ».
- Sociological theory*, 2000, vol. 18, n° 3, « A Symposium on Formal Theory ».
- Sociologie et Société*, 2002, vol. 34, n° 1 (printemps), numéro spécial « La Théorie du choix rationnel contre les sciences sociales ? Bilan des débats contemporains ».
- SORENSEN Aage B., 1976, « Models and Strategies in Research on Attainment and Opportunity », *Social Science Information*, vol. 15, n° 1, p. 71-91.
- SORENSEN Aage B., 1998, « Theoretical Mechanisms and the Empirical Study of Social Processes », dans Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG (dir.), *Social Mechanisms. An Analytical Approach to Social Theory*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 238-266.
- SOROKIN Pitirim A., 1927, *Social Mobility*, New York, Harper and Bross.
- SPENCE Michael, 1973, « Job Market Signalling », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 87, n° 3, p. 355-374.
- SQUAZZONI Flaminio, BOERO Riccardo, 2005, « Towards an Agent-Based Computational Sociology. Good Reasons to Strengthen Cross-Fertilization between Complexity and Sociology », dans Leopold M. STONEHAM (dir.), *Advances in Sociology Research*, New York, Nova Science Publishers, vol. 2, p. 103-133.
- STEPHAN Achim, 1999, « Varieties of Emergentism », *Evolution and Cognition*, vol. 5, n° 1, p. 49-59.
- STEPHAN Achim, 2002, « Emergentism, Irreducibility and Downward Causation », *Grazer Philosophische Studien*, vol. 65, p. 77-93.
- STEYER Alexandre, ZIMMERMANN Jean-Benoit, 2004, « Influence sociale et diffusion de l'innovation », *Mathématiques et Sciences Humaines*, vol. 168, n° 4, p. 43-57.
- STIER Haya, GRUSKY David B., 1990, « An Overlapping Persistence Model of Career Mobility », *American Sociological Review*, vol. 55, n° 5, p. 736-756.
- STINCHCOMBE Arthur L., 1991, « The Condition of Fruitfulness of Theorizing about Mechanism in Social Science », *Philosophy of the Social Sciences*, vol. 21, n° 3, p. 367-388.
- STOCKÉ Volker, 2007, « Explaining Educational Decision and Effects of Families Social Class Position: An Empirical Test of the Breen-Goldthorpe Model of Educational Attainment », *European Sociological Review*, vol. 23, n° 4, p. 505-519.
- SWIFT Adam, 2004, « Would Perfect Mobility be Perfect? », *European Sociological Review*, vol. 20, n° 1, p. 1-11.



TAO Lin, WINSHIP Christopher, 2001, « Comment: Modeling Social Interdependence. Is it in the Structure or in Our Hearts? », *Sociological Methodology*, vol. 31, p. 97-106.

TASSO Anne, 2003, *Le Livre de Java : Premier langage*, Paris, Eyrolles.

TERNA Pietro, 1998, « Simulation Tools for Social Scientists: Building Agent Based Models with SWARM », *Journal of Artificial Societies and Social Simulation*, vol. 1, n° 2, [en ligne], < <http://www.soc.surrey.ac.uk/JASSS/1/2/4.html> >.

TERNA Pietro, BOERO Riccardo, MORINI Matteo, SONNESSA Michele (dir.), 2006, *Modelli per la complessità – La simulazione ad agenti in economia*, Bologna, Il Mulino.

The American Behavioral Scientist, 1965, vol. 8, n° 9, Special Issue « Social Research with the Computer ».

The American Behavioral Scientist, 1999, vol. 42, n° 10, Special Issue « Computer Simulation in the Social Sciences ».

The Journal of Mathematical Sociology, 1984, vol. 10, n° 3-4, Special Issue « Mathematical Ideas and Sociological Theory ».

The Journal of Mathematical Sociology, 1990, vol. 15, n° 2, Special Issue « Computer Simulation in Sociology ».

The Journal of Mathematical Sociology, 1997, vol. 22, n° 1, Special Issue « Computation Organisation Theory ».

THÉLOT Claude, 1982, *Tel père, tel fils ? Position sociale et origine sociale*, Paris, Dunod.

THÉLOT Claude, VALLET Louis-André, 2000, « La Réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle », *Economie et Statistique*, vol. 334, n° 4, p. 3-32.

THUROW Lester C., 1972, « Education and Economic Equality », *Public Interest*, vol. 28, p. 66-81.

TILLY Charles, 2001, « Mechanisms in Political Processes », *Annual Review in Political Science*, vol. 4, p. 21-41.

TILLY Charles, 2004, « Observations of Social Processes and Their Formal Representations », *Sociological Theory*, vol. 22, n° 4, p. 595-602.

TREIMAN Donald J., 1970, « Industrialization and Social Stratification », dans Edward O LAUMANN (dir.), *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*, Indianapolis, Bobbs-Merrill, p. 207-234.

TREIMAN Donald J., GANZEBOOM Harry G. B., 2000, « The Fourth Generation of Comparative Stratification Research », dans Stella R. QUAH, Arnaud SALES (dir.), *The International Handbook of Sociology*, Thousand Oaks, CA, Sage, p. 123-150.



- TREIMAN Donald J., YIP Kam-Bor, 1989, « Educational and Occupational Attainment in 21 Countries », dans Melvin L. KOHN (dir.), *Cross-National Research in Sociology*, Newbury Park, Sage, p. 373-394.
- TROITZSCH Klaus G., 1997, « Social Science Simulation – Origins, Prospects, Purposes », dans Rosaria CONTE, Rainer HEGSELMANN, Pietro TERNA (dir.), *Simulating Social Phenomena*, Berlin, Springer, p. 41-54.
- UDEHN Lars, 2001, *Methodological Individualism. Background, History and Meaning*, London, Routledge.
- UDEHN Lars, 2002, « The Changing Face of Methodological Individualism », *Annual Review of Sociology*, vol. 28, p. 167-195.
- VALLET Louis-André, 1988, « L'Inégalité des chances : un modèle d'évolution », *Revue française de sociologie*, vol. 29, n° 3, p. 395-423.
- VALLET Louis-André, 1999, « Quarante années de mobilité sociale en France. L'évolution de la fluidité sociale à la lumière de modèles récents », *Revue française de sociologie*, vol. 40, n° 1, p. 5-64.
- VALLET Louis-André, 2001, « La Mesure des évolutions des inégalités sociales et scolaires en longue période », dans Raymond BOUDON, Nathalie BULLE, Mohamed CHERKAoui (dir.), *École et Société. Les paradoxes de la démocratie*, Paris, PUF, p. 187-206.
- VALLET Louis-André, 2002, « Modéliser la variation d'une association statistique selon le temps : avancées récentes », *Actes du troisième colloque francophone sur les sondages* « Sondage, statistique, société », Grenoble, 17 et 18 octobre, p. 103-106.
- VALLET Louis-André, 2003, « Analyser les évolutions des inégalités sociales d'accès à l'élite scolaire », *Économie et statistique*, vol. 361, p. 48-52.
- VALLET Louis-André, 2004a, « Change in Intergenerational Class Mobility in France from the 1970s to the 1990s and Its Explanation: An Analysis Following the Casmin Approach », dans Richard BREEN (dir.), *Social Mobility in Europe*, Oxford, Oxford University Press, p. 115-147.
- VALLET Louis-André, 2004b, « Modélisation log-linéaire et log-multiplicative des tableaux de contingence – Éléments de Cours - », *Point-Recherche CREST*, vol. 20.
- VALLET Louis-André, 2005a, « Fluidité », dans Mohamed CHERKAoui, Raymond BOUDON, Philippe BESNARD, Bernard-Pierre LÉCUYER (dir.), 2005 [1989], *Dictionnaire de Sociologie*, Paris, Larousse, p. 100-101.
- VALLET Louis-André, 2005b, « Variables contextuelles *versus* variables individuelles et familiales : quel est le poids des premières comparativement aux secondes ? », *Lettre du Crest*, vol. 58, p. 1-3.
- VALLET Louis-André, 2006, « Une société plus ouverte : la France entre 1970 et 1993 », dans Hugues LAGRANGE (dir.), *L'Épreuve des inégalités*, Paris, PUF, p. 113-152.



VALLET Louis-André, 2007, « Sur l'origine, les bonnes raisons de l'usage, et la fécondité de l'odds ratio », *Courrier des statistiques*, n° 121-122, p. 59-65.

VAN DEN BERG Axel, 1998, « Is Sociological Theory Too Grand for Social Mechanisms? », dans Peter HEDSTRÖM, Richard SWEDBERG (dir.), *Social Mechanisms. An Analytical Approach to Social Theory*, Cambridge, Cambridge University Press, p. 204-237.

VAN ZANTEN Agnès, 2004, *Les Politiques de l'éducation*, Paris, PUF.

VAN ZANTEN Agnès, 2006, « Les Choix scolaires dans la banlieue parisienne : défection, prise de parole et évitement de la mixité », dans Hugues LAGRANGE (dir.), *L'Épreuve des inégalités*, 2006, Paris, PUF, p. 315-350.

VASCONCELLOS Maria, 2004, *Le Système éducatif*, Paris, La Découverte.

VASCONCELLOS Maria, 2006, *L'Enseignement supérieur en France*, Paris, La Découverte.

VEBLEN Thorstein, 1899, *The Theory of the Leisure Class*, New York, Macmillan Company.

VERMUNT Jeroen K., 1996, *Log-Linear Event History Analysis: A General Approach with Missing Data, Unobserved Heterogeneity and Latent Variables*, Tilburg, Tilburg University Press.

VERMUNT Jeroen K., 1997, *Lem: A General Program for the Analysis of Categorical Data*, Tilburg, Tilburg University, [en ligne], < <http://spitswww.uvt.nl/~vermunt> >.

WATTS Duncan J., 1999, « Networks, Dynamics, and the Small-World Phenomenon », *American Journal of Sociology*, vol. 105, n° 2, p. 493-527.

WATTS Duncan J., 2004, « The "New" Science of Networks », *Annual Review of Sociology*, vol. 30, p. 243-270.

WATTS Duncan J., STROGATZ Steven H., 1998, « Collective Dynamics of "Small-World" Networks », *Nature*, vol. 393, n° 4, p. 440-442.

WEAKLIEM David L., 1999, « A Critique of the Bayesian Information Criterion for Model Selection », *Sociological Methods and Research*, vol. 27, n° 3, p. 398-402.

WEBER Max, 1903-1906, « Roscher et Knies e i problemi logici dell'economia politica di indirizzo storico », dans Max WEBER, 2001, *Saggi sul metodo delle scienze storico-sociali*, traduction italienne établie par Pietro Rossi, Milano, Edizioni di comunità, p. 9-136.

WEBER Max, 1906, « Études critiques pour servir à la logique des sciences de la culture », dans Max WEBER, 1992, *Essai sur la théorie de la science*, traduction française établie par Julien FREUND, Paris, Plon, p. 203-299.

WEBER Max, 1913, « Essai sur quelques catégories de la sociologie compréhensive », dans Max WEBER, 1992, *Essai sur la théorie de la science*, traduction française établie par Julien FREUND, Paris, Plon, p. 301-364.



- WEBER Max, 1917, « Essai sur le sens de la “neutralité axiologique” dans les sciences sociologiques et économiques », dans Max WEBER, 1992, *Essai sur la théorie de la science*, traduction française établie par Julien FREUND, Paris, Plon, p. 365-433.
- WEBER Max, 1919, « Le Métier et la vocation de savant », dans Max WEBER, 1963, *Le Savant et le Politique*, traduction française, Paris, Union générale d'éditions.
- WEBER Max, 1995 [1922], *Économie et Société* (t. I), traduction française sous la direction de Jacques CHAVY, Éric DE DAMPIERRE, Paris, Plon.
- WEISBUCH Gerard, 1989, *Complex Systems Dynamics*, Redwood City, Addison Wesley.
- WEJNERT Barbara, 2002, « Integrating Models of Diffusion of Innovations: A Conceptual Framework », *Annual Review of Sociology*, vol. 28, p. 297-326.
- WHICKER Marcia Lynn, SIGELMAN Lee, 1991, *Computer Simulation Applications: An Introduction*, Newbury Park, Sage.
- WHITE Harrison C., 1970, *Chains of Opportunity. System Models of Mobility in Organizations*, Cambridge, Harvard University Press.
- WINSHIP Christopher, MARE Robert D., 1984, « Regression Models with Ordinal Variables », *American Sociological Review*, vol. 49, n° 4, p. 512-525.
- WIPPLER Reinhard, 1978, « The Structural-Individualistic Approach in Dutch Sociology », *The Netherlands Journal of Sociology*, n° 14, p. 135-155.
- WONG Raymond Sin-Kwok, 1990, « Understanding Cross-National Variation in Occupational Mobility », *American Sociological Review*, vol. 55, n° 4, p. 560-573.
- WONG Raymond Sin-Kwok, 1994, « Model Selection Strategies and the Use of Association Models to Detect Group Differences », *Sociological Methods and Research*, vol. 22, n° 4, p. 460-491.
- WONG Raymond Sin-Kwok, 2003, *Introduction to Log-Linear Modeling*, University of California-Santa Barbara, [en ligne], < www.socwkp.sinica.edu.tw >.
- WRIGHT Erik Olin, 1985, *Classes*, London, Verso editions.
- WRIGHT Erik Olin, 1989, « The Comparative Project on Class Structure and Class Consciousness: An Overview », *Acta Sociologica*, vol. 32, n° 1, p. 3-22.
- WRIGHT Erik Olin, 2005, *Approaches to Class Analysis*, Cambridge, Cambridge University Press.
- WU Lawrence L., 2000, « Some Comments on “Sequence Analysis and Optimal Matching Methods in Sociology”: Review and Prospect », *Sociological Methods Research*, vol. 29, n° 1, p. 41-64.
- XIE Yu, 1992, « The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables », *American Sociological Review*, vol. 57, n° 3, p. 380-395.

XIE Yu, 1998, « Comment : The Essential Tension between Parsimony and Accuracy », *Sociological Methodology*, vol. 28, p. 231-236.

YAMAGUCHI Kazuo, 1998, « Comment: Some Alternative Ways to Formulate Regression-Type Models for Three-Way Contingency Table Analysis to Enhance the Interpretability of Results », *Sociological Methodology*, vol. 28, p. 237-247.



ANNEXES

Annexe 1 : Les figures et tableaux

Figure 1.
Rôle du « mécanisme » dans l'explication

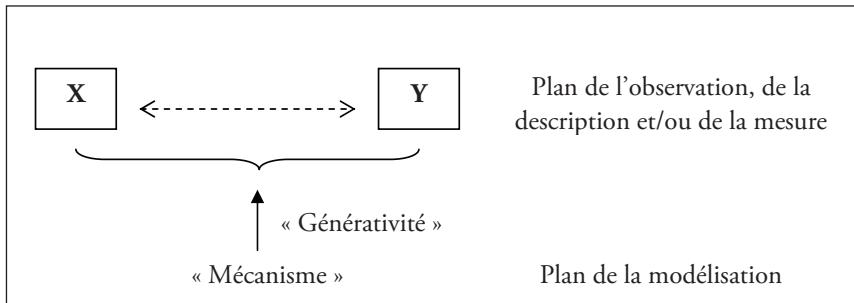
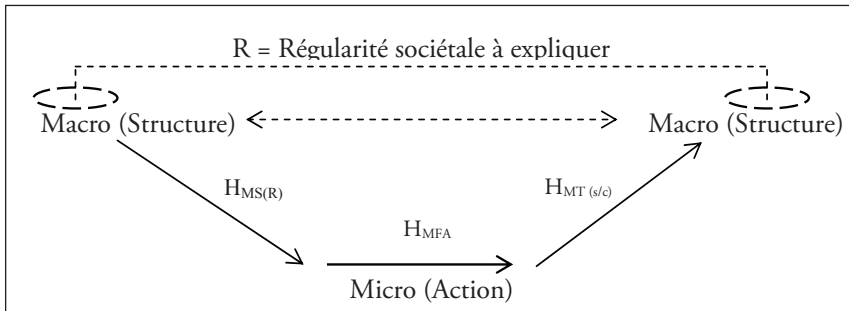
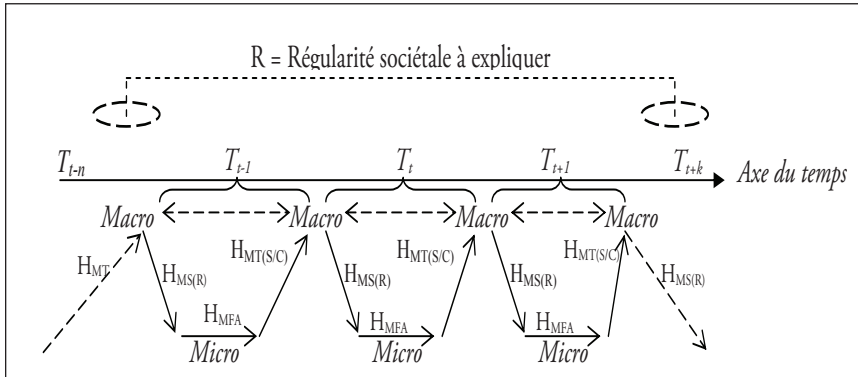


Figure 2.
Forme statique d'un « modèle générateur »



Note : $H_{MS(R)}$ = hypothèses sur des « mécanismes situationnels (relationnels) » ; H_{MFA} = hypothèses sur des « mécanismes de formation de l'action » ; $H_{MT(s/c)}$ = hypothèses sur des « mécanismes de transformation (simple ou complexe) ».

Figure 3.
Forme dynamique d'un « modèle générateur »



Note : $H_{MS(R)}$ = hypothèses sur des « mécanismes situationnels (relationnels) » ; H_{MFA} = hypothèses sur des « mécanismes de formation de l'action » ; $H_{MT(s/c)}$ = hypothèses sur des « mécanismes de transformation » (simple ou complexe).

260

Figure 4.
Stylisation du programme de recherche sous-jacent à l'ouvrage

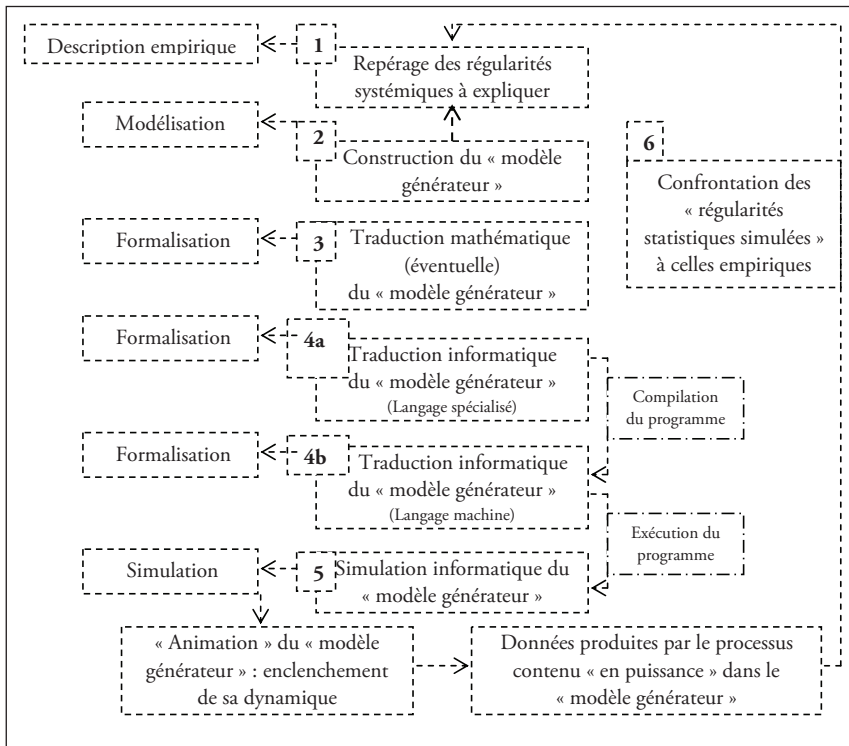
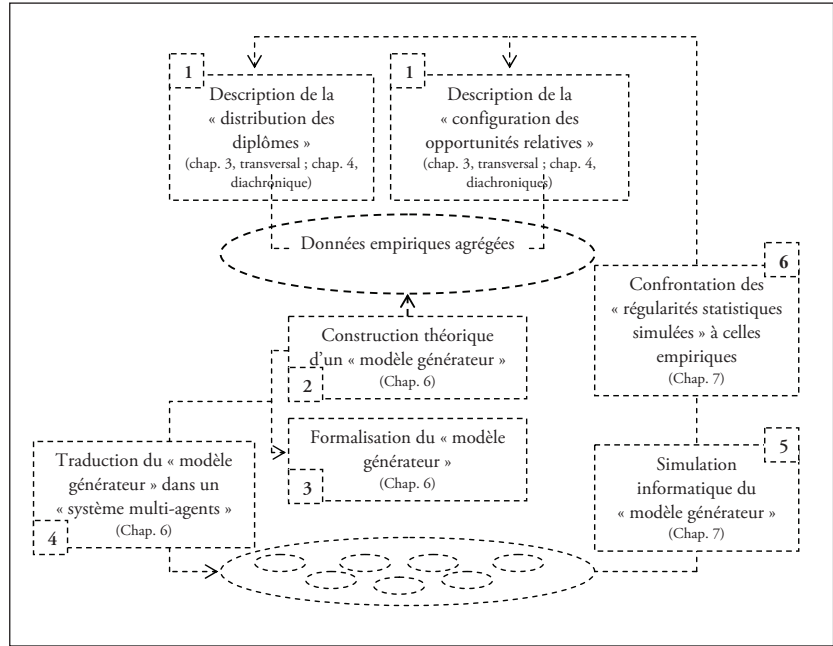


Figure 5.
Application à l'étude de la stratification éducative du programme de recherche ébauché
au chapitre 1



Note : a) le nombre des encadrés indiquent l'ordre de succession des étapes ; b) les petites ellipses en pointillé représentent les « agents » dont les actions et les interactions sont gérées par le « modèle générateur ».

Figure 6.
Distribution des diplômes dans la population

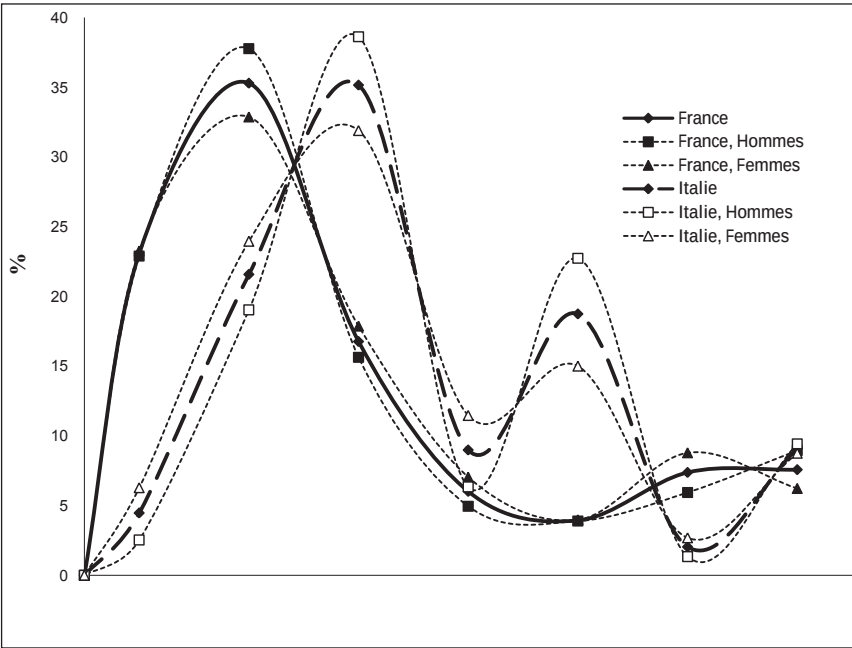
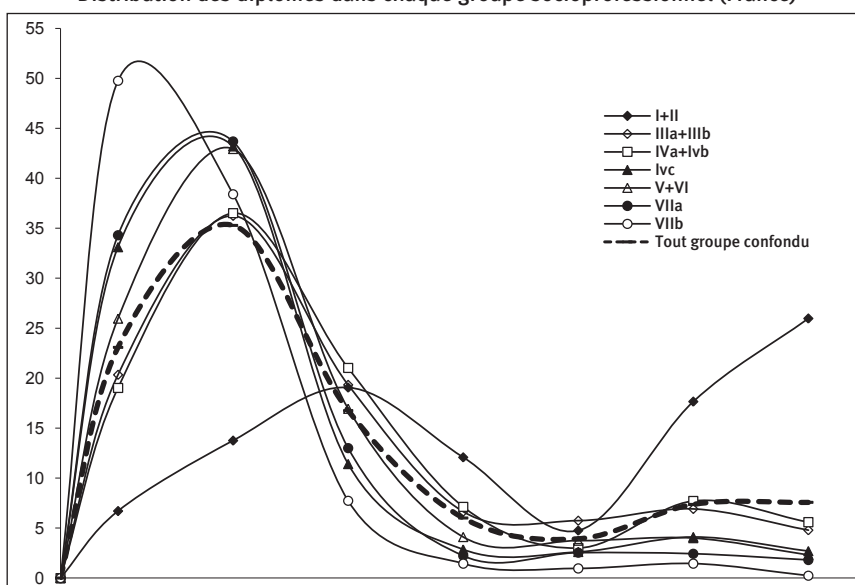


Figure 7a.
Distribution des diplômes dans chaque groupe socioprofessionnel (France)



Source : France : Enquête Formation-Qualification professionnelle, INSEE 1993 ; Italie : Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane, ILFI, 1999.

Champ : Répondants hommes et femmes âgés entre 25 et 64 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle : France : N=15776 (Hommes : N = 7805 ; Femmes : N=7971) ; Italie : N=7440 (Hommes : N = 3559 ; Femmes : N=3841).

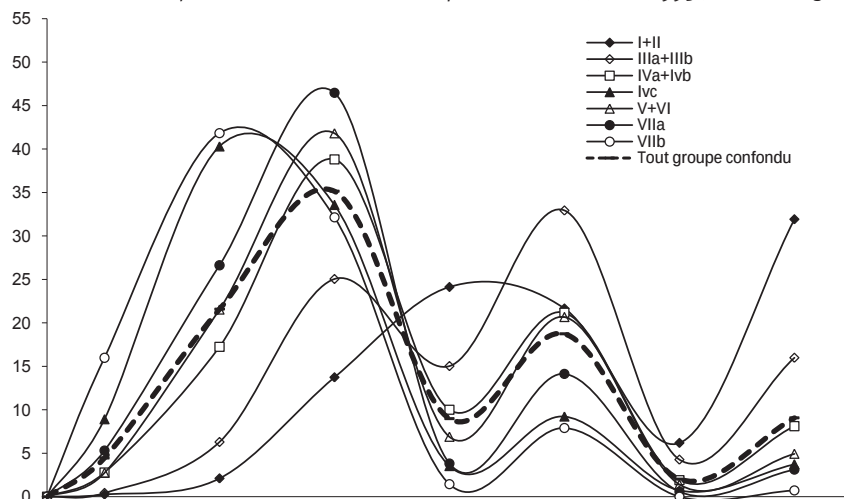
Diplômes : 1a = Sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEP (2a) ou BEPC (2b) ; 2c_gen = Baccalauréat général ; 2c_voc = Baccalauréat technologique ou professionnels ; 3a = Diplômes de l'enseignement supérieur court ; 3b = Diplômes de l'enseignement supérieur long.

Groupes socioprofessionnels : I+II = Professions libérales et intellectuelles, directeurs et administrateurs d'entreprises, entrepreneurs, cadres administratifs et commerciaux, ingénieurs et cadres techniques, etc. ; IIIa+IIIb = Employés de la fonction publique, employés administratifs d'entreprise, employés de commerce, autres personnels de service ; IVa+IVb = Petits indépendants (artisans et commerçants avec et sans employés) ; IVc = Indépendants du secteur primaire ; V+VI = Techniciens, contremaîtres, ouvriers qualifiés ; VIIa = Ouvriers semi qualifiés ou non qualifiés du secteur industriel et des services ; VIIb = Ouvriers agricoles et, plus en général, du secteur primaire.

Figure 7b.

Distribution des diplômes dans chaque groupe socioprofessionnel (Italie)

Source : France : Enquête Formation-Qualification professionnelle, INSEE 1993 ; Italie : Indagine



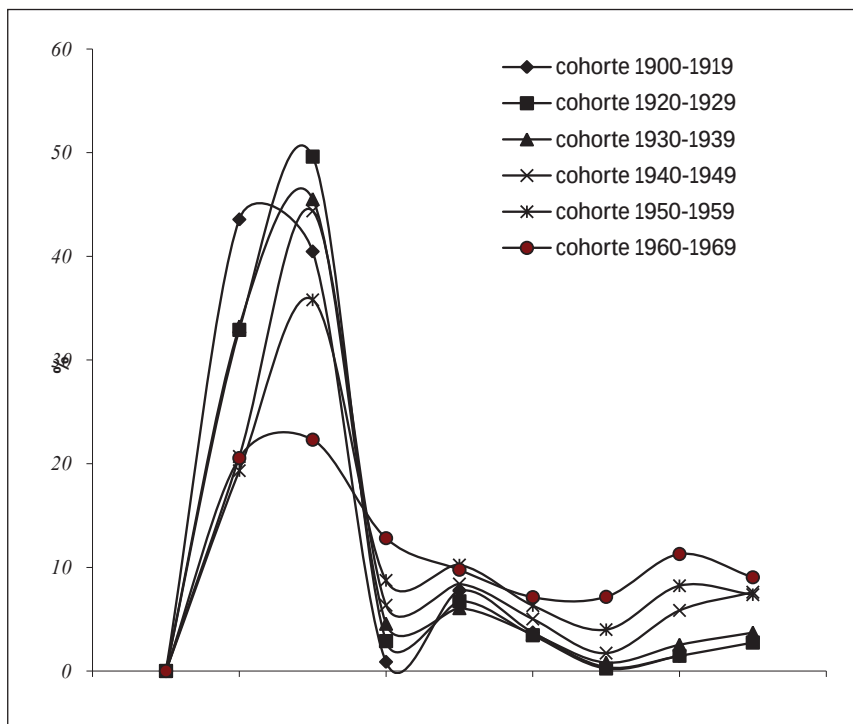
Longitudinale sulle Famiglie Italiane, ILFI, 1999.

Champ : Répondants hommes et femmes âgés entre 25 et 64 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle : France : N=15776 (Hommes : N = 7805 ; Femmes : N=7971) ; Italie : N=7440 (Hommes : N = 3559 ; Femmes : N=3841).

Diplômes : 1a = Sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEP (2a) ou BEPC (2b) ; 2c_gen = Baccalauréat général ; 2c_voc = Baccalauréat technologique ou professionnels ; 3a = Diplômes de l'enseignement supérieur court ; 3b = Diplômes de l'enseignement supérieur long.

Groupes socioprofessionnels : I+II = Professions libérales et intellectuelles, directeurs et administrateurs d'entreprises, entrepreneurs, cadres administratifs et commerciaux, ingénieurs et cadres techniques, etc. ; IIIa+IIIb = Employés de la fonction publique, employés administratifs d'entreprise, employés de commerce, autres personnels de service ; IVa+IVb = Petits indépendants (artisans et commerçants avec et sans employés) ; Ivc = Indépendants du secteur primaire ; V+VI = Techniciens, contremaîtres, ouvriers qualifiés ; VIIa = Ouvriers semi qualifiés ou non qualifiés du secteur industriel et des services ; VIIb = Ouvriers agricoles et, plus en général, du secteur primaire.

Figure 8a.
Distribution des diplômes selon la cohorte de naissance des individus (France)



Source : France : Compilation Enquête Formation-Qualification professionnelle 1985, 1993 (INSEE) ; Italie : Compilation indagine italiana di mobilità (1985) et Indagine longitudinale sulle famiglie italiane (ILFI) 1999.

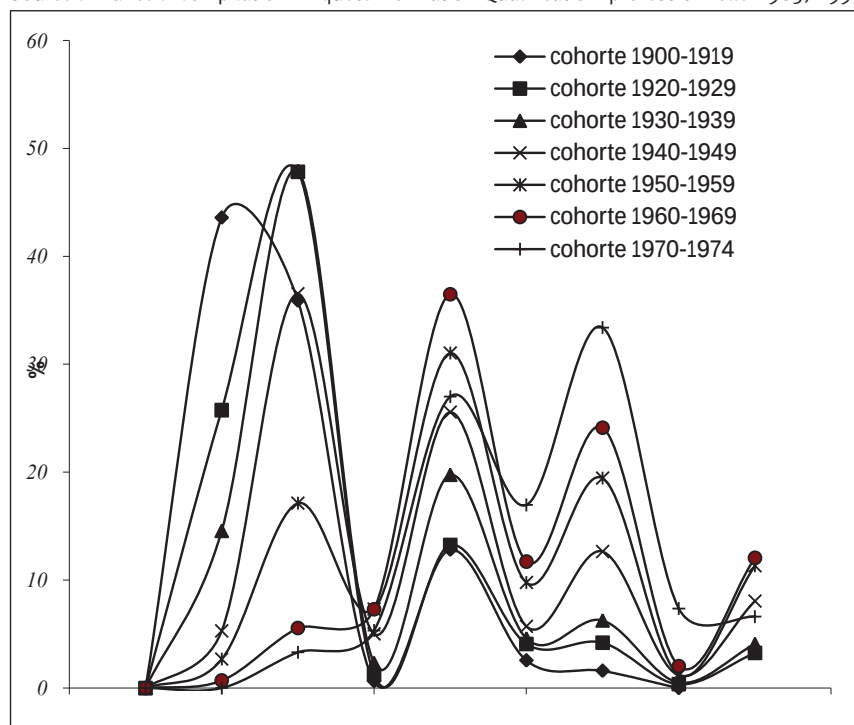
Champ : Répondants hommes et femmes âgés d'au moins 25 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle : France : N= 47882 ; Italie : N=12439.

Légende : 1a = Sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a = diplômes de type BEP ; 2b= diplômes de type BEPC ; 2c_gen = Baccalauréat général ; 2c_voc = Baccalauréat technologique ou professionnels ; 3a = Diplômes de l'enseignement supérieur court ; 3b = Diplômes de l'enseignement supérieur long.

Figure 8b.

Distribution des diplômes selon la cohorte de naissance des individus (Italie)

Source : France : Compilation Enquête Formation-Qualification professionnelle 1985, 1993



(INSEE) ; Italie : Compilation Indagine italiana di mobilità (1985) et Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane (ILFI) 1999.

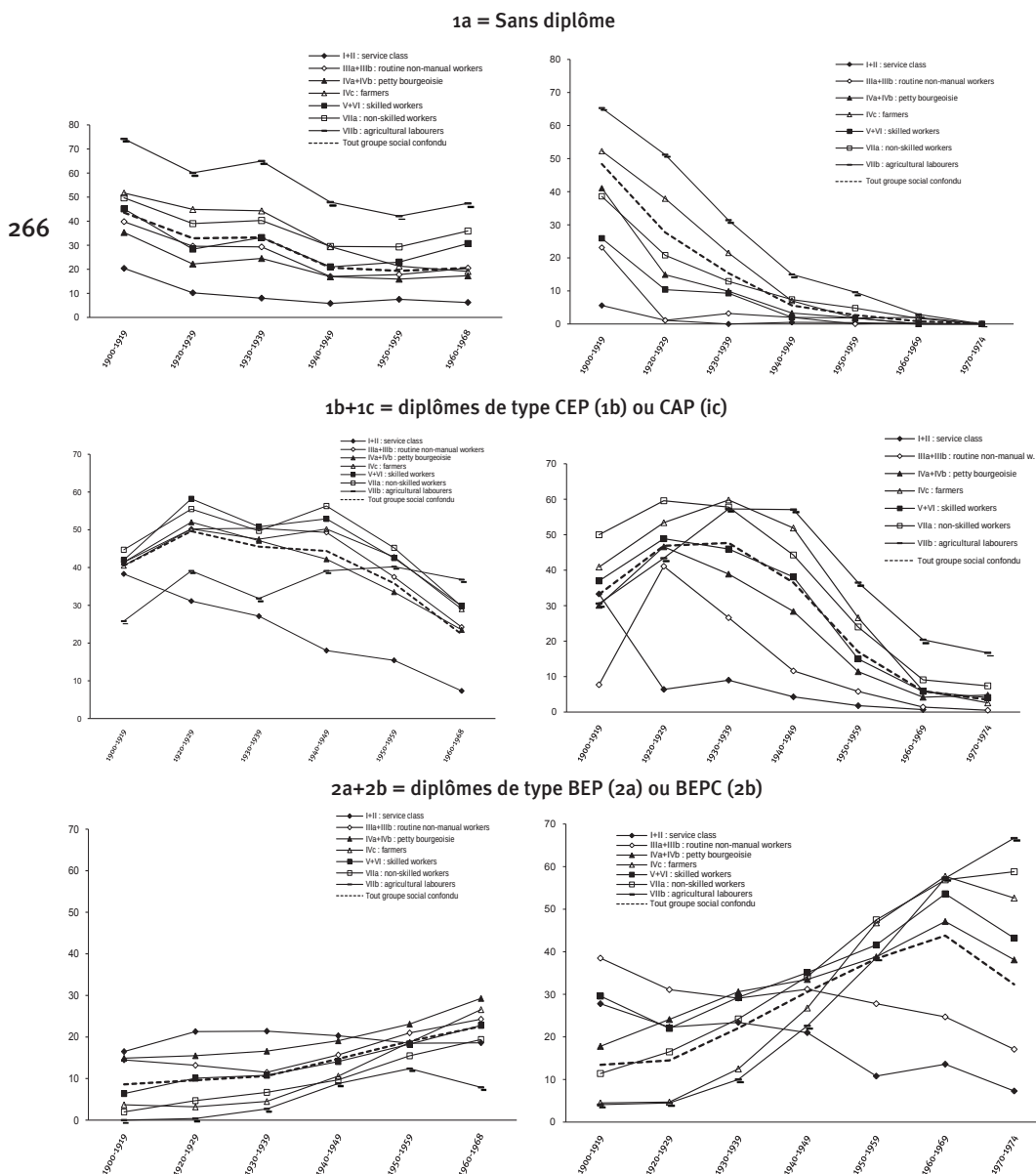
Champ : Répondants hommes et femmes âgés d'au moins 25 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle : France : N= 47882 ; Italie : N=12439.

Légende : 1a = Sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a = diplômes de type BEP ; 2b= diplômes de type BEPC ; 2c_gen = Baccalauréat général ; 2c_voc = Baccalauréat technologique ou professionnels ; 3a = Diplômes de l'enseignement supérieur court ; 3b = Diplômes de l'enseignement supérieur long.

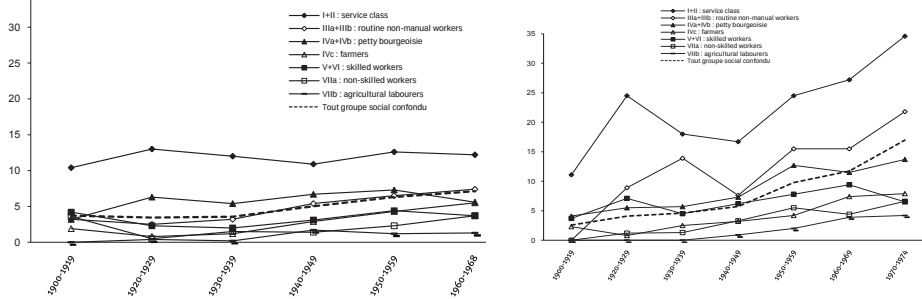
Figure 9.

Pourcentage d'individus ayant obtenu tel ou tel diplôme au sein de chaque groupe, selon la cohorte (France, à gauche ; Italie, à droite)

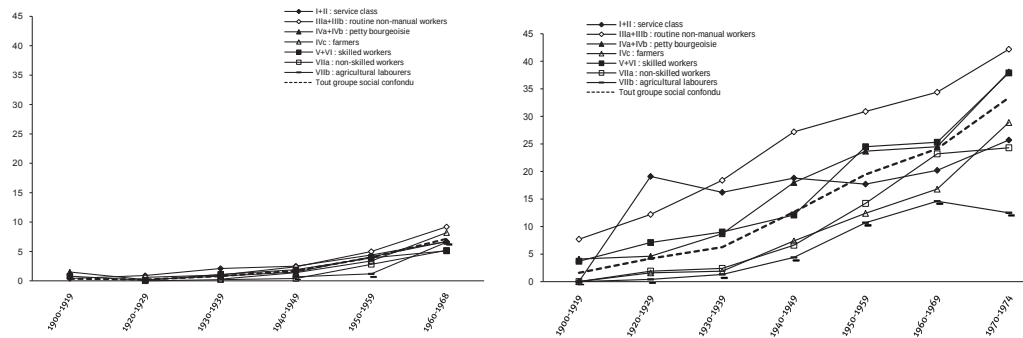
Source : France : Compilation Enquête Formation-Qualification professionnelle 1985, 1993 (INSEE) ; Italie : Compilation Indagine italiana di mobilità (1985) et Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane (ILFI) 1999. Champ : Répondants hommes et femmes âgés d'au moins 25 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle : France : N= 47882 ; Italie : N=12439. Groupes socioprofessionnels (cf. fig. 7a pour les étiquettes) :



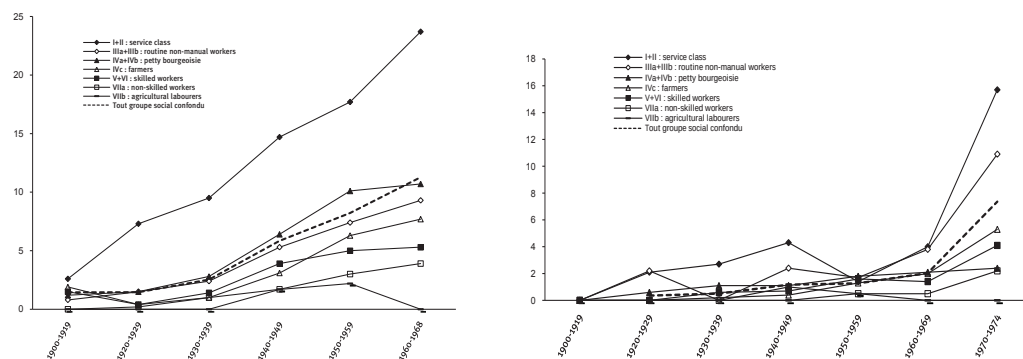
2c_voc = Baccalauréat technologique ou professionnels



2c_gen = Baccalauréat général



3a = Diplômes de l'enseignement supérieur court



3b = Diplômes de l'enseignement supérieur long

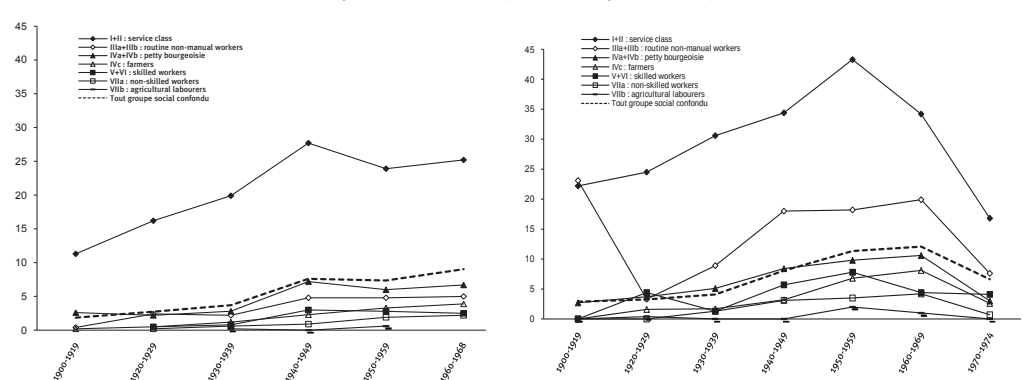
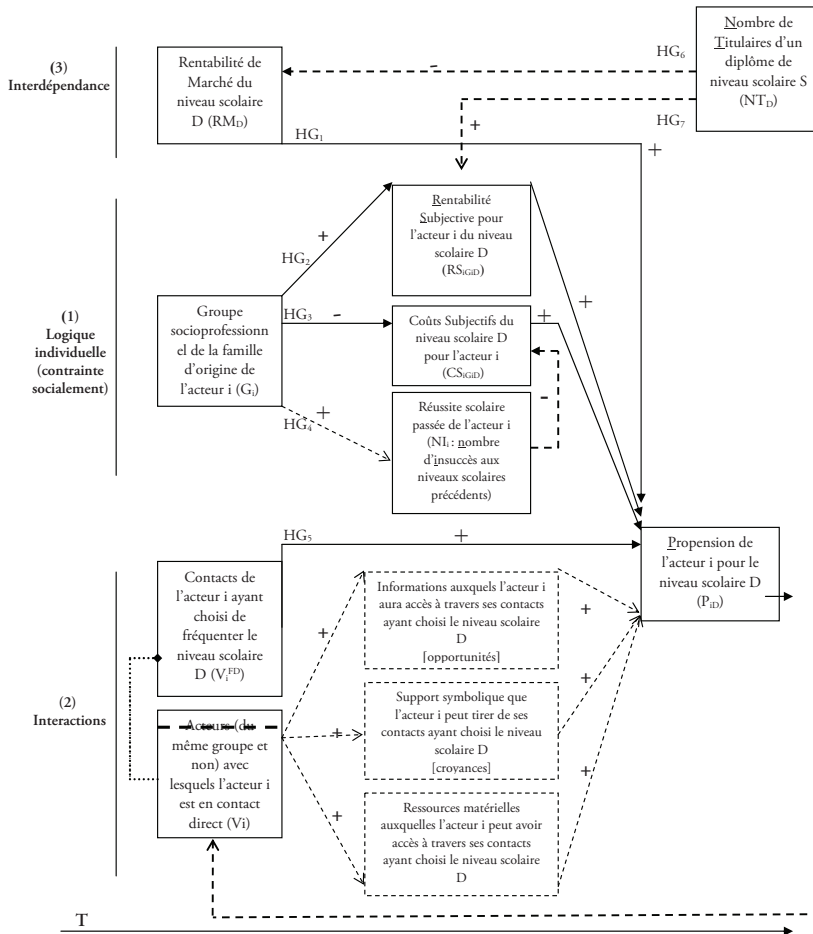


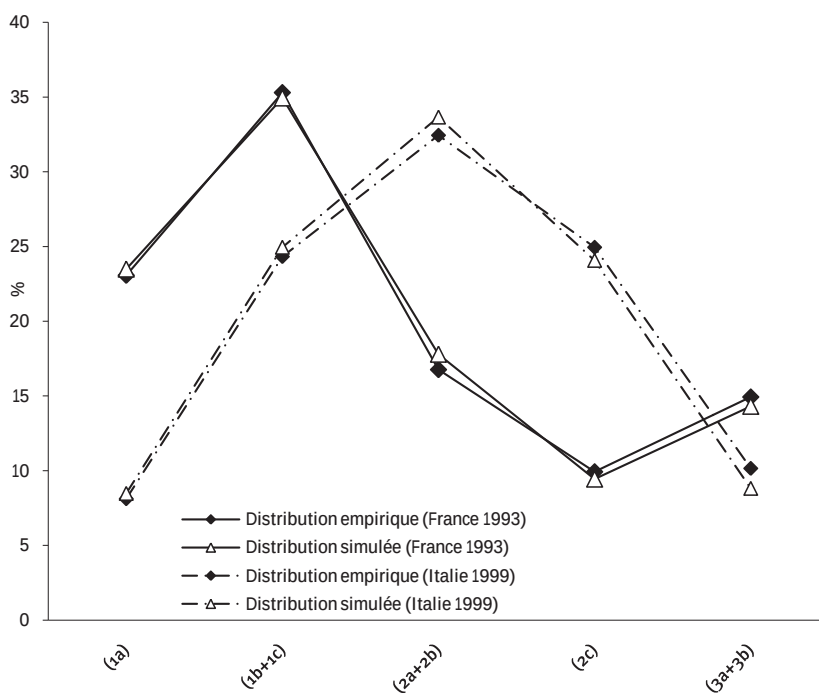
Figure 10.
Configuration analytique des hypothèses génératives (HG) constitutive du “Modèle du
Choix Éducatif Interdépendant” (MCEI)



Nota : Lire de la façon suivante : “Plus la rentabilité de marché [...] est élevée, plus la propension [...] sera élevée” ; “plus le groupe social [...] est élevé, plus (moins) l'acteur évaluera (réussira) [...]” ; plus les contacts de l'acteur ayant choisi [...] sont nombreux, plus la propension de l'acteur [...] ; etc.”.

Flèches avec trait fin : éléments qui ne sont pas formalisés explicitement ; flèches avec trait épais : relations qui se créent de façon endogène avec le passage du temps (T) ; flèches en pointillé : elles signalent une opération d'agrégation endogène répétée dans le temps (T).

Figure 11.
Distribution des diplômes dans la population.
Systèmes multi-agents mettant en œuvre le MCEI et sociétés réelles.
(Pourcentages calculés à partir des données reportées dans le tableau 7)



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=15776 ; Italie : N=8566).

France 1993

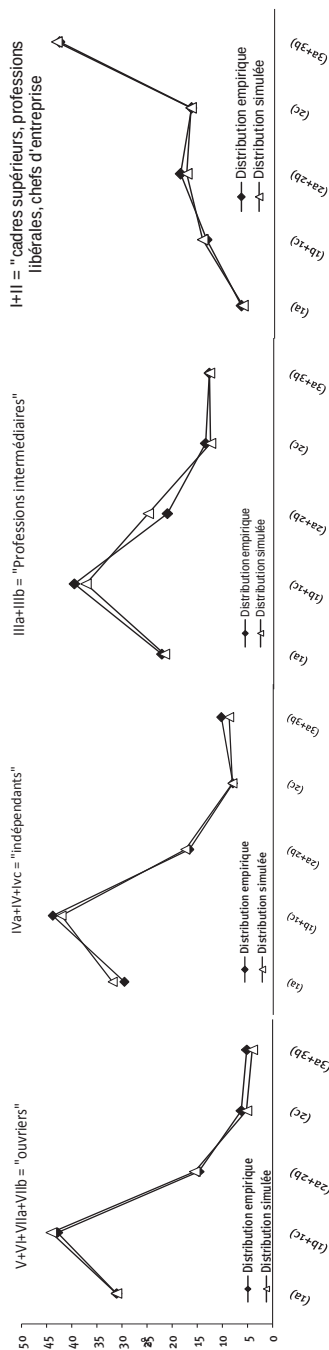
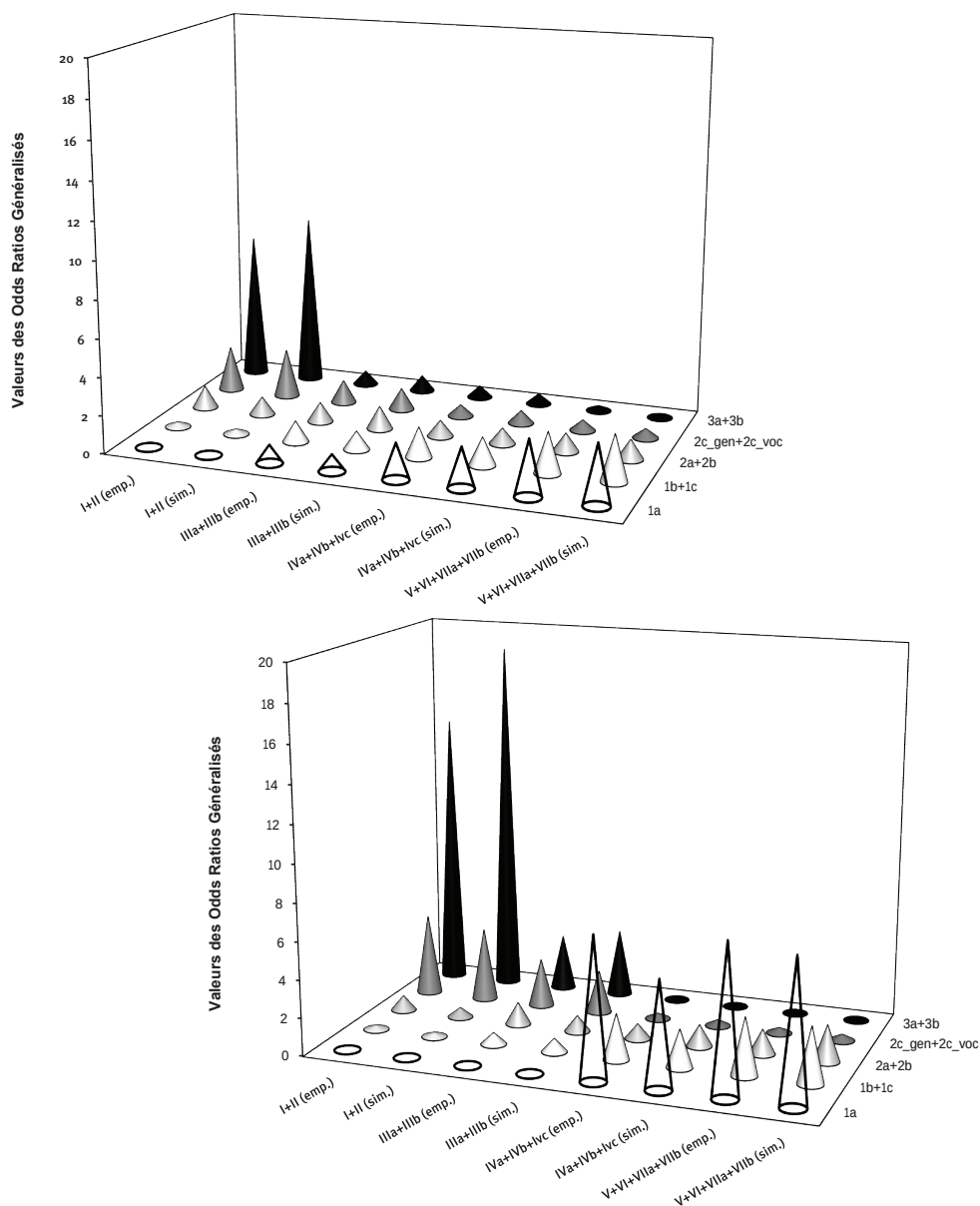




Figure 13.
Configuration de la « fluidité éducative » (« Birapports généralisés »). Systèmes multi-
agents mettant en œuvre le MCEI et sociétés réelles
(coefficients calculés à partir des données présentées dans le tableau 7)



271

LA SPIRALE DES INÉGALITÉS Annexes

EMP. = « odds ratios généralisés » calculés sur les données empiriques ; SIM. = « odds ratios généralisés » calculés sur les données simulées.

Groupes sociaux : I+II = « Cadres, professions libérales, chefs d'entreprise » ; IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires » ; IVa+IVb+IVc = « Indépendants » ; V+VI+VIIa, b = « Ouvriers ».

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).



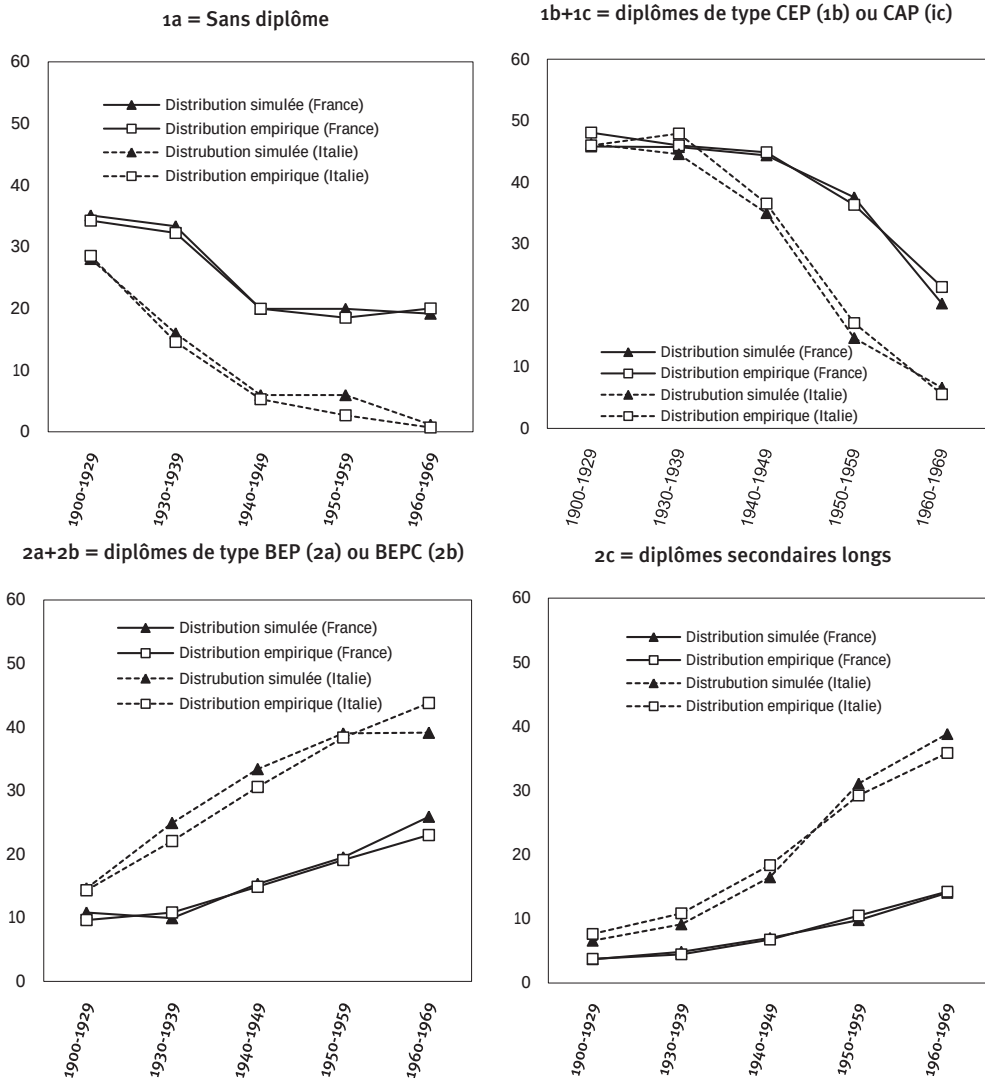
Figure 14.

Distribution des différents diplômes dans la population selon la cohorte.

Systèmes multi-agents mettant en œuvre le MCEI et sociétés réelles.

(Pourcentages calculés à partir des données reportées dans le tableau 10)

272



3a+3b = Diplômes de l'enseignement supérieur

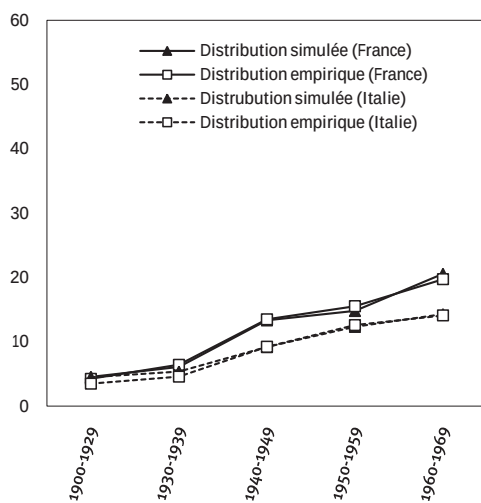
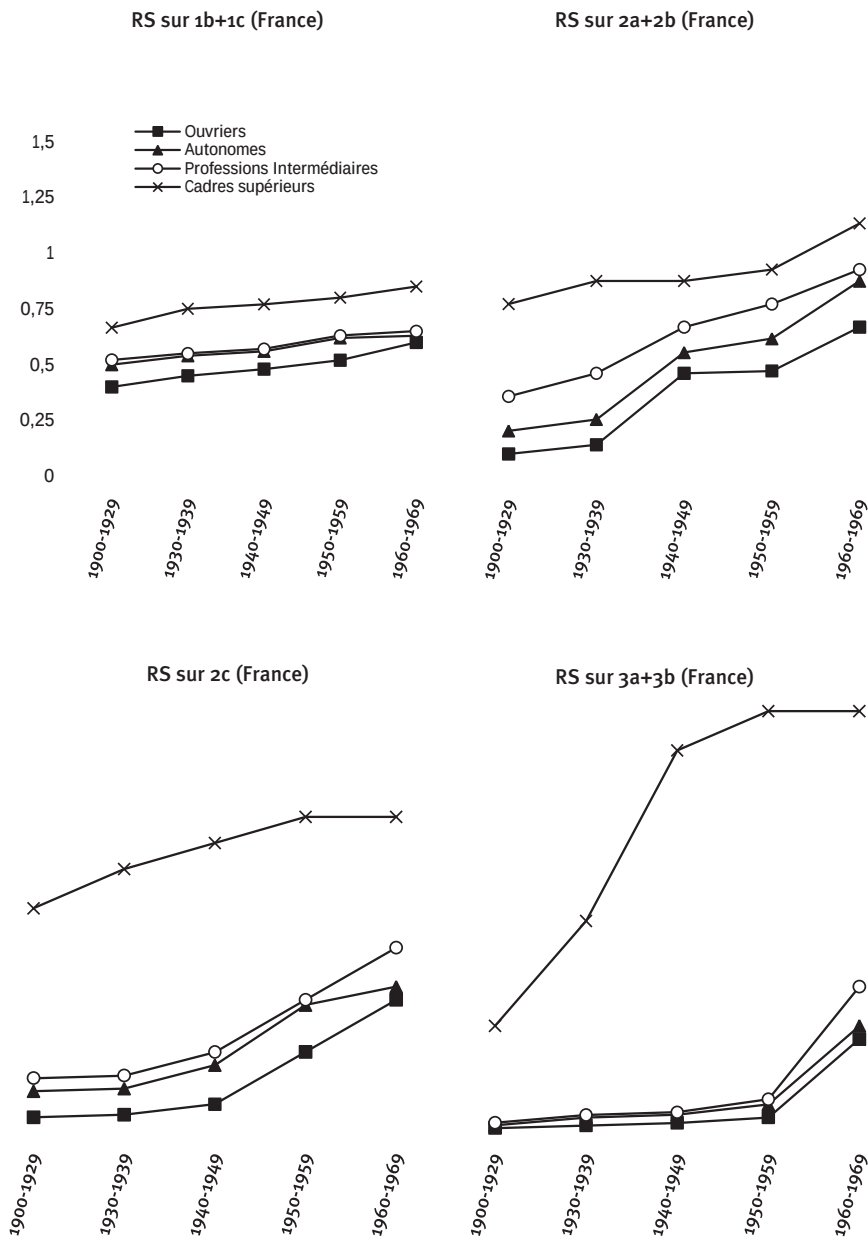
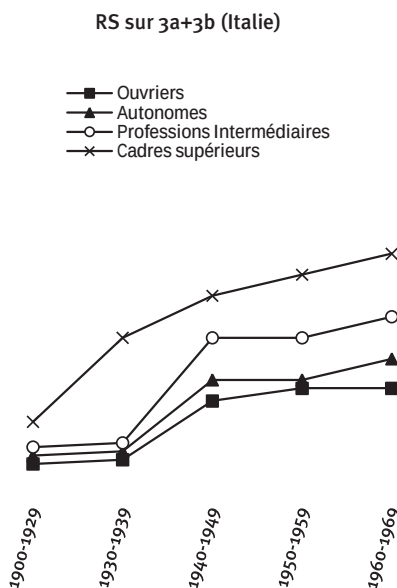
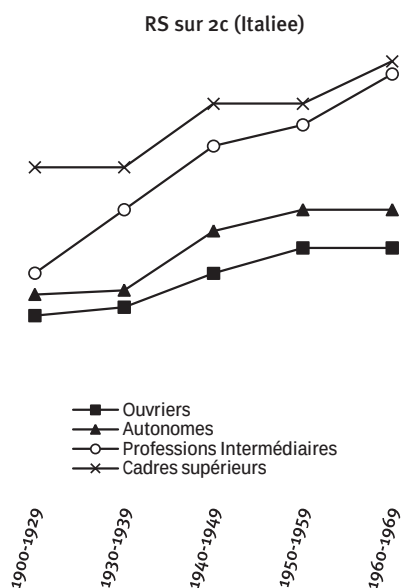
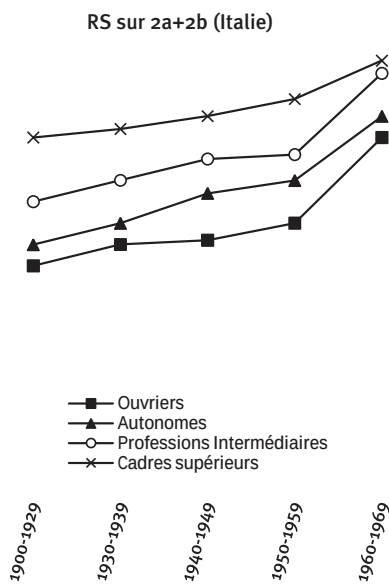
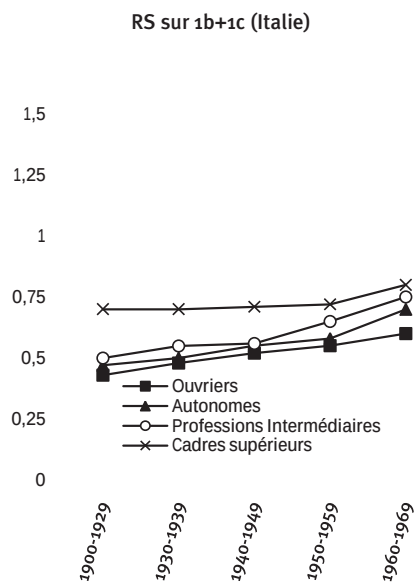


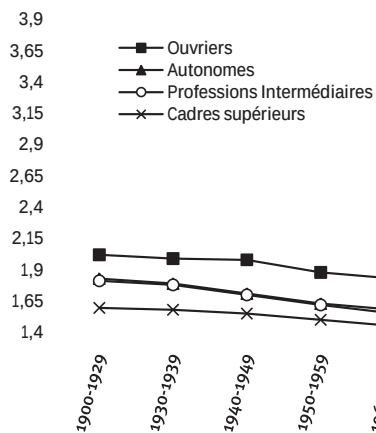
Figure 15.

Moyennes des distributions de probabilité (de forme normale) à partir desquelles on construit les valeurs d'initialisation (qui suivent une distribution de forme log-normale) des paramètres RS et CS au sein des différents cohortes (voir annexe 2, tableau 5)

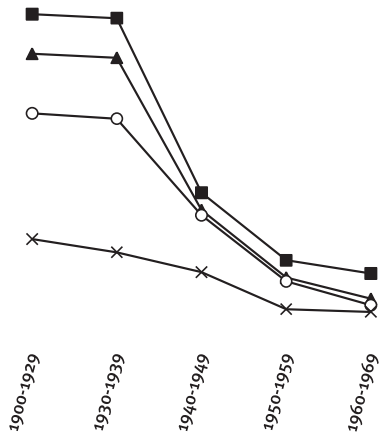




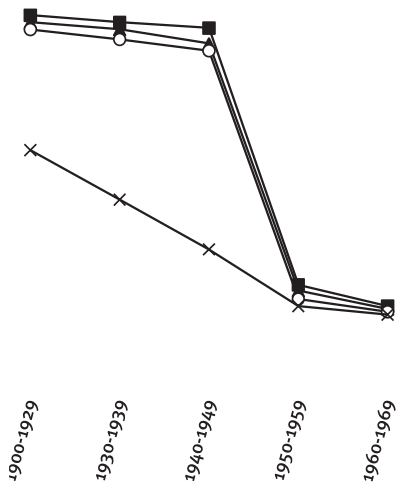
CS sur 1b+1c (France)



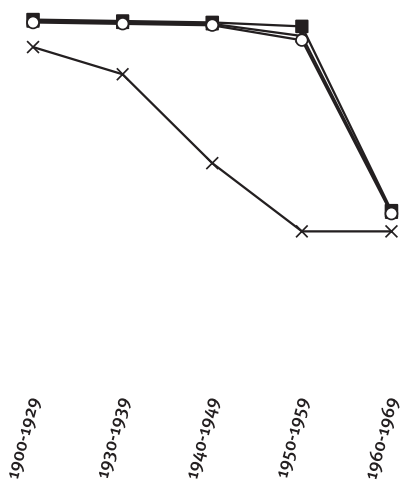
CS sur 2a+2b (France)

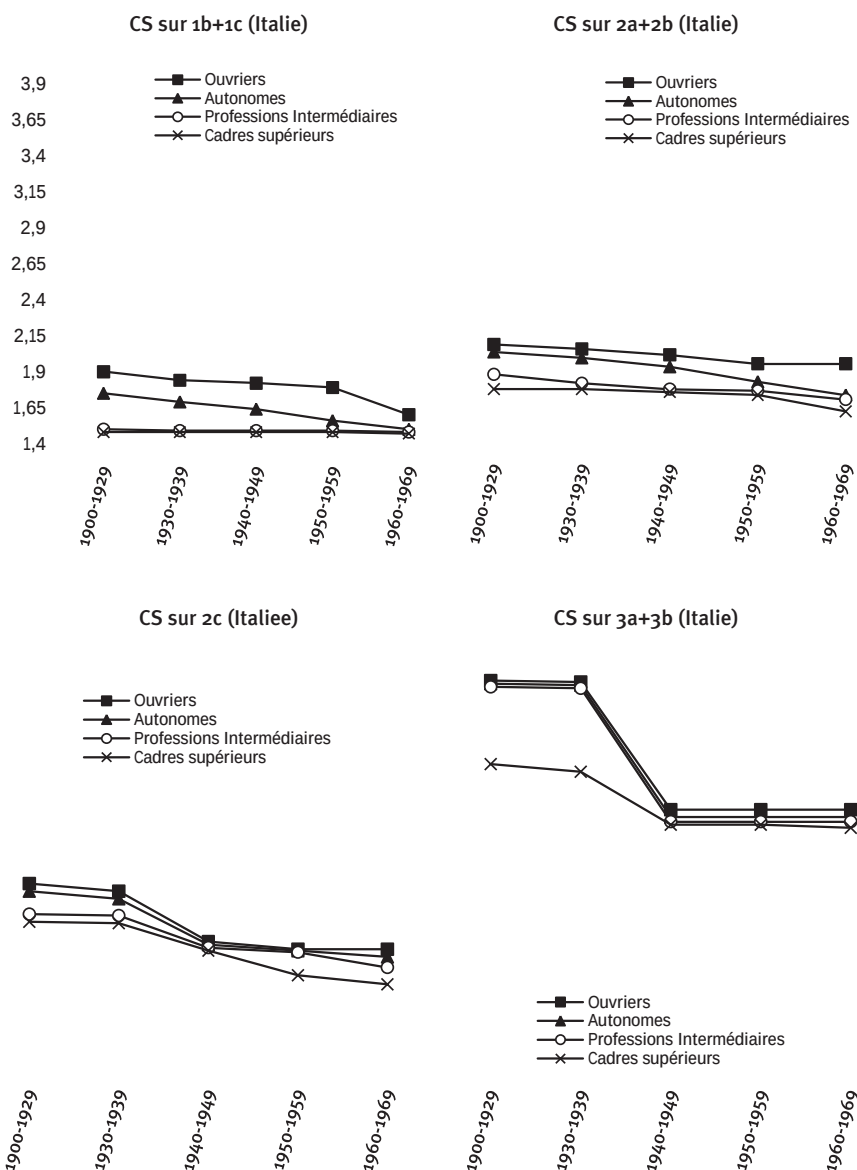


CS sur 2c (France)



CS sur 2c (France)

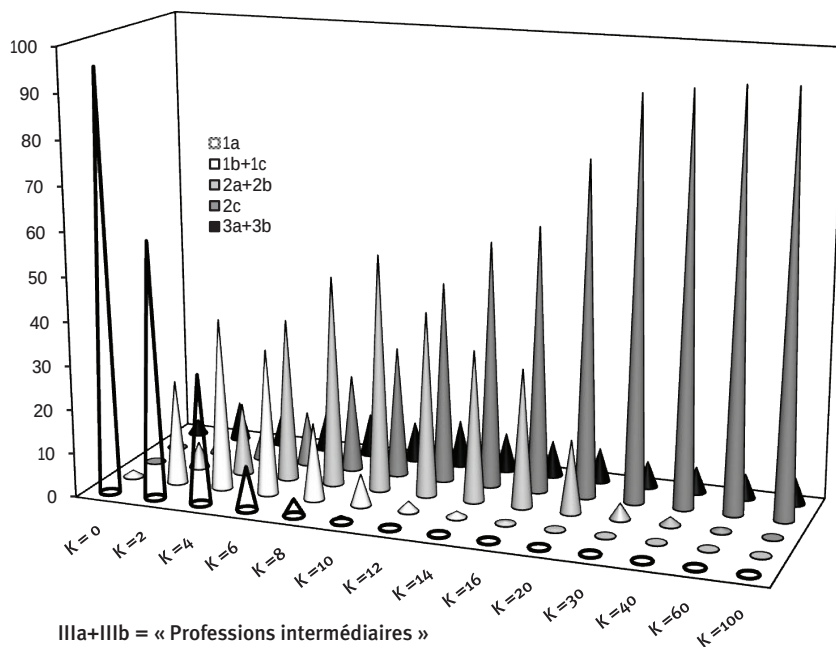
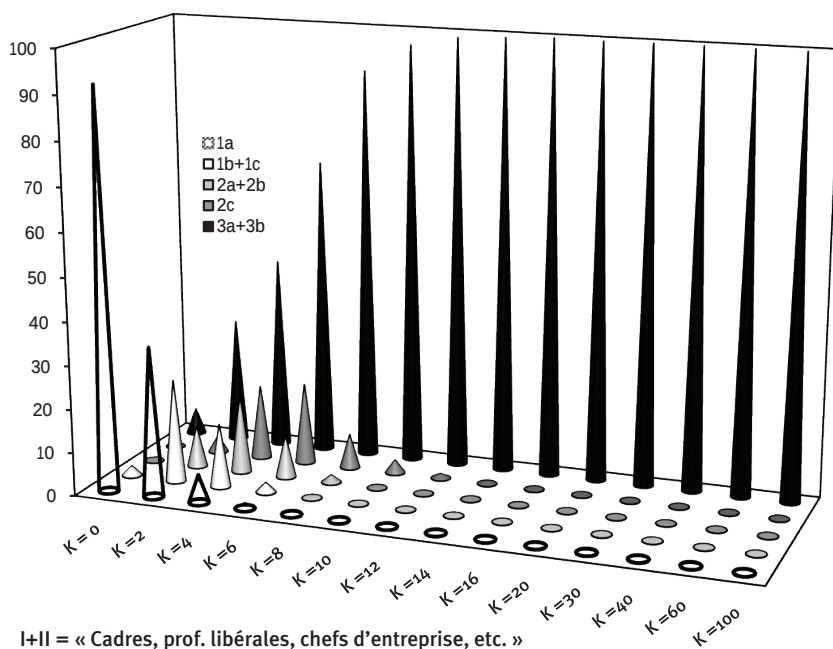


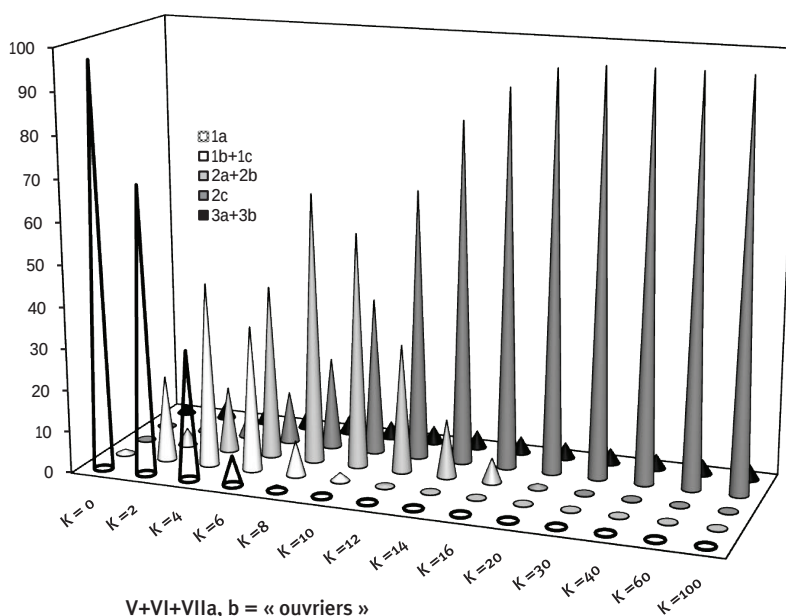
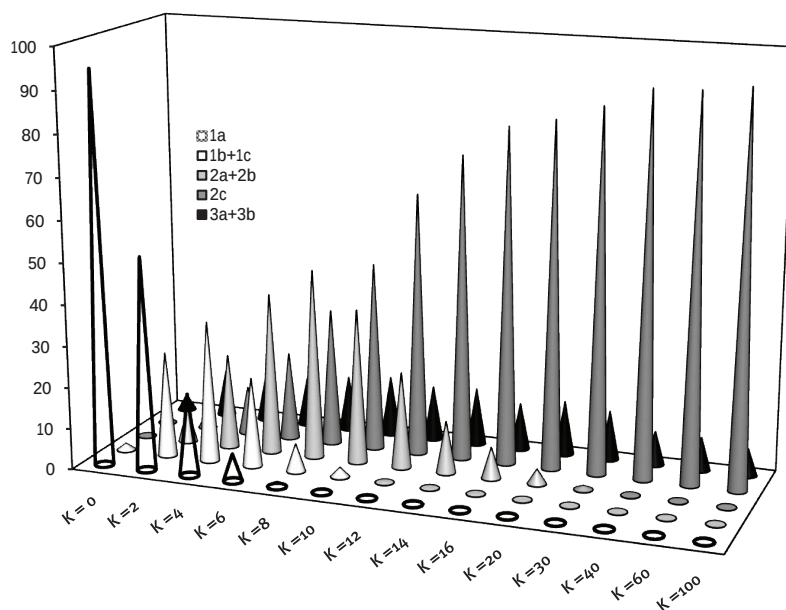


Légende : Diplômes : 1a = sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b) ; 2c = diplômes secondaires longs ; 3a+3b = diplômes de l'enseignement supérieur.

Figure 16.

Pourcentage d'agents (en ordonnées) ayant obtenu tel ou tel diplôme sous des valeurs différentes de la « connectivité » K du réseau (en abscisse). Simulation de référence : $K = 4$ (valeur utilisée pour reproduire les données empiriques, voir annexe 1, tableau 2)
Légende : Diplômes : 1a = sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ;

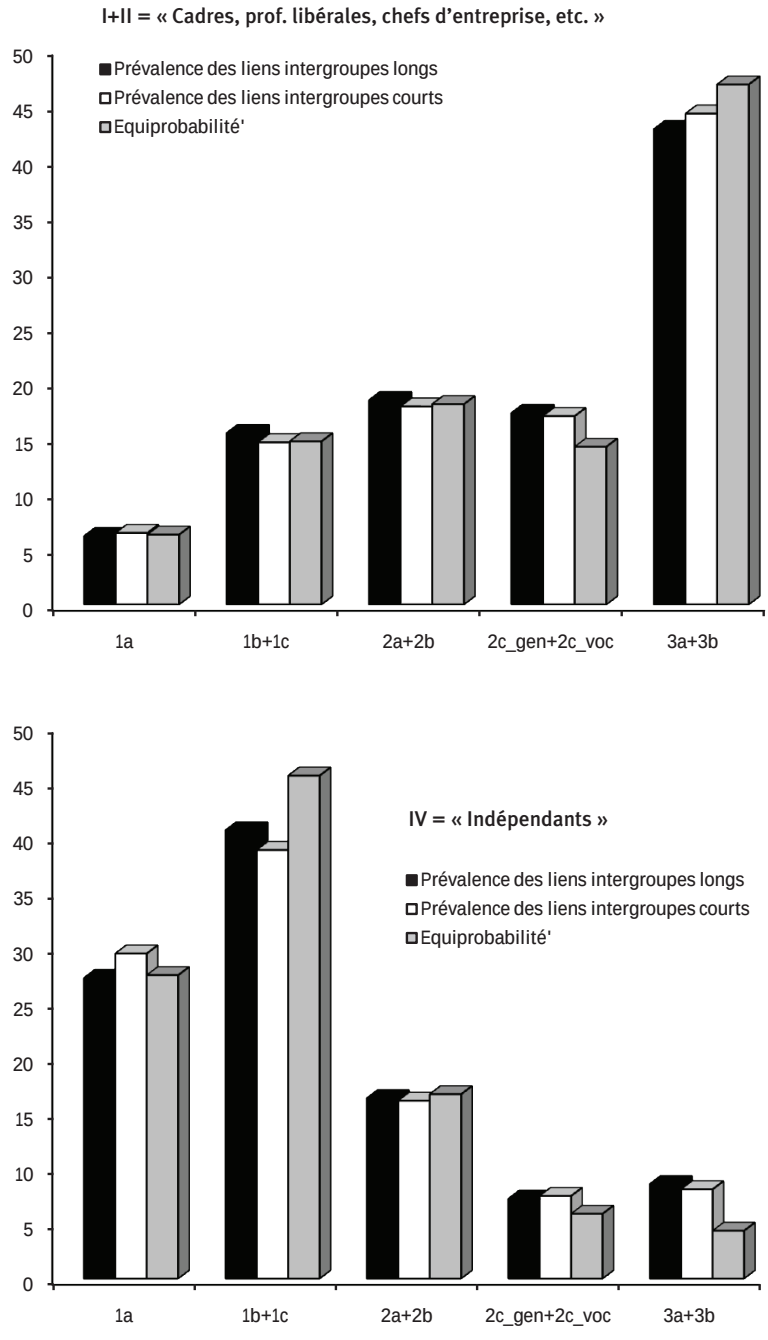


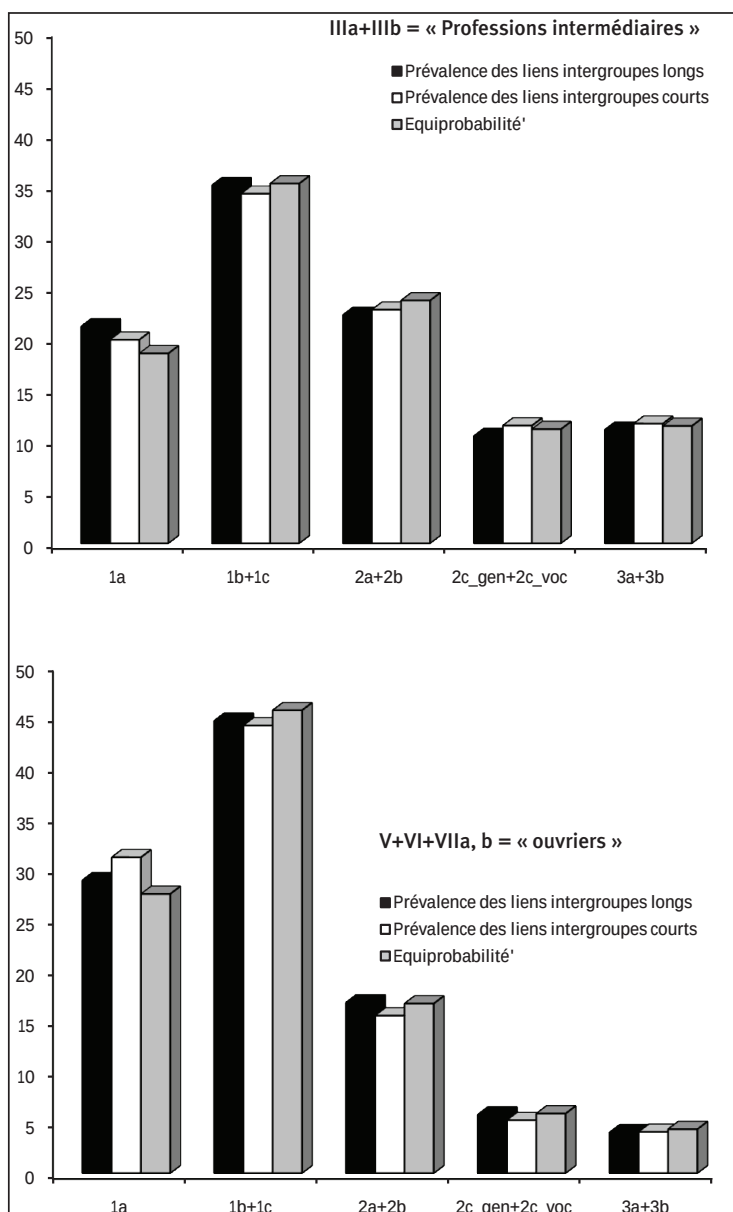


2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b) ; 2c = diplômes secondaires longs ; 3a+3b = diplômes de l'enseignement supérieur.

Groupes : I+II = « Cadres, prof. libérales, chefs d'entreprise, etc. » ; IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires » ; IV = « Indépendants » ; V+VI+VIIa,b = « Ouvriers ».

Figure 17.
Pourcentages d'agents (en ordonnées) ayant obtenu tel ou tel diplôme (en abscisse)
sous des configurations différentes des liens intergroupes





Simulation de référence : « Prévalence des liens intergroupes courts » (configuration utilisée pour reproduire les données empiriques, voir annexe 2, tableau 2).

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

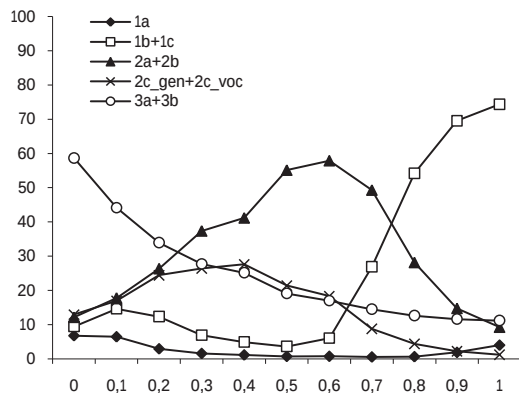
Groupes : I+II = « Cadres, prof. libérales, chefs d'entreprise, etc. » ; IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires » ; IV = « Indépendants » ; V+VI+VIIa,b = « Ouvriers ».



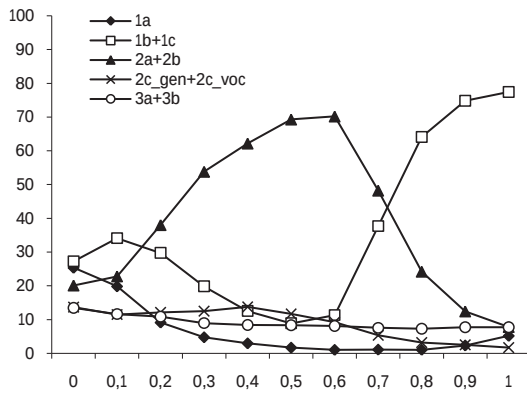
Figure 18.
Pourcentage d'agents (en ordonnées) ayant obtenu les différents diplômes pour des proportions différentes de liens intergroupes (en abscisse)

Configuration des liens intergroupe : « prévalence des liens intergroupes courts »

I+II = « Cadres, prof. libérales, chefs d'entreprise, etc. »

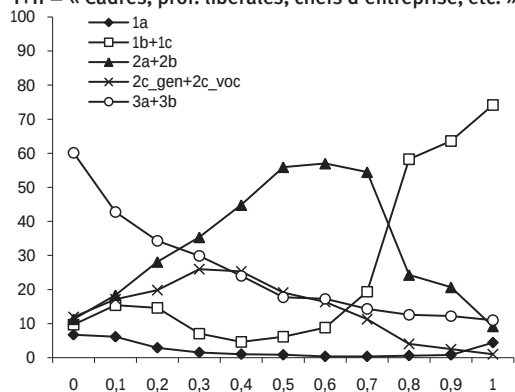


IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires »

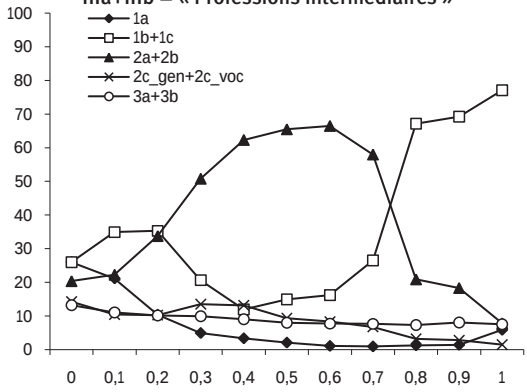


Configuration des liens intergroupe : « prévalence des liens intergroupes longs »

I+II = « Cadres, prof. libérales, chefs d'entreprise, etc. »

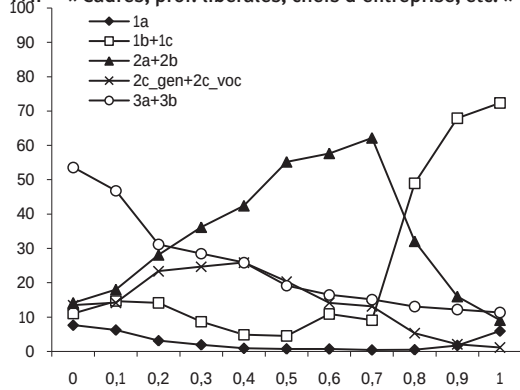


IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires »

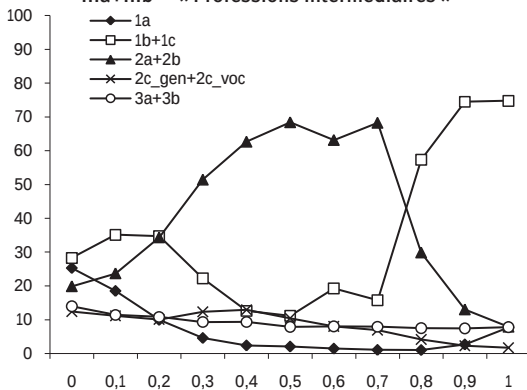


Configuration des liens intergroupe : « équiprobabilité des liens intergroupes »

I+II = « Cadres, prof. libérales, chefs d'entreprise, etc. »



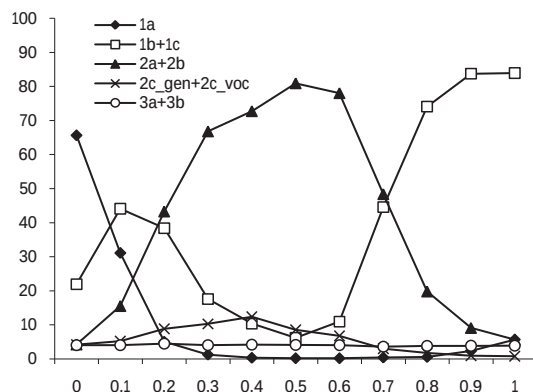
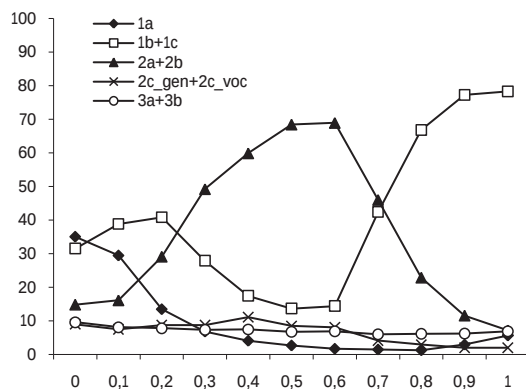
IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires »



Configuration des liens intergroupe : « prévalence des liens intergroupes courts »

IV = « Indépendants »

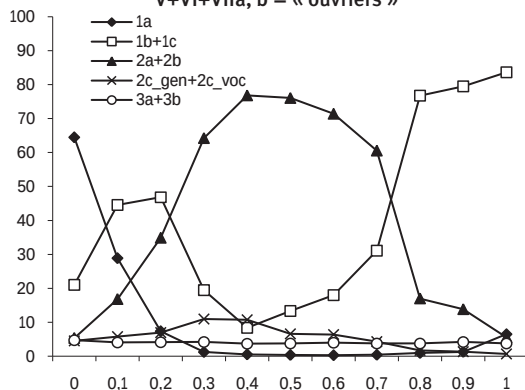
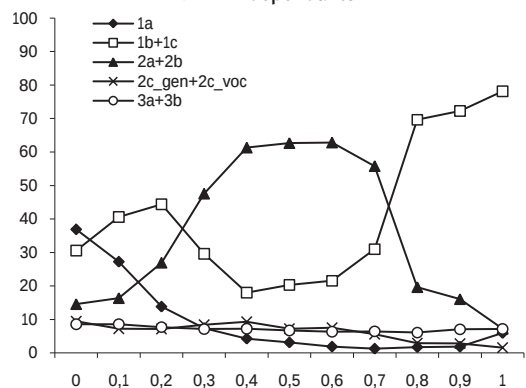
V+VI+VIIa, b = « ouvriers »



Configuration des liens intergroupe : « prévalence des liens intergroupes longs »

IV = « Indépendants »

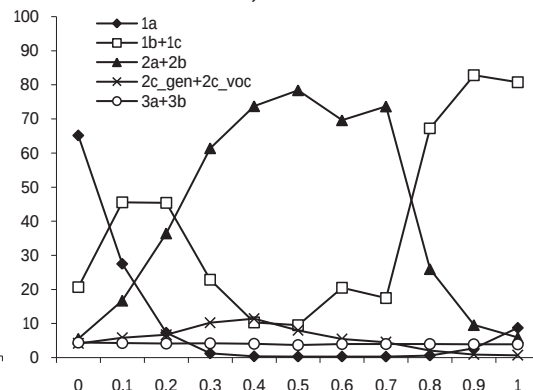
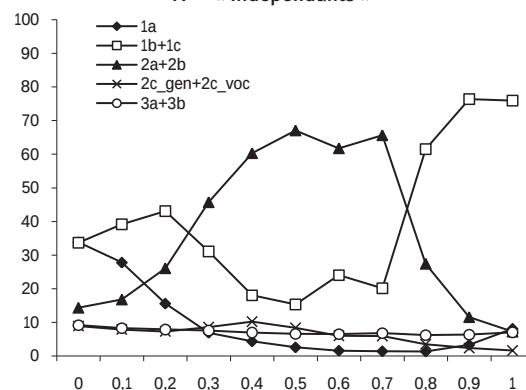
V+VI+VIIa, b = « ouvriers »



Configuration des liens intergroupe : « équiprobabilité des liens intergroupes »

IV = « Indépendants »

V+VI+VIIa, b = « ouvriers »



Simulation de référence : « Prévalence des liens intergroupes courts » et $B = 0.1$ (paramètres utilisés pour reproduire les données empiriques, voir annexe 1, tableau 2).

Légende : Diplômes (en abscisse) : 1a = sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b) ; 2c_gen+2c_voc = diplômes secondaires longs ; 3a+3b = diplômes de l'enseignement supérieur. Groupes : I-II = « Cadres, prof. libérales, chefs d'entreprise, etc. » ; IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires » ; IV = « Indépendants » ; V+VI+VIIa,b = « Ouvriers ».





Tableau 1. Indices de Gini et ordre entre les groupes sous-jacent aux courbes de Lorenz (non présentés) pour les différents diplômes (en colonne)					
	France	Italie	France	Italie	France
	1a		1b+1c		2a+2b
Indice de Gini	0.22	0.48	0.15	0.32	0.11
Ordre entre les groupes selon le coefficient distributif*	7 (2.16)	7 (3.58)	6 (1.24)	7 (1.94)	3 (1.25)
	6 (1.49)	4 (2.00)	4 (1.22)	4 (1.87)	2 (1.15)
	4 (1.43)	6 (1.19)	5 (1.22)	6 (1.23)	1 (1.14)
	5 (1.12)	3 (0.62)	7 (1.09)	5 (1.00)	5 (1.01)
	2 (0.88)	5 (0.61)	3 (1.04)	3 (0.80)	6 (0.78)
	3 (0.82)	2 (0.10)	2 (1.03)	2 (0.29)	4 (0.68)
	1 (0.29)	1 (0.06)	1 (0.39)	1 (0.10)	7 (0.46)
	2c_voc		2c_gen		3a
Indice de Gini	0.19	0.21	0.31	0.39	0.35
Ordre entre les groupes selon le coefficient distributif	2 (1.46)	2 (1.76)	1 (2.01)	1 (2.69)	1 (2.40)
	1 (1.21)	1 (1.16)	3 (1.19)	2 (1.67)	3 (1.05)
	5 (0.95)	3 (1.13)	2 (1.11)	3 (1.11)	2 (0.94)
	3 (0.77)	5 (1.10)	5 (0.68)	5 (0.77)	4 (0.56)
	4 (0.67)	6 (0.75)	4 (0.48)	6 (0.42)	5 (0.54)
	6 (0.65)	4 (0.49)	6 (0.37)	4 (0.39)	6 (0.33)
	7 (0.25)	7 (0.42)	7 (0.24)	7 (0.16)	7 (0.20)
	3b				
Indice de Gini	0.52	0.48			
Ordre entre les groupes selon le coefficient distributif	1 (3.43)	1 (3.52)			
	3 (0.74)	2 (1.76)			
	2 (0.63)	3 (0.89)			
	4 (0.36)	5 (0.54)			
	5 (0.31)	4 (0.41)			
	6 (0.24)	6 (0.34)			
	7 (0.03)	7 (0.08)			
* Cf. chap. 3, note 4. Source : France : Enquête Formation-Qualification professionnelle, INSEE 1993 ; Italie : Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane, ILFI, 1999. Champ : Répondants hommes et femmes âgés entre 25 et 64 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle : France : N=15776 (Hommes : N = 7805 ; Femmes : N=7971) ; Italie : N=7440 (Hommes : N = 3559 ; Femmes : N=3841). Diplômes : 1a = Sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEP (2a) ou BEPC (2b) ; 2c_gen = Baccalauréat général ; 2c_voc = Baccalauréat technologique ou professionnels ; 3a = Diplôme de l'enseignement supérieur court ; 3b = Diplôme de l'enseignement supérieur long. Groupes socioprofessionnels : 1= I+II = Professions libérales et intellectuelles, directeurs et administrateurs d'entreprises, entrepreneurs, cadres administratifs et commerciaux, ingénieurs et cadres techniques, etc. ; 2= IIIa+IIIb = Employés de la fonction publique, employés administratifs d'entreprise, employés de commerce, autres personnels de service ; 3 = IVa+IVb = Petits indépendants (artisans et commerçants avec et sans employés) ; 4 = IVc = Indépendants du secteur primaire ; 5 = V+VI = Techniciens, contremaître, ouvriers qualifiés ; 6 = VIIa = Ouvriers semi qualifiés ou non qualifiés du secteur industriel et des services ; 7 = VIIb = Ouvriers agricoles et, plus en général, du secteur primaire.					



Tableau 2. Estimation du modèle log-linéaire d'« association constante » et du modèle log-multiplicatif de « différence uniforme » sur les données françaises et italiennes					
	DI	L ²	Bic	ID	rL ²
Population entière					
(1) « Association constante »	36	397.82 (0.00)	36.95	0.037	96.44
(2) « Différence uniforme »	35	260.66 (0.00)	-90.19	0.033	97.67
Coefficient $\beta_{\text{France}} = 1$; Coefficient $\beta_{\text{Italie}} = 1.6444$					
Hommes					
(1a) « Association constante »	36	606.67 (0.00)	271.43	0.069	89.60
(2a) « Différence uniforme »	35	240.54 (0.00)	-85.39	0.039	95.88
Coefficient $\beta_{\text{France}} = 1$; Coefficient $\beta_{\text{Italie}} = 2.5831$					
Femmes					
(1b) « Association constante »	36	654.96 (0.00)	318.50	0.073	89.17
(2b) « Différence uniforme »	35	401.52 (0.00)	-73.67	0.046	96.02
Coefficient $\beta_{\text{France}} = 1$; Coefficient $\beta_{\text{Italie}} = 2.6978$					
Significativité des différences selon test classique : (1) – (2) = 137.16, significatif au seuil de <0.001 (1a) – (2a) = 366.13, significatif au seuil de <0.001 (1b) – (2b) = 253.44, significatif au seuil de <0.001					



Tableau 3. Estimation du modèle log-linéaire topologique multi-matrice sur les données françaises et italienne. Indices d'ajustement et paramètres en forme log-additive (écart-type entre parenthèse)						
DI	L ²		Bic	ID	rL ²	
Modèle commun						
France (FQP 1993, N=15774)						
29	128.27 (0.000)		-152.05	0.0310	92.21	
(u _{ij}) ^{M1}	(u _{ij}) ^{M2}	(u _{ij}) ^{M3}	(u _{ij}) ^{M4}	(u _{ij}) ^{M5}	(u _{ij}) ^{M6}	(u _{ij}) ^{M7}
0.260 (0.024)	0.388 (0.051)	0.297 (0.045)	-0.371 (0.059)	-0.336 (0.055)	0.524 (0.033)	-1.297 (0.056)
Italie (ILFI 1999, N=6571)						
29	319.92 (0.000)		57.3077	0.0683	89.05	
(u _{ij}) ^{M1}	(u _{ij}) ^{M2}	(u _{ij}) ^{M3}	(u _{ij}) ^{M4}	(u _{ij}) ^{M5}	(u _{ij}) ^{M6}	(u _{ij}) ^{M7}
0.432 (0.035)	0.765 (0.053)	0.418 (0.048)	-0.684 (0.056)	-0.152 (0.053)	1.058 (0.042)	-1.535 (0.121)
Modèle commun avec modifications locales						
France (FQP 1993, N=15774)						
29	42.22 (0.054)		-238.09	0.0170	98.85	
(u _{ij}) ^{M1}	(u _{ij}) ^{M2}	(u _{ij}) ^{M3}	(u _{ij}) ^{M4}	(u _{ij}) ^{M5}	(u _{ij}) ^{M6}	(u _{ij}) ^{M7}
0.251 (0.024)	0.425 (0.059)	0.279 (0.048)	-0.437 (0.065)	-0.270 (0.056)	0.567 (0.033)	-1.215 (0.052)
Italie (ILFI 1999, N=6571)						
29	47.89 (0.015)		-214.72	0.0238	98.36	
(u _{ij}) ^{M1}	(u _{ij}) ^{M2}	(u _{ij}) ^{M3}	(u _{ij}) ^{M4}	(u _{ij}) ^{M5}	(u _{ij}) ^{M6}	(u _{ij}) ^{M7}
0.558 (0.040)	0.567 (0.052)	0.451 (0.044)	-0.336 (0.050)	-0.324 (0.048)	1.126 (0.044)	-1.241 (0.112)



Tableau 4. « Birapports généralisés » empiriques et, en gras, « birapports généralisés » calculés sur les données théoriques produites par le modèle log-linéaire topologique multi-matrice prenant en compte les modifications locales							
France							
	I	2	3	4	5	6	7
1	10.560	3.252	1.041	2.320	0.773	0.157	0.100
	8.845	3.037	1.189	2.465	0.750	0.145	0.117
2	1.272	1.091	1.617	1.236	0.947	0.703	0.542
	1.200	1.079	1.540	1.476	0.935	0.673	0.540
3	1.661	1.339	0.708	1.438	1.123	0.752	0.523
	1.395	1.254	0.718	1.488	1.088	0.783	0.628
4	0.962	0.888	0.916	0.650	0.765	1.477	1.739
	0.776	0.862	1.066	0.573	0.767	1.680	1.897
5	0.682	0.749	1.306	0.930	1.147	1.283	1.094
	0.445	0.799	1.684	0.947	1.289	1.306	1.048
6	0.684	0.532	1.074	0.564	1.115	1.830	2.226
	0.641	0.645	0.926	0.523	1.237	1.810	2.231
7	0.100	0.594	0.654	0.712	1.244	3.480	8.371
	0.305	0.548	0.458	0.650	1.073	3.285	5.699

Italie							
	1	2	3	4	5	6	7
1	8.908	29.096	1.307	5.219	0.304	0.068	0.027
	9.621	4.680	1.679	7.252	0.427	0.068	0.063
2	2.788	14.566	1.801	2.092	0.529	0.213	0.058
	4.039	3.631	2.379	3.009	0.701	0.283	0.048
3	0.900	3.587	0.781	1.001	0.760	0.607	0.859
	1.075	1.283	0.851	1.280	0.991	0.856	0.785
4	0.449	1.303	0.337	0.345	0.796	2.871	6.429
	0.407	0.676	0.448	0.484	0.811	3.243	6.361
5	0.596	3.208	1.000	0.829	1.089	0.966	0.600
	0.604	1.174	1.195	0.985	1.205	1.041	0.955
6	0.381	1.205	0.759	0.451	1.575	1.884	2.145
	0.475	0.578	0.829	0.485	1.765	2.368	2.172
7	0.439	0.000	2.122	0.710	5.989	21.618	89.445
	0.205	0.100	0.663	0.155	1.954	7.568	32.135
Légende : Groupe socioprofessionnel (en ligne) : 1 = I+II = Professions libérales et intellectuelles, directeurs et administrateurs d'entreprises, entrepreneurs, cadres administratifs et commerciaux, ingénieurs et cadres techniques, etc. ; 2 = IIIa+IIIb = Employés de la fonction publique, employés administratifs d'entreprise, employés de commerce, autres personnels de service ; 3 = IVa+IVb = Petits indépendants (artisans et commerçants avec et sans employés) ; 4 = IVc = Indépendants du secteur primaire ; 5 = V+VI = Techniciens, contremaître, ouvriers qualifiés ; 6 = VIIa = Ouvriers semi qualifiés ou non qualifiés du secteur industriel et des services ; 7 = VIIb = Ouvriers agricoles et, plus en général, du secteur primaire. Diplômes (en colonne) : 7 = 1a = Sans diplôme ; 6 = 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 5 = 2a+2b = diplômes de type BEP (2a) ou BEPC (2b) ; 4 = 2c_gen = Baccalauréat général ; 3 = 2c_voc = Baccalauréat technologique ou professionnels ; 2 = 3a = Diplômes de l'enseignement supérieur court ; 1 = 3b = Diplômes de l'enseignement supérieur long.							

Tableau 5. Indice de Gini selon le pays (en colonne), les diplômes (en colonne), et selon la cohorte (en ligne)						
	France	Italie	France	Italie	France	Italie
	1a		1b+1c		2a+2b	
1900-1919	0.15	0.19	0.04	0.13	0.37	0.40
1920-1929	0.22	0.35	0.08	0.11	0.37	0.35
1930-1939	0.21	0.32	0.06	0.15	0.30	0.20
1940-1949	0.25	0.38	0.14	0.24	0.15	0.08
1950-1959	0.21	0.45	0.14	0.32	0.07	0.14
1960-1969	0.27	0.67	0.20	0.40	0.09	0.19
	2c_voc		2c_gen		3a	
1900-1919	0.67	0.67	0.33	0.51	0.31	1
1920-1929	0.64	0.51	0.55	0.61	0.61	0.79
1930-1939	0.40	0.44	0.46	0.49	0.47	0.63
1940-1949	0.22	0.30	0.34	0.32	0.36	0.43
1950-1959	0.11	0.18	0.29	0.34	0.31	0.21
1960-1969	0.12	0.11	0.24	0.32	0.33	0.36
			Indice de Gini Moyen par cohorte			
	3a				France	Italie
1900-1919	0.77	0.83	1900-1919 1920-1929 1930-1939 1940-1949 1950-1959 1960-1969		0,38	0,53
1920-1929	0.69	0.60			0,45	0,47
1930-1939	0.63	0.60			0,36	0,40
1940-1949	0.56	0.49			0,29	0,32
1950-1959	0.49	0.45			0,23	0,30
1960-1969	0.45	0.44			0,25	0,36
Source : France : Compilation Enquête Formation-Qualification professionnelle 1985, 1993 (INSEE) ; Italie : Compilation Indagine italiana di mobilità (1985) et Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane (ILFI) 1999. 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 ; Italie : N=12439. Diplômes : 1a = Sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b= diplômes de type BEP (2a) ou BEPC (2b) ; 2c_gen = Baccalauréat général ; 2c_voc = Baccalauréat technologique ou professionnels ; 3a = Diplômes de l'enseignement supérieur court ; 3b = Diplômes de l'enseignement supérieur long. Note : l'ensemble des courbes de Lorenz et des 'coefficients distributifs associés à la valeur des indices de Gini reportés ici sont disponibles auprès de l'auteur sur demande.						



Tableau 6. Estimation du modèle log-linéaire d'association constante et du modèle log-multiplicatif de différence uniforme sur les données françaises et italiennes. Indices d'ajustement et estimation du paramètre β					
France					
	DI	L ²	Bic	ID	rL ²
Hommes et Femmes (N=47882)					
(1) « Association constante »	144	537.25 (0.000)	-1014.57	0.030	97.01
(2) « Différence uniforme »	140	424.00 (0.000)	-1084.71	0.027	97.64
$\beta_{1900-1929} = 1 \beta_{1930-1939} = 0,985 \beta_{1940-1949} = 0,855 \beta_{1950-1959} = 0,723 \beta_{1960-1969} = 0,809$					
Hommes (N=23520)					
(3) « Association constante »	144	357.51 (0.000)	-1091.95	0.038	95.89
(4) « Différence uniforme »	140	295.88 (0.000)	-1113.32	0.035	96.60
$\beta_{1900-1929} = 1 \beta_{1930-1939} = 0,964 \beta_{1940-1949} = 0,837 \beta_{1950-1959} = 0,706 \beta_{1960-1969} = 0,844$					
Femmes (N=24362)					
(5) « Association constante »	144	374.60 (0.000)	-1079.91	0.035	96.22
(6) « Différence uniforme »	140	317.39 (0.000)	-1096.72	0.033	96.80
$\beta_{1900-1929} = 1 \beta_{1930-1939} = 1,017 \beta_{1940-1949} = 0,867 \beta_{1950-1959} = 0,739 \beta_{1960-1969} = 0,780$					
Significativité des différences selon test classique : (1)-(2) = 113.25, significatif au seuil de <0.001 ; (3) - (4) = 61.63, non significatif au seuil de <0.001 ; (5) - (6) = 57.21, non significatif au seuil de 0.0001					

291

LA SPIRALE DES INÉGALITÉS
Annexes

Italie					
	DI	L ²	Bic	ID	rL ²
Hommes et Femmes (N=11502)					
(7) « Association constante »	144	217.31 (0.000)	-1129.13	0.042	97.12
(8) « Différence uniforme »	140	207.49 (0.000)	-1101.55	0.039	97.25
$\beta_{1900-1929} = 1 \beta_{1930-1939} = 0,940 \beta_{1940-1949} = 0,823 \beta_{1950-1959} = 0,887 \beta_{1960-1969} = 0,957$					
Hommes (N=5507)					
(9) « Association constante »	144	184.70 (0.013)	-1055.69	0.053	94.64
(10) « Différence uniforme »	140	176.04 (0.021)	-1029.89	0.051	94.89
$\beta_{1900-1929} = 1 \beta_{1930-1939} = 1,073 \beta_{1940-1949} = 0,830 \beta_{1950-1959} = 1,006 \beta_{1960-1969} = 1,044$					
Femmes (N=5995)					
(11) « Association constante »	144	196.99 (0.002)	-1055.62	0.052	94.29
(12) « Différence uniforme »	140	187.35 (0.005)	-1030.47	0.049	94.57
$\beta_{1900-1929} = 1 \beta_{1930-1939} = 0,885 \beta_{1940-1949} = 0,789 \beta_{1950-1959} = 0,751 \beta_{1960-1969} = 0,819$					
Significativité des différences selon test classique : (7)-(8) = 9.82, significatif au seuil de <0.05 ; (9) - (10) = 8.66, non significatif au seuil de 0.05 ; (11) - (12) = 9.64, significatif au seuil de <0.05					
Source : France : Compilation Enquête Formation-Qualification professionnelle 1985, 1993 (INSEE) ; Italie : Compilation Indagine italiana di mobilità (1985) et Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane (ILFI) 1999. Champ : Répondants hommes et femmes âgés d'au moins 25 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle.					



Tableau 7. Distribution du diplôme le plus haut obtenu (en colonne) selon le groupe social d'origine (en ligne). Fréquences absolues produites par les systèmes multi-agents mettant en œuvre le MCEI (moyenne de 20 réplifications) et fréquences absolues empiriques						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	TOT.
Distribution simulée (France)						
I+II (1)	188.1	426.4	520.6	495.35	1290.55	2921
IIIa+IIIb (2)	730	1253.75	837.9	422.2	429.15	3673
IV (3)	1210.5	1596	662.35	307.65	332.5	4109
V+VI+VIIa,b (4)	1578.1	2236.5	787.15	264.85	206.4	5073
Tot.	3706.7	5512.65	2808	1490.05	2258.6	15776
Distribution empirique (France, Enquête FQP 1993)						
I+II (1)	196	402	557	492	1274	2921
IIIa+IIIb (2)	747	1331	710	455	430	3673
IV (3)	1121	1661	632	304	391	4109
V+VI+VIIa,b (4)	1576	2174	746	316	261	5073
Tot.	3640	5568	2645	1567	2356	15776
Distribution simulée (Italie)						
I+II (1)	4.8	35.4	101.15	397.3	333.35	872
IIIa+IIIb (2)	10.45	113.65	215.65	455.6	194.65	990
IV (3)	318.4	860.4	1058.45	590.7	152.05	2980
V+VI+VIIa,b (4)	393.35	1128.05	1508.05	618.65	75.9	3724
Tot.	727	2137.5	2883.3	2062.25	755.95	8566
Distribution empirique (Italie, Enquête ILFI 1999)						
I+II (1)	3	26	125	393	325	872
IIIa+IIIb (2)	7	80	251	455	197	990
IV (3)	321	874	967	612	206	2980
V+VI+VIIa,b (4)	365	1104	1436	677	142	3724
Tot.	696	2084	2779	2137	870	8566
Note : Groupes socioprofessionnels : I+II (1) = « Cadres supérieurs, prof. lib., chefs d'entreprise » ; IIIa+IIIb (2) = « Professions intermédiaires » ; IV (3) = « Indépendants » ; V+VI+VIIa,b (4) = « Ouvriers ». Diplômes : 1a = sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b) ; 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=15776 ; Italie : N=8566).						



Tableau 8.
Indices de Gini et ordre entre les groupes sous-jacent aux courbes de Lorenz
(non reportées) pour les différents diplômes (en colonne)
Sociétés réelles et systèmes multi-agents mettant en œuvre le MCEI (construction à partir des
pourcentages en colonne calculés sur les données reportées dans le tableau 7)

France						
	empirique	simulé	empirique	simulé	empirique	simulé
	<i>1a</i>		<i>1b+1c</i>		<i>2a+2b</i>	
<i>Gini</i>	0.20	0.20	0.14	0.15	0.07	0.08
Ordre entre les groupes selon les « coefficients distributifs » (voir note 7, chap. 7)	4 (1.35)	4 (1.32)	4 (1.21)	4 (1.26)	2 (1.15)	2 (1.28)
	3 (1.18)	3 (1.25)	3 (1.15)	3 (1.11)	1 (1.14)	1 (1.00)
	2 (0.88)	2 (0.84)	2 (1.03)	2 (0.98)	3 (0.92)	3 (0.90)
	1 (0.29)	1 (0.27)	1 (0.39)	1 (0.42)	4 (0.88)	4 (0.87)
	<i>2c</i>		<i>3a+3b</i>			
<i>Gini</i>	0.22	0.24	0.42	0.46		
Ordre entre les groupes selon les « coefficients distributifs » (voir note 7, chap. 7)	1 (1.70)	1 (1.80)	1 (2.92)	1 (3.08)		
	2 (1.25)	2 (1.22)	2 (0.78)	2 (0.82)		
	3 (0.74)	3 (0.79)	3 (0.64)	3 (0.57)		
	4 (0.63)	4 (0.55)	4 (0.34)	4 (0.28)		
Italie						
	empirique	simulé	empirique	simulé	empirique	simulé
	<i>1a</i>		<i>1b+1c</i>		<i>2a+2b</i>	
<i>Gini</i>	0.22	0.20	0.17	0.16	0.11	0.13
Ordre entre les groupes selon les « coefficients distributifs » (voir note 7, chap. 7)	4 (1.20)	4 (1.24)	3 (1.21)	3 (1.16)	3 (1.00)	3 (1.05)
	3 (1.33)	3 (1.26)	4 (1.22)	4 (1.21)	4 (1.19)	4 (1.20)
	2 (0.09)	2 (0.12)	2 (0.33)	2 (0.46)	2 (0.78)	2 (0.64)
	1 (0.04)	1 (0.06)	1 (0.12)	1 (0.16)	1 (0.44)	1 (0.34)
	<i>2c</i>		<i>3a+3b</i>			
<i>Gini</i>	0.19	0.22	0.45	0.56		
Ordre entre les groupes selon les coefficients distributifs (voir note 7, chap. 7)	1 (1.84)	2 (1.91)	1 (3.67)	1 (4.33)		
	2 (1.81)	1 (1.89)	2 (1.96)	2 (2.22)		
	3 (0.82)	3 (0.82)	3 (0.68)	3 (0.58)		
	4 (0.72)	4 (0.69)	4 (0.38)	4 (0.23)		
Diplômes : 1a = Sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEP (2a) ou BEPC (2b) ; 2c_gen = Baccalauréat général ; 2c_voc = Baccalauréat technologique ou professionnels ; 3a = Diplômes de l'enseignement supérieur court ; 3b = Diplômes de l'enseignement supérieur long. Groupes socioprofessionnels : I+II (1) = « Cadres supérieurs, prof. lib., chefs d'entreprise » ; IIIa+IIIb (2) = « Professions intermédiaires » ; IV (3) = « Indépendants » ; V+VI+VIIa,b (4) = « Ouvriers ».						

293

LA SPIRALE DES INÉGALITÉS Annexes



Tableau 9. Estimation du modèle log-linéaire d'« association constante » et du modèle log-multiplicatif de « différence uniforme » sur les données empiriques et sur les données engendrées par le MCEI (données présentées dans le tableau 7)					
	DL	L ²	Bic	ID	rL ²
France (1993) et Italie (1999) réelles					
(1) 'Association constante'	12	378.68 (0.00)	257.48	0.039	92.56
(2) 'Différence uniforme'	11	171.34 (0.00)	60.24	0.026	96.63
Coefficient $\beta_{\text{France}} = 1$; Coefficient $\beta_{\text{Italie}} = 1,8129$					
Systèmes multi-agents mettant en ouvre le MCEI pour la France et pour l'Italie					
(3) 'Association constante'	12	401.00 (0.00)	279.80	0.041	92.93
(4) 'Différence uniforme'	11	190.13 (0.00)	79.04	0.027	96.65
Coefficient $\beta_{\text{France}} = 1$; Coefficient $\beta_{\text{Italie}} = 1,7236$					
Significativité des différences selon test classique : (1) – (2) = 207.34 significatif au seuil de <0.001 (3) – (4) = 210.87 significatif au seuil de <0.001					
Note : Une valeur de $\beta > 1$ indique un lien plus fort en Italie qu'en France entre groupe socioprofessionnel d'origine et diplôme					



Tableau 10. Distribution du diplôme le plus haut obtenu (en colonne) selon le groupe social d'origine (en ligne) au sein des différentes cohortes. Fréquences absolues produites par les systèmes multi-agents mettant en œuvre le MCEI (moyenne de 10 réplifications) et fréquences absolues empiriques						
Données engendrées par le MCEI (France)						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	TOT.
1900-1929						
(1)	53.2	283.3	257.0	154.6	231.9	980
(2)	454.1	687.9	154.9	16.5	8.5	1322
(3)	476.1	729.4	104.6	20.1	7.8	1338
(4)	954.7	828.6	81.3	13.1	3.3	1881
1930-1939						
(1)	92.9	509.2	502.5	266.4	523.0	1894
(2)	758.0	1263.6	206.1	77.0	23.3	2328
(3)	580.2	939.9	105.5	51.1	14.3	1691
(4)	1699.0	1578.7	120.9	62.0	13.4	3474
1940-1949						
(1)	96.6	563.9	750.4	475.3	1348.8	3235
(2)	557.2	1649.0	600.7	189.3	115.8	3112
(3)	335.4	937.1	226.6	84.6	55.3	1639
(4)	1384.0	2135.1	249.6	86.9	69.4	3925
1950-1959						
(1)	118.3	341.0	663.0	613.9	1863.8	3600
(2)	706.6	1843.8	1273.5	599.0	222.1	4645
(3)	214.7	632.4	264.0	113.3	62.6	1287
(4)	1736.6	2871.6	756.1	158.4	94.3	5617
1960-1969						
(1)	29.8	38.2	116.3	166.8	643.8	995
(2)	257.8	240.6	578.4	262.3	194.8	1534
(3)	60.7	65.7	78.2	37.3	20.1	262
(4)	505.5	560.8	382.5	160.4	58.8	1668
Groupe sociaux (en ligne) : (1) = I+II = « Cadres supérieurs, prof. lib., chef d'entreprise » ; (2) = IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires » ; 3 = IV = « Indépendants » ; 4 = V+VI+VIIa,b = « Ouvriers ». Diplômes (en colonne) : 1a = sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b) ; 2c = diplômes secondaires longs ; 3a+3b = diplômes de l'enseignement supérieur. Données empiriques : France : Compilation Enquête Formation-Qualification professionnelle 1985, 1993 (INSEE) ; Italie : Compilation Indagine italiana di mobilità (IIM) 1985, et Indagine Longitudinale sulle Famiglie Italiane (ILFI) 1999. Champ : Répondants hommes et femmes âgés d'au moins 25 ans dont le père et/ou la mère ont déclaré leur situation socioprofessionnelle.						



Données empiriques (France, FQP 1985, 1993)						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	TOT.
1900-1929						
(1)	59	308	247	154	212	980
(2)	416	725	150	20	11	1322
(3)	463	749	90	25	11	1338
(4)	953	872	46	9	1	1881
1930-1939						
(1)	94	531	458	274	537	1894
(2)	749	1213	278	70	18	2328
(3)	537	935	144	39	36	1691
(4)	1647	1639	138	37	13	3474
1940-1949						
(1)	105	581	656	501	1392	3235
(2)	597	1683	608	136	88	3112
(3)	277	953	240	90	79	1639
(4)	1400	2127	270	79	49	3925
1950-1959						
(1)	95	380	557	681	1887	3600
(2)	769	1744	1308	568	256	4645
(3)	206	607	269	120	85	1287
(4)	1734	2774	759	223	127	5617
1960-1969						
(1)	24	34	115	189	633	995
(2)	274	343	475	291	151	1534
(3)	60	62	84	36	20	262
(4)	534	586	353	119	76	1668

Données engendrées par le MCEI (Italie)						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	TOT.
1900-1929						
(1)	3.1	12.1	22.8	44.3	29.7	112
(2)	4.7	31.4	36.8	19.2	10.9	103
(3)	290.2	482.1	123	47.8	36.9	980
(4)	263	399.4	110.4	20.7	12.5	806
1930-1939						
(1)	0.3	10.8	23	37.8	39.1	111
(2)	1.9	34.4	53.2	51.6	16.9	158
(3)	164.3	472.5	222.1	59.9	46.2	965
(4)	178	443.2	239.1	47.9	13.8	922
1940-1949						
(1)	3.4	7.1	27.8	67	80.7	186
(2)	2.3	30.4	83.7	84.3	49.3	250
(3)	68.6	386.2	340.6	130.3	66.3	992
(4)	78.3	475.5	406.5	142	39.7	1142
1950-1959						
(1)	1.3	5.2	22.1	121.3	127.1	277
(2)	1	16.9	80.2	136.2	56.7	291
(3)	25.5	125.7	396.3	234.9	99.6	882
(4)	51.5	257.9	578.4	366.1	57.1	1311
1960-1969						
(1)	0	0.9	22.9	137.6	110.6	272
(2)	4	9.2	57.7	158.9	61.2	291
(3)	9	44.9	267.6	180.8	79.7	582
(4)	9.9	78.3	439.8	304.5	36.5	869

Données empiriques (Italie, IIM 1985, ILFI 1999)						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	TOT.
1900-1929						
(1)	2	12	26	43	29	112
(2)	4	38	33	20	8	103
(3)	311	473	119	53	24	980
(4)	254	397	109	37	9	806
1930-1939						
(1)	0	10	26	38	37	111
(2)	5	42	46	51	14	158
(3)	157	486	199	86	37	965
(4)	152	495	205	59	11	922
1940-1949						
(1)	1	8	39	66	72	186
(2)	5	29	78	87	51	250
(3)	50	392	301	182	67	992
(4)	80	510	368	137	47	1142
1950-1959						
(1)	1	5	30	117	124	277
(2)	0	17	81	135	58	291
(3)	16	158	373	246	89	882
(4)	57	293	575	309	77	1311
1960-1969						
(1)	0	2	37	129	104	272
(2)	1	4	72	145	69	291
(3)	3	27	290	192	70	582
(4)	10	79	483	256	41	869



Tableau 11.
Distribution du diplôme le plus haut obtenu selon le groupe social d'origine (en colonne) et la cohorte (en ligne)

Fréquences relatives produites par les systèmes multi-agents mettant en œuvre le MCEI (S = données simulées) et fréquences relatives empiriques (E = Données empiriques) (pourcentages en ligne calculés sur les données reportées dans le tableau 10).

Groupe sociaux : I+II = « Cadres supérieurs, prof. lib., chef d'entreprise » ; IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires » ; IV = « Indépendants » ; V+VI+VII = « Ouvriers ».

	I+II (S.)	I+II (E.)	IIIa+IIIa (S.)	IIIa+IIIa (E.)	IV (S.)	IV (E.)	V+VI+VII (S.)	I+II (E.)
France – 1a = sans diplôme								
1900-1929	5,43	6,02	34,35	31,47	35,58	34,60	50,75	50,66
1930-1939	4,90	4,96	32,56	32,17	34,31	31,76	48,91	47,41
1940-1949	2,99	3,25	17,90	19,18	20,46	16,90	35,26	35,67
1950-1959	3,29	2,64	15,21	16,56	16,68	16,01	30,92	30,87
1960-1969	3,00	2,41	16,81	17,86	23,17	22,90	30,31	32,01
France – 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c)								
1900-1929	28,91	31,43	52,04	54,84	54,51	55,98	44,05	46,36
1930-1939	26,88	28,04	54,28	52,10	55,58	55,29	45,44	47,18
1940-1949	17,43	17,96	52,99	54,08	57,18	58,15	54,40	54,19
1950-1959	9,47	10,56	39,69	37,55	49,14	47,16	51,12	49,39
1960-1969	3,84	3,42	15,69	22,36	25,08	23,66	33,62	35,13
France – 2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b)								
1900-1929	26,22	25,20	11,72	11,35	7,82	6,73	4,32	2,45
1930-1939	26,53	24,18	8,85	11,94	6,24	8,52	3,48	3,97
1940-1949	23,20	20,28	19,30	19,54	13,83	14,64	6,36	6,88
1950-1959	18,42	15,47	27,42	28,16	20,51	20,90	13,46	13,51
1960-1969	11,69	11,56	37,71	30,96	29,85	32,06	22,93	21,16



France – 2c = diplômes secondaires longs								
1900-1929	15,77	15,71	1,25	1,51	1,50	1,87	0,70	0,48
1930-1939	14,07	14,47	3,31	3,01	3,02	2,31	1,78	1,07
1940-1949	14,69	15,49	6,08	4,37	5,16	5,49	2,21	2,01
1950-1959	17,05	18,92	12,90	12,23	8,80	9,32	2,82	3,97
1960-1969	16,76	18,99	17,10	18,97	14,24	13,74	9,62	7,13
France – 3a+3b = diplômes de l'enseignement supérieur								
1900-1929	23,67	21,63	0,64	0,83	0,58	0,82	0,18	0,05
1930-1939	27,61	28,35	1,00	0,77	0,85	2,13	0,39	0,37
1940-1949	41,69	43,03	3,72	2,83	3,37	4,82	1,77	1,25
1950-1959	51,77	52,42	4,78	5,51	4,86	6,60	1,68	2,26
1960-1969	64,71	63,62	12,70	9,84	7,67	7,63	3,53	4,56
	I+II (S.)	I+II (E.)	IIIa+IIIa (S.)	IIIa+IIIa (E.)	IV (S.)	IV (E.)	V+VI+VII (S.)	I+II (E.)
Italie – 1a = sans diplôme								
1900-1929	2,77	1,79	4,56	3,88	29,61	31,73	32,63	31,51
1930-1939	0,27	0,00	1,20	3,16	17,03	16,27	19,31	16,49
1940-1949	1,83	0,54	0,92	2,00	6,92	5,04	6,86	7,01
1950-1959	0,47	0,36	0,34	0,00	2,89	1,81	3,93	4,35
1960-1969	0,00	0,00	1,37	0,34	1,55	0,52	1,14	1,15
Italie – 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c)								
1900-1929	10,80	10,71	30,49	36,89	49,19	48,27	49,55	49,26
1930-1939	9,73	9,01	21,77	26,58	48,96	50,36	48,07	53,69

1940-1949	3,82	4,30	12,16	11,60	38,93	39,52	41,64	44,66
1950-1959	1,88	1,81	5,81	5,84	14,25	17,91	19,67	22,35
1960-1969	0,33	0,74	3,16	1,37	7,71	4,64	9,01	9,09
Italie – 2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b)								
1900-1929	20,36	23,21	35,73	32,04	12,55	12,14	13,70	13,52
1930-1939	20,72	23,42	33,67	29,11	23,02	20,62	25,93	22,23
1940-1949	14,95	20,97	33,48	31,20	34,33	30,34	35,60	32,22
1950-1959	7,98	10,83	27,56	27,84	44,93	42,29	44,12	43,86
1960-1969	8,42	13,60	19,83	24,74	45,98	49,83	50,61	55,58
Italie – 2c = diplômes secondaires longs								
1900-1929	39,55	38,39	18,64	19,42	4,88	5,41	2,57	4,59
1930-1939	34,05	34,23	32,66	32,28	6,21	8,91	5,20	6,40
1940-1949	36,02	35,48	33,72	34,80	13,14	18,35	12,43	12,00
1950-1959	43,79	42,24	46,80	46,39	26,63	27,89	27,93	23,57
1960-1969	50,59	47,43	54,60	49,83	31,07	32,99	35,04	29,46
Italie – 3a+3b = diplômes de l'enseignement supérieur								
1900-1929	26,52	25,89	10,58	7,77	3,77	2,45	1,55	1,12
1930-1939	35,23	33,33	10,70	8,86	4,79	3,83	1,50	1,19
1940-1949	43,39	38,71	19,72	20,40	6,68	6,75	3,48	4,12
1950-1959	45,88	44,77	19,48	19,93	11,29	10,09	4,36	5,87
1960-1969	40,66	38,24	21,03	23,71	13,69	12,03	4,20	4,72

Tableau 12. Indices de Gini pour les différents diplômes (en colonne) selon la cohorte (en ligne) : sociétés réelles et systèmes multi-agents mettant en œuvre le MCEI (construction à partir des pourcentages en colonne calculés sur les données reportées dans le tableau 10)						
France (empirique)						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	I. G. Moyen
1900-1929	0,24	0,09	0,43	0,62	0,75	0,43
1930-1939	0,25	0,10	0,36	0,52	0,72	0,39
1940-1949	0,35	0,17	0,21	0,41	0,62	0,35
1950-1959	0,32	0,21	0,17	0,30	0,60	0,32
1960-1969	0,30	0,27	0,18	0,20	0,54	0,30
France (simulé)						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	I. G. Moyen
1900-1929	0,23	0,10	0,36	0,61	0,76	0,41
1930-1939	0,25	0,12	0,42	0,43	0,72	0,39
1940-1949	0,34	0,17	0,25	0,37	0,60	0,35
1950-1959	0,32	0,21	0,16	0,32	0,62	0,33
1960-1969	0,29	0,31	0,21	0,13	0,55	0,30
Italie (empirique)						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	I. G. Moyen
1900-1929	0,10	0,06	0,12	0,33	0,51	0,22
1930-1939	0,11	0,09	0,04	0,30	0,52	0,21
1940-1949	0,19	0,16	0,04	0,21	0,41	0,20

1950-1959	0,34	0,20	0,11	0,13	0,39	0,23
1960-1969	0,33	0,33	0,18	0,11	0,41	0,27
Italie (simulé)						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	I. G. Moyen
1900-1929	0,11	0,06	0,11	0,45	0,45	0,24
1930-1939	0,15	0,08	0,05	0,35	0,49	0,23
1940-1949	0,14	0,14	0,05	0,20	0,46	0,20
1950-1959	0,23	0,21	0,12	0,10	0,44	0,22
1960-1969	0,20	0,24	0,20	0,11	0,43	0,23
Diplômes : 1a = sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b) ; 2c = diplômes secondaires longs ; 3a+3b = diplômes de l'enseignement supérieur.						

Tableau 13. Estimation du modèle log-linéaire d'« association constante » et du modèle log-multiplicatif de « différence uniforme » sur les données empiriques et sur les données engendrée par le MCEI (présentées dans le tableau 10)					
	DI	L ²	Bic	ID	rL ²
France réelle (Compilation Enquêtes FQP 1985 et 1993)					
(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
$\beta_{1900-1929} = 1$ $\beta_{1930-1939} = 0,8751$ $\beta_{1940-1949} = 0,8038$ $\beta_{1950-1959} = 0,7650$ $\beta_{1960-1969} = 0,7596$					
Série de « systèmes multi-agent » mettant en œuvre le MCEI pour la France					
(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
$\beta_{1900-1929} = 1$ $\beta_{1930-1939} = 0,9339$ $\beta_{1940-1949} = 0,8156$ $\beta_{1950-1959} = 0,8473$ $\beta_{1960-1969} = 0,7928$					
Italie Réelle (Compilation IIM 1985 et ILFI 1999)					
(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
$\beta_{1900-1929} = 1$ $\beta_{1930-1939} = 1,0265$ $\beta_{1940-1949} = 0,9604$ $\beta_{1950-1959} = 1,0597$ $\beta_{1960-1969} = 1,1460$					
Série de « systèmes multi-agent » mettant en œuvre le MCEI pour l'Italie					
(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
$\beta_{1900-1929} = 1$ $\beta_{1930-1939} = 1,0747$ $\beta_{1940-1949} = 0,9960$ $\beta_{1950-1959} = 1,0479$ $\beta_{1960-1969} = 1,1026$					
Significativité des différences selon test classique :					
(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.					

Tableau 14. Pourcentage d'agents ayant obtenu tel ou tel diplôme (en colonne) au sein des différents groupes (en ligne) sous une modification de la variance des distributions de RS et de CS localisée aux agents ouvriers et à deux niveaux scolaires						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	TOT.
(a) Variance = 0.50 sur (4) pour « 1b+1c » et « 2a+2b »						
I+II (1)	2.12	3.42	13.43	26.34	54.68	2921
IIIa+IIIb (2)	8.71	17.39	40.02	22.55	11.32	3673
IV (3)	12.76	26.94	37.28	14.44	8.57	4109
V+VI+VIIa,b (4)	2.85	6.89	55.15	26.87	8.24	5073
(b) Simulation de référence : Variance = 0.25 (Valeur qui permet de reproduire les données empiriques)						
I+II (1)	6.44	14.60	17.82	16.96	44.18	2921
IIIa+IIIb (2)	19.87	34.13	22.81	11.49	11.68	3673
IV (3)	29.46	38.84	16.12	7.49	8.09	4109
V+VI+VIIa,b (4)	31.11	44.09	15.52	5.22	4.07	5073
(c) Variance = 0.50 sur (4) pour « 2c » et « 3a+3b »						
I+II (1)	7.46	16.01	17.92	15.13	43.49	2921
IIIa+IIIb (2)	22.37	36.28	19.84	10.24	11.27	3673
IV (3)	30.24	40.18	14.27	7.35	7.96	4109
V+VI+VIIa,b (4)	32.29	43.02	10.98	7.92	5.80	5073
Groupes : I+II = « Cadres, prof. libérales, chefs d'entreprise » (1) ; IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires » (2) ; IV = « Indépendants » (3) ; V+VI+VIIa,b = « Ouvriers » (4). Diplômes : 1a = sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b) ; 2c = diplômes secondaires longs ; 3a+3b = diplômes de l'enseignement supérieur.						

Tableau 15. Pourcentage d'agents ayant obtenu tel ou tel diplôme (en colonne) au sein des différents groupes (en ligne) sous une modification de la variance des distributions de RS et de CS localisée à un seul groupe, mais pour tous les diplômes						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	tot.
(d) Simulation de référence : Variance = 0.25 (Valeur qui permet de reproduire les données empiriques)						
I+II (1)	6.44	14.60	17.82	16.96	44.18	2921
IIIa+IIIb (2)	19.87	34.13	22.81	11.49	11.68	3673
IV (3)	29.46	38.84	16.12	7.49	8.09	4109
V+VI+VIIa,b (4)	31.11	44.09	15.52	5.22	4.07	5073
(e) Variance = 0.50 que pour « V+VI+VIIa,b » (4) sur tous les diplômes						
I+II (1)	2.33	3.02	7.10	27.07	60.48	2921
IIIa+IIIb (2)	7.38	17.02	35.78	27.88	11.94	3673
IV (3)	12.49	25.55	32.71	19.59	9.66	4109
V+VI+VIIa,b (4)	2.54	7.04	18.68	56.96	14.79	5073
(f) Variance = 0.50 que pour « IV » (3) sur tous les diplômes						
I+II (1)	4.50	9.03	17.60	21.45	47.41	2921
IIIa+IIIb (2)	13.33	27.99	31.86	14.72	12.09	3673
IV (3)	6.50	16.17	27.44	26.27	23.62	4109
V+VI+VIIa,b (4)	15.09	38.81	31.17	10.55	4.38	5073
(g) Variance = 0.50 que pour « IIIa+IIIb » (2) sur tous les diplômes						
I+II (1)	4.85	9.41	16.20	18.86	50.68	2921
IIIa+IIIb (2)	5.23	9.83	23.17	29.06	32.70	3673
IV (3)	21.15	36.16	24.38	9.46	8.86	4109
V+VI+VIIa,b (4)	19.00	39.38	27.16	10.26	4.20	5073
(h) Variance = 0.50 que pour « I+II » (1) sur tous les diplômes						
I+II (1)	3.27	4.74	7.21	9.68	75.09	2921
IIIa+IIIb (2)	19.10	32.67	25.78	11.97	10.48	3673
IV (3)	27.44	37.82	18.68	8.30	7.77	4109
V+VI+VIIa,b (4)	28.02	43.38	18.02	6.42	4.16	5073
Groupes : I+II = « Cadres, prof. libérales, chefs d'entreprise » (1) ; IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires » (2) ; IV = « Indépendants » (3) ; V+VI+VIIa,b = « Ouvriers » (4). Diplômes : 1a = sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b) ; 2c = diplômes secondaires longs ; 3a+3b = diplômes de l'enseignement supérieur.						

Tableau 16. Pourcentage d'agents ayant obtenu tel ou tel diplôme (en colonne) au sein des différents groupes (en ligne) sous des valeurs différentes de la variance des distributions de RS et de CS pour tous les groupes et pour tous les diplômes						
	1a	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b	TOT.
(i) Variance = 0.125						
I+II (1)	37,29	23,13	11,13	7,43	21,01	2921
IIIa+IIIb (2)	70,41	15,29	5,64	3,65	5,01	3673
IV (3)	78,58	13,11	3,46	1,57	3,29	4109
V+VI+VIIa,b (4)	92,87	5,06	0,51	0,30	1,27	5073
(l) Simulation de référence : Variance = 0.25 (Valeur qui permet de reproduire les données empiriques)						
I+II (1)	6,44	14,60	17,82	16,96	44,18	2921
IIIa+IIIb (2)	19,87	34,13	22,81	11,49	11,68	3673
IV (3)	29,46	38,84	16,12	7,49	8,09	4109
V+VI+VIIa,b (4)	31,11	44,09	15,52	5,22	4,07	5073
(m) Variance = 0.50						
I+II (1)	1,15	0,82	0,52	1,81	95,70	2921
IIIa+IIIb (2)	2,91	2,87	6,98	35,70	51,55	3673
IV (3)	4,13	5,61	11,34	41,64	37,28	4109
V+VI+VIIa,b (4)	1,96	2,44	4,23	61,91	29,46	5073
(n) Variance = 0.75						
I+II (1)	0,47	0,33	0,38	0,29	98,53	2921
IIIa+IIIb (2)	1,50	1,26	2,30	10,56	84,38	3673
IV (3)	1,50	1,93	3,51	16,25	76,81	4109
V+VI+VIIa,b (4)	0,74	0,72	0,84	19,31	78,38	5073
(o) Variance = 1						
I+II (1)	0,47	0,22	0,22	0,32	98,77	2921
IIIa+IIIb (2)	1,04	0,69	1,24	3,65	93,38	3673
IV (3)	1,31	1,24	1,76	5,77	89,91	4109
V+VI+VIIa,b (4)	0,48	0,43	0,37	3,96	94,75	5073
(p) Variance = 1.25						
I+II (1)	0,49	0,21	0,21	0,19	98,91	2921
IIIa+IIIb (2)	0,88	0,78	0,71	1,74	95,89	3673
IV (3)	0,77	1,06	1,23	2,67	94,27	4109
V+VI+VIIa,b (4)	0,27	0,30	0,19	1,64	97,61	5073
Groupes : I+II = « Cadres, prof. libérales, chefs d'entreprise » (1) ; IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires » (2) ; IV = « Indépendants » (3) ; V+VI+VIIa,b = « Ouvriers » (4). Diplômes : 1a = sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b) ; 2c = diplômes secondaires longs ; 3a+3b = diplômes de l'enseignement supérieur.						

ANNEXE 2
Paramètres des simulations du MCEI
visant la reproduction des données empiriques françaises et italiennes

Tableau 1. Valeurs d'initialisation du paramètre RM_D				
	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b
France	0.10	0.25	0.44	0.79
Italie	0.01	0.06	0.26	0.66
Légende : Diplômes : 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' Note de Lecture : les valeurs numériques représentent la proportion (empirique) d'individus qui atteignent le groupe socioprofessionnel « Cadres, professions libérales, chef d'entreprise » à partir de tel ou tel diplôme				

Tableau 2. Valeurs d'initialisation du réseau « petit monde »	
Connectivité Moyenne (K)	Chaque agent a en moyenne 4 voisins
Bruit (B)	10 liens sur 100 sont en moyenne débranchés entre deux agents du même groupe pour être rebranchés vers un agent d'un groupe différent
Probabilité de contacts intergroupes (PCI)	à-peu-près 60% des liens intergroupes se fait ente deux agents issus de groupes sociaux proches (distance 1) ; à-peu-près 30% entre deux agents issus de groupes relativement proches (distance 2) ; à-peu-près 10% entre deux agents issus de groupes éloignés (distance 3).



Tableau 3
Moyenne et variance (entre parenthèse) des distributions normales à partir desquelles
on construit les valeurs d'initialisation (qui suivent une distribution log-normale) des
paramètres RS et CS

France (RS _{IGD})					France (CS _{IGD})				
	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b		1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b
I+II (1)	0.70 (0.25)	0.90 (0.25)	1.10 (0.25)	1.50 (0.25)	I+II (1)	1.58 (0.25)	1.74 (0.25)	1.95 (0.25)	2.60 (0.25)
IIIa+IIIb (2)	0.62 (0.25)	0.65 (0.25)	0.45 (0.25)	0.40 (0.25)	IIIa+IIIb (2)	1.71 (0.25)	1.83 (0.25)	2.00 (0.25)	2.80 (0.25)
IV (3)	0.57 (0.25)	0.50 (0.25)	0.35 (0.25)	0.30 (0.25)	IV (3)	1.75 (0.25)	1.86 (0.25)	2.05 (0.25)	2.93 (0.25)
V+VI+VIIa,b (4)	0.45 (0.25)	0.35 (0.25)	0.30 (0.25)	0.05 (0.25)	V+VI+VIIa,b (4)	1.87 (0.25)	1.92 (0.25)	2.08 (0.25)	3.45 (0.25)
Italie (RS _{IGD})					Italie (CS _{IGD})				
	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b		1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b
I+II (1)	0.75 (0.25)	0.95 (0.25)	1.00 (0.25)	0.65 (0.25)	I+II (1)	1.38 (0.25)	1.55 (0.25)	1.68 (0.25)	2.32 (0.25)
IIIa+IIIb (2)	0.68 (0.25)	0.85 (0.25)	0.88 (0.25)	0.45 (0.25)	IIIa+IIIb (2)	1.41 (0.25)	1.59 (0.25)	1.69 (0.25)	2.33 (0.25)
IV (3)	0.55 (0.25)	0.70 (0.25)	0.65 (0.25)	0.35 (0.25)	IV (3)	1.55 (0.25)	1.66 (0.25)	1.72 (0.25)	2.34 (0.25)
V+VI+VIIa,b (4)	0.50 (0.25)	0.64 (0.25)	0.55 (0.25)	0.20 (0.25)	V+VI+VIIa,b (4)	1.70 (0.25)	1.75 (0.25)	1.83 (0.25)	2.36 (0.25)
Légende : Groupe sociaux (en ligne) : I+II = « Cadres supérieurs, prof. lib., chef d'entreprise » ; IIIa+IIIb = « Professions intermédiaires » ; IV = « Indépendants » ; V+VI+VIIa,b = « Ouvriers ». Diplômes (en colonne) : 1a = sans diplôme ; 1b+1c = diplômes de type CEP (1b) ou CAP (1c) ; 2a+2b = diplômes de type BEPC (2a) ou BEP (2b) ; 2c = diplômes secondaires longs ; 3a+3b = diplômes de l'enseignement supérieur.									



Tableau 4. Valeurs d'initialisation du paramètre RMD au sein des différentes cohortes				
	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b
		France		
1920 – 1929	0.11	0.46	0.73	0.90
1930 – 1939	0.12	0.45	0.65	0.89
1940 – 1949	0.11	0.37	0.62	0.87
1950 – 1959	0.07	0.19	0.43	0.80
1960 – 1969	0.03	0.11	0.30	0.72
Italie				
1920 – 1929	0.02	0.10	0.47	0.78
1930 – 1939	0.01	0.09	0.45	0.80
1940 – 1949	0.01	0.07	0.35	0.84
1950 – 1959	0.004	0.04	0.27	0.78
1960 – 1969	0.008	0.04	0.23	0.62

Tableau 5. Moyenne et variance (entre parenthèse) des distributions normales à partir desquelles on construit les valeurs d'initialisation (qui suivent une distribution log-normale) des paramètres RS et CS au sein des différents cohortes				
France (RS _{IGD})				
	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b
Cohorte 1920 – 1929				
(1)	0.67 (0.25)	0.75 (0.25)	0.85 (0.25)	0.40 (0.25)
(2)	0.52 (0.25)	0.35 (0.25)	0.20 (0.25)	0.03 (0.25)
(3)	0.50 (0.25)	0.20 (0.25)	0.15 (0.25)	0.02 (0.25)
(4)	0.40 (0.25)	0.10 (0.25)	0.05 (0.25)	0.01 (0.25)
Cohorte 1930 – 1939				
(1)	0.75 (0.25)	0.85 (0.25)	1.00 (0.25)	0.80 (0.25)
(2)	0.55 (0.25)	0.45 (0.25)	0.21 (0.25)	0.06 (0.25)
(3)	0.54 (0.25)	0.25 (0.25)	0.16 (0.25)	0.05 (0.25)
(4)	0.45 (0.25)	0.14 (0.25)	0.06 (0.25)	0.02 (0.25)
Cohorte 1940 – 1949				
(1)	0.77 (0.25)	0.85 (0.25)	1.10 (0.25)	1.45 (0.25)
(2)	0.57 (0.25)	0.65 (0.25)	0.30 (0.25)	0.07 (0.25)
(3)	0.56 (0.25)	0.54 (0.25)	0.25 (0.25)	0.06 (0.25)
(4)	0.48 (0.25)	0.45 (0.25)	0.10 (0.25)	0.03 (0.25)
Cohorte 1950 – 1959				
(1)	0.80 (0.25)	0.90 (0.25)	1.20 (0.25)	1.60 (0.25)
(2)	0.63 (0.25)	0.75 (0.25)	0.50 (0.25)	0.12 (0.25)
(3)	0.62 (0.25)	0.60 (0.25)	0.48 (0.25)	0.10 (0.25)
(4)	0.52 (0.25)	0.46 (0.25)	0.30 (0.25)	0.05 (0.25)
Cohorte 1960 – 1969				
(1)	0.85 (0.25)	1.10 (0.25)	1.20 (0.25)	1.60 (0.25)
(2)	0.65 (0.25)	0.90 (0.25)	0.70 (0.25)	0.55 (0.25)
(3)	0.63 (0.25)	0.85 (0.25)	0.55 (0.25)	0.40 (0.25)
(4)	0.60 (0.25)	0.65 (0.25)	0.50 (0.25)	0.35 (0.25)

France (CS _{IGD})				
	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b
Cohorte 1920 – 1929				
(1)	1.60 (0.25)	2.10 (0.25)	3.00 (0.25)	3.80 (0.25)
(2)	1.81 (0.25)	3.05 (0.25)	3.85 (0.25)	3.98 (0.25)
(3)	1.83 (0.25)	3.50 (0.25)	3.90 (0.25)	3.99 (0.25)
(4)	2.02 (0.25)	3.80 (0.25)	3.95 (0.25)	4.00 (0.25)
Cohorte 1930 – 1939				
(1)	1.58 (0.25)	2.00 (0.25)	2.65 (0.25)	3.60 (0.25)
(2)	1.78 (0.25)	3.01 (0.25)	3.78 (0.25)	3.97 (0.25)
(3)	1.79 (0.25)	3.47 (0.25)	3.85 (0.25)	3.98 (0.25)
(4)	1.99 (0.25)	3.77 (0.25)	3.90 (0.25)	3.99 (0.25)
Cohorte 1940 – 1949				
(1)	1.55 (0.25)	1.85 (0.25)	2.30 (0.25)	2.95 (0.25)
(2)	1.70 (0.25)	2.28 (0.25)	3.70 (0.25)	3.96 (0.25)
(3)	1.71 (0.25)	2.32 (0.25)	3.75 (0.25)	3.97 (0.25)
(4)	1.98 (0.25)	2.45 (0.25)	3.86 (0.25)	3.98 (0.25)
Cohorte 1950 – 1959				
(1)	1.50 (0.25)	1.57 (0.25)	1.90 (0.25)	2.45 (0.25)
(2)	1.62 (0.25)	1.78 (0.25)	1.95 (0.25)	3.85 (0.25)
(3)	1.63 (0.25)	1.81 (0.25)	2.01 (0.25)	3.88 (0.25)
(4)	1.88 (0.25)	1.94 (0.25)	2.05 (0.25)	3.95 (0.25)
Cohorte 1960 – 1969				
(1)	1.45 (0.25)	1.55 (0.25)	1.84 (0.25)	2.45 (0.25)
(2)	1.55 (0.25)	1.60 (0.25)	1.86 (0.25)	2.58 (0.25)
(3)	1.58 (0.25)	1.65 (0.25)	1.88 (0.25)	2.59 (0.25)
(4)	1.83 (0.25)	1.84 (0.25)	1.90 (0.25)	2.60 (0.25)

Italie (RS _{IGD})				
	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b
Cohorte 1920 – 1929				
(1)	0.70 (0.25)	0.80 (0.25)	0.75 (0.25)	0.15 (0.25)
(2)	0.50 (0.25)	0.65 (0.25)	0.50 (0.25)	0.09 (0.25)
(3)	0.47 (0.25)	0.55 (0.25)	0.45 (0.25)	0.07 (0.25)
(4)	0.43 (0.25)	0.50 (0.25)	0.40 (0.25)	0.05 (0.25)
Cohorte 1930 – 1939				
(1)	0.70 (0.25)	0.82 (0.25)	0.75 (0.25)	0.35 (0.25)
(2)	0.55 (0.25)	0.70 (0.25)	0.65 (0.25)	0.10 (0.25)
(3)	0.50 (0.25)	0.60 (0.25)	0.46 (0.25)	0.08 (0.25)
(4)	0.48 (0.25)	0.55 (0.25)	0.42 (0.25)	0.06 (0.25)
Cohorte 1940 – 1949				
(1)	0.71 (0.25)	0.85 (0.25)	0.90 (0.25)	0.45 (0.25)
(2)	0.56 (0.25)	0.75 (0.25)	0.80 (0.25)	0.35 (0.25)
(3)	0.55 (0.25)	0.67 (0.25)	0.60 (0.25)	0.25 (0.25)
(4)	0.52 (0.25)	0.56 (0.25)	0.50 (0.25)	0.20 (0.25)
Cohorte 1950 – 1959				
(1)	0.72 (0.25)	0.89 (0.25)	0.90 (0.25)	0.50 (0.25)
(2)	0.65 (0.25)	0.76 (0.25)	0.85 (0.25)	0.35 (0.25)
(3)	0.58 (0.25)	0.70 (0.25)	0.65 (0.25)	0.25 (0.25)
(4)	0.55 (0.25)	0.60 (0.25)	0.56 (0.25)	0.23 (0.25)
Cohorte 1960 – 1969				
(1)	0.80 (0.25)	0.98 (0.25)	1.00 (0.25)	0.55 (0.25)
(2)	0.75 (0.25)	0.95 (0.25)	0.97 (0.25)	0.40 (0.25)
(3)	0.70 (0.25)	0.85 (0.25)	0.65 (0.25)	0.30 (0.25)
(4)	0.60 (0.25)	0.80 (0.25)	0.56 (0.25)	0.23 (0.25)

Italie (CS _{IGD})				
	1b+1c	2a+2b	2c	3a+3b
Cohorte 1920 – 1929				
(1)	1.48 (0.25)	1.75 (0.25)	2.35 (0.25)	3.40 (0.25)
(2)	1.50 (0.25)	1.85 (0.25)	2.40 (0.25)	3.91 (0.25)
(3)	1.75 (0.25)	2.00 (0.25)	2.55 (0.25)	3.93 (0.25)
(4)	1.90 (0.25)	2.05 (0.25)	2.60 (0.25)	3.95 (0.25)
Cohorte 1930 – 1939				
(1)	1.48 (0.25)	1.75 (0.25)	2.34 (0.25)	3.35 (0.25)
(2)	1.49 (0.25)	1.79 (0.25)	2.39 (0.25)	3.90 (0.25)
(3)	1.69 (0.25)	1.96 (0.25)	2.50 (0.25)	3.92 (0.25)
(4)	1.84 (0.25)	2.02 (0.25)	2.55 (0.25)	3.94 (0.25)
Cohorte 1940 – 1949				
(1)	1.48 (0.25)	1.73 (0.25)	2.16 (0.25)	3.00 (0.25)
(2)	1.49 (0.25)	1.75 (0.25)	2.18 (0.25)	3.02 (0.25)
(3)	1.64 (0.25)	1.90 (0.25)	2.20 (0.25)	3.05 (0.25)
(4)	1.82 (0.25)	1.98 (0.25)	2.22 (0.25)	3.10 (0.25)
Cohorte 1950 – 1959				
(1)	1.48 (0.25)	1.71 (0.25)	2.00 (0.25)	3.00 (0.25)
(2)	1.49 (0.25)	1.74 (0.25)	2.15 (0.25)	3.02 (0.25)
(3)	1.56 (0.25)	1.80 (0.25)	2.16 (0.25)	3.05 (0.25)
(4)	1.79 (0.25)	1.92 (0.25)	2.17 (0.25)	3.10 (0.25)
Cohorte 1960 – 1969				
(1)	1.60 (0.25)	1.92 (0.25)	2.17 (0.25)	3.10 (0.25)
(2)	1.50 (0.25)	1.71 (0.25)	2.12 (0.25)	3.05 (0.25)
(3)	1.48 (0.25)	1.68 (0.25)	2.05 (0.25)	3.02 (0.25)
(4)	1.47 (0.25)	1.60 (0.25)	1.94 (0.25)	2.98 (0.25)

TABLE DES MATIÈRES

Remerciements	7
Introduction	13

PARTIE I

Modèles, mécanismes et processus

CHAPITRE 1

Sociologie et « modèles générateurs »	25
L'objet d'un modèle générateur	26
La forme d'un modèle générateur	33
La mise en œuvre d'un modèle générateur	37
Les méthodes d'analyse statistique	38
Les méthodes de simulation	42
Le langage mathématique	46

CHAPITRE 2

Repenser la sociologie quantitative de la stratification sociale	53
Une théorisation pauvre	55
Un débat exemplaire : dimensions et mesures de la stratification éducative	58
« Modèles générateurs » et dimensions de la stratification éducative	69
Théorie et méthodes : des signes inégaux de changements	72
Acceptation du raisonnement par les « mécanismes générateurs »	72
Réticences à l'égard des méthodes de simulation	74

PARTIE II

Stratifications éducatives et systèmes scolaires en France et en Italie

CHAPITRE 3

La stratification éducative en France et en Italie dans les années 1990	81
Morphologie, destinées éducatives et recrutement social des diplômés	82
La fluidité éducative	86
La structure de la « fluidité éducative »	87
Les « mécanismes » sous-jacents à la structure de la « fluidité éducative »	89
Les frontières du pouvoir explicatif de l'analyse statistique	96



CHAPITRE 4

La stratification éducative en France et en Italie au xx^e siècle	101
Les évolutions de la morphologie, des destinées éducatives et du recrutement social des diplômes	103
Les évolutions de la « fluidité éducative »	108

CHAPITRE 5

Architectures scolaires et stratification éducative en France et en Italie	115
Histoire et structure du système éducatif français	117
Histoire et structure du système éducatif italien.....	120
Structures scolaires, perceptions subjectives et régularités statistiques.....	124
Les « non diplômés »	124
Le premier degré.....	125
Le second degré.....	127
L'enseignement supérieur.....	128
Le degré global d'inégalité	130

316

PARTIE III

Actions, interactions et stratifications éducatives

CHAPITRE 6

Un modèle générateur formel de la stratification éducative	137
Le « modèle du choix éducatif interdépendant » (MCEI).....	139
Le MCEI et les systèmes multi-agents	147

CHAPITRE 7

La genèse de la stratification éducative en France et en Italie	153
Les données engendrées par le MCEI et les données empiriques transversales.....	155
Morphologie, destinées éducatives et recrutement social des diplômés.....	156
La « fluidité éducative »	158
Les données engendrées par le MCEI et les données empiriques diachroniques	160
Les évolutions de la morphologie, des destinées éducatives et du recrutement social des diplômes.....	161
Transformations de la « fluidité éducative »	164
Le processus sous contrainte du MCEI.....	166
Le processus de genèse de la stratification éducative selon le MCEI.....	166
Architecture scolaire et perceptions subjectives selon le MCEI	169

CHAPITRE 8

La genèse de la stratification éducative en Utopie	179
Le rôle de l'hétérogénéité intragroupe des préférences et des ressources des agents ..	180
Le rôle de la quantité des interactions dyadiques entre les agents.....	184
Le rôle du type d'hétérophilie des interactions dyadiques intergroupes.....	187
Le rôle de la quantité d'interactions dyadiques intergroupes	189
Expériences virtuelles et politiques publiques : y a-t-il un lien possible ?.....	191



Conclusion 201

références bibliographiques..... 209

Annexes..... 259

Table des matières.....315

