

# Utiliser le modèle log-linéaire pour mettre au jour la structure du lien entre les deux variables d'un tableau de contingence : un exemple d'application à la mobilité sociale

*Louis-André VALLET*

*Laboratoire de Sociologie Quantitative, UMR 2773 CNRS & INSEE, CREST*

## Introduction

Dans un tableau de contingence à deux dimensions, les effectifs des différentes cellules *confondent*, c'est-à-dire reflètent à la fois, le lien ou association statistique entre les deux variables croisées et l'importance relative de leurs différentes modalités. Par exemple, les effectifs ou flux qui apparaissent dans une table de mobilité sociale confondent les « proximités » ou « distances » sociales entre les catégories mises en jeu et les contraintes marginales que fait peser l'inégale répartition des positions sociales parmi les pères et parmi les fils ou filles. Or, l'utilisation de la gamme des modèles log-linéaires situés entre le modèle d'indépendance statistique et le modèle saturé qui reproduit parfaitement les données permet précisément de dégager les premières des secondes. Une vision relativement simple de la structure du lien entre les variables ou de la « densité intrinsèque » caractéristique des différentes cellules peut notamment être obtenue en utilisant le modèle log-linéaire dit topologique dû au sociologue américain Robert M. Hauser [18] [19].

En prenant l'exemple d'une table de mobilité sociale, on montrera, en suivant une démarche à la fois statistique et sociologique, que l'utilisation de ce type de modèle permet de parvenir à une description suggestive des tendances ou propensions à l'immobilité et à la mobilité caractéristiques des différentes catégories sociales. En d'autres termes, à partir de cet exemple, on donnera à voir le réseau de « proximités » ou de « distances » entre catégories sociales qui sous-tend le régime de mobilité entre générations.

## Le caractère complexe des effectifs d'un tableau de contingence

Soit, à partir de l'enquête Formation – Qualification Professionnelle de 1985, la table de mobilité sociale qui, pour les femmes françaises actives occupées âgées de 35 à 59 ans, rapproche leur position socioprofessionnelle personnelle de celle de leur père dans la nomenclature suivante :

1. – Cadres et professions intellectuelles supérieures (sauf Professions libérales) (PCS 33 à 38) ;
2. – Chefs d'entreprise de 10 salariés ou plus, Professions libérales (PCS 23 et 31) ;
3. – Professions intermédiaires (sauf Contremaîtres, agents de maîtrise) (PCS 42 à 47) ;
4. – Artisans, Commerçants et assimilés (PCS 21 et 22) ;
5. – Employés (PCS 52 à 56) ;
6. – Contremaîtres, agents de maîtrise, Ouvriers (PCS 48, 62 à 69) ;
7. – Agriculteurs exploitants (PCS 11 à 13).

Cette table de mobilité sociale porte sur un ensemble de 5 178 femmes qui en représentent 4 404 000 environ (Tableau 1).

Les effectifs qui figurent dans une telle table permettent-ils de décrire les tendances à l'immobilité et à la mobilité qui apparaissent, dans chaque catégorie sociale, *nettes des effets marginaux*, c'est-à-dire en séparant les effets d'association entre origine et position des effets de prévalence qui sont liés à l'importance relative des catégories d'origine et de destination ? La réponse est négative et un exemple permettra de mieux saisir la difficulté à surmonter. Parmi les Françaises de 35 à 59 ans en 1985, 20,6% sont employées filles d'un contremaître ou d'un ouvrier, 0,2% sont chefs d'entreprise ou professions libérales filles d'un homme de cette catégorie. La différence extrême entre ces deux proportions reflète bien sûr la forte importance relative des ouvriers dans la structure sociale des pères, des employées dans la structure sociale des filles, et il est ici impossible de savoir si la propension à l'hérédité sociale dans les classes supérieures est plus, aussi ou moins élevée que la tendance à la mobilité des filles de la classe ouvrière vers la catégorie des employées. En adoptant le point de vue de la destinée pour observer que 8,6% des filles de chef d'entreprise, profession libérale le sont elles-mêmes et que 50,9% des filles de contremaître ou ouvrier sont devenues employées, la même difficulté resurgit : dans la structure sociale des filles, les positions d'employées sont beaucoup plus nombreuses que celles de chefs d'entreprise, professions libérales et ceci ne manque pas d'affecter les deux proportions calculées. Pour des raisons analogues relatives à la structure sociale des pères, le problème est identique du point de vue du recrutement. Bref, les effectifs ou flux qui apparaissent dans la table de mobilité confondent, c'est-à-dire reflètent à la fois, les proximités ou distances sociales entre les catégories mises en jeu et les contraintes marginales ou structurelles que fait peser l'inégale répartition des positions sociales parmi les pères et parmi les filles. Ces flux ne peuvent donc être tenus pour une représentation correcte de la fluidité sociale, c'est-à-dire du réseau de proximités ou de distances entre catégories d'une génération à l'autre. Afin de décrire celle-ci, il est nécessaire d'analyser l'association statistique entre milieu d'origine et position occupée, nette des effets marginaux.

**Tableau 1 – Table de mobilité sociale féminine par la profession**  
(Femmes françaises, actives occupées, âgées de 35 à 59 ans en 1985 – N=5 178)

Père	Fille								Total
	1	2	3	4	5	6	7		
1 Cadre, profession intellectuelle supérieure (sauf profession libérale)	Effectif	69076	11067	96241	13054	56393	6867	0	252698
	Ensemble	1,6	0,3	2,2	0,3	1,3	0,2	0,0	5,7
	Destinée	27,3	4,4	38,1	5,2	22,3	2,7	0,0	100
	Recrutement	24,9	15,9	10,5	3,0	3,1	1,3	0,0	5,7
2 Chef d'entreprise, profession libérale	Effectif	24469	9968	32504	12536	27595	2251	5960	115283
	Ensemble	0,6	0,2	0,7	0,3	0,6	0,1	0,1	2,6
	Destinée	21,2	8,6	28,2	10,9	23,9	2,0	5,2	100
	Recrutement	8,8	14,3	3,6	2,9	1,5	0,4	1,6	2,6
3 Profession intermédiaire (sauf contremaître, agent de maîtrise)	Effectif	40880	9731	111552	19380	113024	19132	4058	317757
	Ensemble	0,9	0,2	2,5	0,4	2,6	0,4	0,1	7,2
	Destinée	12,9	3,1	35,1	6,1	35,6	6,0	1,3	100
	Recrutement	14,7	14,0	12,2	4,4	6,2	3,8	1,1	7,2
4 Artisan, commerçant	Effectif	45538	18151	148337	101359	191402	33648	12132	550567
	Ensemble	1,0	0,4	3,4	2,3	4,3	0,8	0,3	12,5
	Destinée	8,3	3,3	26,9	18,4	34,8	6,1	2,2	100
	Recrutement	16,4	26,1	16,3	23,1	10,5	6,6	3,2	12,5
5 Employé	Effectif	25665	3128	102067	45427	184157	25234	3546	389224
	Ensemble	0,6	0,1	2,3	1,0	4,2	0,6	0,1	8,8
	Destinée	6,6	0,8	26,2	11,7	47,3	6,5	0,9	100
	Recrutement	9,3	4,5	11,2	10,3	10,1	5,0	0,9	8,8
6 Contremaître, agent de maîtrise, ouvrier	Effectif	54574	12655	307363	159627	907259	302515	40020	1784013
	Ensemble	1,2	0,3	7,0	3,6	20,6	6,9	0,9	40,5
	Destinée	3,1	0,7	17,2	8,9	50,9	17,0	2,2	100
	Recrutement	19,7	18,2	33,7	36,4	49,9	59,4	10,5	40,5
7 Agriculteur exploitant	Effectif	17251	4785	114550	87604	336774	119465	314005	994434
	Ensemble	0,4	0,1	2,6	2,0	7,6	2,7	7,1	22,6
	Destinée	1,7	0,5	11,5	8,8	33,9	12,0	31,6	100
	Recrutement	6,2	6,9	12,6	20,0	18,5	23,5	82,7	22,6
Total	Effectif	277453	69485	912614	438987	1816604	509112	379721	4403976
	Ensemble	6,3	1,6	20,7	10,0	41,2	11,6	8,6	100
	Destinée	6,3	1,6	20,7	10,0	41,2	11,6	8,6	100
	Recrutement	100	100	100	100	100	100	100	100

Figurent sur la première ligne l'effectif extrapolé à l'univers, sur la deuxième ligne la proportion sur l'ensemble, sur la troisième ligne la proportion selon la destinée et sur la quatrième ligne la proportion selon le recrutement.

Source des données : Enquête Formation – Qualification Professionnelle de 1985 (INSEE)

Lecture : Les femmes cadres ou professions intellectuelles supérieures filles d'un homme cadre ou profession intellectuelle supérieure représentent 1,6% des Françaises de 35 à 59 ans qui avaient un emploi en 1985, 27,3% des filles de cadre actives occupées et 24,9% des femmes cadres.

Séparer les tendances intrinsèques à l'immobilité ou à la mobilité des effets de marges pour évaluer la force de ces tendances est un problème auquel les spécialistes de la mobilité sociale se sont attaqués durant les dernières décennies. Une avancée significative a été réalisée au tournant des années quatre-vingt : la fluidité sociale peut être décrite et séparée analytiquement des effets de structure par l'utilisation de modèles statistiques multiplicatifs pour la table de mobilité, qui deviennent additifs par passage au logarithme (modèles log-linéaires)<sup>1</sup>.

On considérera que la table de mobilité féminine observée en 1985 croise deux variables,  $I$  (position sociale du père ou origine sociale de la fille) et  $J$  (position sociale de la fille) ;  $i$  et  $i'$ ,  $j$  et  $j'$  représenteront respectivement deux origines et deux positions quelconques ; enfin  $n_{ij}$  désignera un effectif quelconque, celui des femmes d'origine  $i$  et de position  $j$  observé lors de l'enquête. La logique de l'analyse consistera à rechercher un modèle qui, *à la fois*, sera parcimonieux – c'est-à-dire imposera l'estimation d'un faible nombre de paramètres – et décrira de manière satisfaisante la table de mobilité réelle. Les effectifs  $m_{ij}$  attendus sous ce modèle (estimateurs du maximum de vraisemblance) pourront être obtenus par multiplication de paramètres dont certains ( $\beta_i$  et  $\gamma_j$ ) ne seront liés qu'à la catégorie d'origine ou à la catégorie de destination mises en jeu et refléteront donc les effets de structure impliqués dans les distributions marginales de la table de mobilité, alors que d'autres ( $\delta_{ij}$ ) dépendront de la cellule considérée et mesureront de ce fait l'association statistique entre catégorie d'origine et catégorie de destination. Ces derniers paramètres permettront donc une description économique, nette des effets marginaux, de la fluidité sociale, c'est-à-dire du réseau de proximités ou de distances entre catégories sociales, de la génération des pères à celle des filles<sup>2</sup>.

## Quelques modèles simples pour une première étape

### Mobilité « parfaite »

Puisqu'elle suppose l'indépendance statistique – ou absence d'association – entre milieu d'origine et position occupée, l'hypothèse de mobilité « parfaite » forme le modèle de base pour l'analyse de la fluidité sociale. Si ce modèle décrivait exactement la mobilité intergénérationnelle des femmes sur le marché du travail, on observerait que :

- les destinées sociales des femmes ne varient pas selon le milieu d'origine et reproduisent la structure sociale des filles ;
- le recrutement social des femmes est semblable pour toutes les positions et identique à la structure sociale des pères ;
- la concurrence entre les femmes de deux origines distinctes ( $i$  et  $i'$ ) pour atteindre (ou éviter)

l'une plutôt que l'autre de deux positions sociales ( $j$  et  $j'$ ) est parfaite car le *odds ratio*  $\frac{n_{ij}/n_{i'j}}{n_{ij'}/n_{i'j'}}$  vaut 1.

Ces trois formulations sont strictement équivalentes. En particulier, la dernière montre bien que le modèle de mobilité parfaite est aussi celui d'une fluidité parfaite : être née dans telle ou telle classe sociale n'introduit aucun avantage ou handicap dans l'accès à une position donnée sur le marché du travail. Énoncer l'hypothèse d'une mobilité parfaite, c'est donc supposer que la mobilité des pères aux filles n'est pas contrariée par l'existence de distances entre catégories

<sup>1</sup> Pour une introduction plus générale à la modélisation log-linéaire et log-multiplicative des tableaux de contingence, on se reportera aux cours et exemples disponibles aux adresses suivantes :

<http://www.crest.fr/pageperso/lsg/vallet/Point-Recherche-1.doc>

<http://www.crest.fr/pageperso/lsg/vallet/Point-Recherche-2.pdf>

<sup>2</sup> Aucun des modèles qui seront estimés plus loin ne supposera l'existence d'un ordre, voire d'un ordre total, sur les catégories sociales. L'expression de « distances entre catégories sociales » utilisée ici n'est donc qu'intuitive et ne doit pas être prise en un sens mathématique strict. On notera cependant que d'autres classes de modèles log-linéaires ou log-multiplicatifs autoriseraient un usage plus rigoureux de ce concept (Hout [20]).

sociales, que celles-ci sont également proches les unes des autres, qu'il n'existe pas de tendance à l'hérédité sociale et que les flux de mobilité ne sont déterminés que par les contraintes marginales. Aussi, du fait de sa signification sociologique, cette hypothèse formera-t-elle une base utile pour apprécier l'amélioration qu'apportent des modèles moins contraignants, mais plus réalistes.

On sait que, sous l'hypothèse de mobilité parfaite, les effectifs  $m_{ij}$  attendus valent  $\frac{n_i n_{.j}}{n_{..}}$  mais, pour introduire les modèles ultérieurs, on exprimera cette hypothèse sous les deux formes suivantes qui sont équivalentes :

$$\text{(forme multiplicative)} \quad m_{ij} = \alpha \beta_i \gamma_j \delta_{ij} \quad \text{avec } \delta_{ij} = 1 \quad \forall i, \forall j$$

$$\text{(forme log-linéaire)} \quad \text{Log } m_{ij} = a + b_i + c_j + d_{ij} \quad \text{avec } d_{ij} = 0 \quad \forall i, \forall j$$

Ainsi, chaque effectif  $m_{ij}$  attendu (respectivement son logarithme) est le produit (respectivement la somme) de trois paramètres :

- $\alpha$  (ou  $a$ ), constante qui permet d'ajuster l'effectif total de la table de mobilité ;
- $\beta_i$  (ou  $b_i$ ), qui reflète la taille relative de la catégorie d'origine  $i$ , ces paramètres permettant donc d'ajuster la structure sociale des pères ;
- $\gamma_j$  (ou  $c_j$ ), qui reflète la taille relative de la catégorie de destination  $j$ , ces paramètres permettant donc d'ajuster la structure sociale des filles.

Supposer que, du père à la fille, le maintien ou la transformation de la position sociale sont gouvernés par une fluidité parfaite constitue une hypothèse beaucoup trop forte (Tableau 2). Lorsqu'on ajuste ce modèle à la table de mobilité féminine observée en 1985, la statistique de test vaut presque 1550 pour 36 degrés de liberté et c'est près d'une femme sur cinq qui est « mal classée ». On doit donc conclure que la position sociale des Françaises qui exercent un emploi dépend de manière hautement significative de leur milieu d'origine.

**Tableau 2** – Test de quelques modèles simples pour décrire l'association statistique entre origine et position sociales (Femmes françaises, actives occupées, âgées de 35 à 59 ans en 1985 – N=5 178)<sup>3</sup>

Modèle	Degrés de liberté	L2	Test	Delta (%)	Part de L2 expliquée	Indicateur BIC <sup>4</sup>
1 – Mobilité parfaite	36	1549,68	p < .001	19,6	-	1241,8
2 – Hérité sociale uniforme	35	932,17	p < .001	16,5	39,8	632,8
3 – Mobilité quasi parfaite	29	450,94	p < .001	9,2	70,9	202,9
4 – Mobilité quasi parfaite avec contraintes	33	451,23	p < .001	9,3	70,9	169,0
Différence (1) – (2)	1	617,51	p < .001			
Différence (2) – (3)	6	481,23	p < .001			
Différence (4) – (3)	4	0,29	p > .10			

<sup>3</sup> Dans toute la suite et pour des raisons de simplicité, les modèles sont estimés et testés sur les effectifs extrapolés à l'univers (Tableau 1), après avoir ramené ceux-ci à un effectif total identique à celui réellement enquêté (5 178). Pour être plus précis et prendre en compte la variabilité de la pondération entre cellules – mais cela peut poser problème en cas de cellule à effectif observé nul – il est possible d'estimer un modèle log-linéaire pondéré. On consultera sur ce point Agresti [1 : 198-199] qui renvoie à un article de Clogg et Eliason [9].

<sup>4</sup> Cet indicateur, nommé *Bayesian Information Criterion*, vaut  $L2 - \text{ddl} \cdot \text{Log}(N)$ . Le fait qu'il soit positif indique qu'il faut préférer au modèle postulé le modèle saturé qui ne réduit en rien la complexité du tableau de contingence observé. Dans la comparaison de plusieurs modèles préférables au modèle saturé, c'est celui présentant la statistique BIC la plus négative qui doit être préféré.

Le calcul des rapports de l'effectif observé à celui attendu sous la mobilité parfaite ( $R_{ij} = \frac{n_{ij}}{m_{ij}} = \frac{n_{ij}n_{..}}{n_i n_j}$ ) permet-il alors de résoudre le problème soulevé plus haut, i.e. d'analyser la

fluidité sociale nette des effets de structure et de décrire les tendances intrinsèques à l'immobilité et à la mobilité dans chaque catégorie sociale ? Inventée par Goldhamer et connue sous les noms de *rapport de mobilité* ou d'*indice d'association*, cette statistique a été popularisée par les travaux de Rogoff [22], Glass [13] et Carlsson [7] et son usage s'est répandu car on y voyait un moyen commode de décrire la force du lien entre origine et position sociales. Ainsi, Natalie Rogoff considérait que le rapport de mobilité  $R_{ij}$  était indépendant des marges car son calcul consistait à pondérer l'importance de la destinée des fils – ou filles – de la classe sociale  $i$  dans la catégorie  $j$  ( $\frac{n_{ij}}{n_i}$ ) par l'importance de la « demande » en  $j$  ( $\frac{n_{.j}}{n_{..}}$ ).

On sait aujourd'hui que tel n'est pas le cas et que, pour plusieurs raisons, le rapport de mobilité ne peut fournir une description exacte de la fluidité sociale, c'est-à-dire de l'association statistique entre origine et position occupée, nette des effets de structure :

- si  $R_{ij}$  vaut 0 au minimum et 1 dans le cas de l'indépendance statistique, sa valeur maximale est affectée par les marges du tableau de contingence (Yasuda [28]) ; elle est égale à l'inverse de la plus grande des deux proportions marginales ( $\frac{n_{i.}}{n_{..}}$  et  $\frac{n_{.j}}{n_{..}}$ ) ; ceci entraîne en particulier qu'en comparant les valeurs de  $R_{ij}$  obtenues pour deux cellules diagonales, *on ne peut savoir* dans quelle classe sociale la tendance intrinsèque à l'immobilité est la plus forte ;
- plus généralement, comme l'ont montré Blau et Duncan [4 : 93-97] et Tyree [25],  $R_{ij}$  varie en raison inverse des proportions marginales dans la ligne  $i$  et la colonne  $j$  et la connaissance d'une matrice carrée non singulière de coefficients  $R_{ij}$  permet de déterminer les distributions marginales de la table de mobilité à une constante de proportionnalité près ;
- enfin, parce qu'il est fondé sur un modèle qui ne s'ajuste pas correctement, le rapport de mobilité  $R_{ij}$  ne peut *à la fois* mesurer l'écart des données à l'hypothèse de mobilité parfaite et décrire l'association statistique entre origine et position sociales nette des effets de structure ; plus précisément, effectuant la première tâche, il ne peut accomplir correctement la seconde (Hauser [18]).

Pour décrire la fluidité sociale qui sous-tend la mobilité entre générations des Françaises qui avaient un emploi en 1985, il faut donc abandonner le rapport de mobilité et l'hypothèse de mobilité parfaite pour rechercher un modèle plus adéquat<sup>5</sup>.

## Hérédité sociale uniforme

C'est en premier lieu parce qu'elle sous-estime l'ampleur de l'immobilité dans chaque catégorie sociale que l'hypothèse de mobilité parfaite est inacceptable et ceci suggère le modèle suivant. Supposons que, pour les femmes qui quittent leur milieu d'origine, le mouvement vers telle ou telle position soit toujours gouverné par l'hypothèse de mobilité parfaite, mais qu'il existe par

---

<sup>5</sup> Bien que Boudon [5] ait souligné les nombreux problèmes que soulève l'utilisation du rapport de mobilité, il faut remarquer que cette statistique a été souvent employée en France : voir par exemple Bertaux [2 : 475-479 et 484-487] et [3 : 35-39], l'indicateur d'homogamie de Deville [11 : 22-30] et la technique du chiasmogramme présentée par Bozon et Héran [6]. En vérité, nous considérons que l'utilisation de  $R_{ij}$  est légitime pour décrire l'écart d'un tableau de contingence à l'hypothèse d'indépendance mais, pour les raisons qui viennent d'être évoquées, il faut s'interdire d'y voir une analyse exacte de l'association statistique entre variables évaluée indépendamment des marges.

ailleurs une tendance à hériter de la position paternelle dont la force est identique dans chaque classe. Un tel modèle d'hérédité sociale uniforme<sup>6</sup> peut être décrit comme suit :

$$m_{ij} = \alpha\beta_i\gamma_j\delta_{ij} \quad \text{avec } \delta_{ij} = \delta \text{ si } i = j, \delta_{ij} = 1 \text{ sinon}$$

ou encore 
$$\text{Log } m_{ij} = a + b_i + c_j + d_{ij} \quad \text{avec } d_{ij} = d \text{ si } i = j, d_{ij} = 0 \text{ sinon}$$

Ainsi, par rapport au modèle de mobilité parfaite, celui d'hérédité sociale uniforme met en jeu un seul paramètre supplémentaire ( $\delta$  ou  $d$ ) et ce dernier concerne *uniquement* les cellules de la diagonale principale qui correspondent à la situation d'immobilité. En vérité, il n'y aura tendance à « hériter » de la position paternelle que si  $d$  est strictement positif – ou, de façon équivalente, si  $\delta$  est supérieur à 1 – et la valeur plus ou moins grande estimée pour le paramètre mesurera alors la force de cette tendance.

Aussi, le modèle postule que le fait d'être née dans une classe donnée procure à une femme un « avantage » pour demeurer dans la même position et, plus précisément, *le même* « avantage » dans chacune des classes<sup>7</sup> : la concurrence entre femmes de deux origines quelconques ( $i$  et  $j$ ) pour atteindre l'une plutôt que l'autre des deux mêmes positions ( $i$  et  $j$ ) n'est plus parfaite, car il est

aisé de voir que le *odds ratio*, égal à  $\frac{m_{ii}/m_{ij}}{m_{ji}/m_{jj}}$ , vaut  $\delta^2$  ou  $\exp(2d)$ . En revanche, cet

« avantage » disparaît dès que l'on ne considère plus la situation d'immobilité. Par exemple, le modèle suppose que le rapport des chances d'être employée plutôt qu'ouvrière est identique pour les filles de cadre et celles d'agriculteur<sup>8</sup>.

À vrai dire, il est douteux qu'un modèle aussi simple décrive correctement la structure de la mobilité féminine car l'hypothèse d'uniformité de la tendance à l'hérédité sociale semble bien forte : on peut penser par exemple que les familles des classes supérieures disposent de moyens à la fois financiers et culturels qui leur permettent, davantage que les familles des autres classes, de garantir à leur progéniture un haut degré d'immobilité. Néanmoins, puisqu'il est le plus simple après celui de mobilité parfaite, le modèle d'hérédité sociale uniforme constitue une étape naturelle dans notre recherche d'une description correcte de la fluidité sociale.

Lorsqu'on ajuste ce modèle à la table de mobilité féminine, l'estimateur du paramètre  $d$  vaut 1,005 (0,040)<sup>9</sup> et, parmi les femmes qui exercent un emploi en 1985, il existe donc bien une tendance à conserver la position sociale paternelle. Cependant, même s'il élimine près de 40% de la valeur de L2 obtenue sous l'hypothèse de mobilité parfaite, le modèle d'hérédité sociale uniforme n'est pas admissible car la statistique de test vaut plus de 930 pour 35 degrés de liberté (Tableau 2). C'est donc que la tendance à hériter de la position du père ne revêt pas la même force dans les différentes catégories sociales et/ou que l'existence de distances entre celles-ci contrarie la mobilité (au sens strict) des pères aux filles, mobilité qui ne serait donc pas gouvernée par une fluidité parfaite.

<sup>6</sup> Nous traduisons ainsi l'expression de *uniform inheritance model* utilisée par Goodman [17].

<sup>7</sup> En vérité, dans certaines classes, cet « avantage » prend la forme d'un handicap socioprofessionnel : plus que l'hypothèse de mobilité parfaite, le modèle contraint par exemple un certain nombre de femmes qui ont grandi dans la classe ouvrière à y demeurer. Pour cette raison, nous plaçons le terme avantage entre guillemets.

<sup>8</sup> Le modèle d'hérédité sociale uniforme peut encore être présenté comme un cas particulier du modèle « stables » - « instables » (*mover-stayer model*). Appliqué à la mobilité sociale entre générations, ce dernier comporte en réalité différentes versions : voir par exemple White [26, 27] et la présentation de Boudon [5 : 56-63]. Dans sa version de 1970, White suppose que les individus (ou les familles) se répartissent en deux classes latentes, les « stables » qui sont immobiles et les « instables » qui sont mobiles ou immobiles sans qu'il y ait pour eux de tendance particulière à être l'un ou l'autre. Dans ce cadre, notre modèle peut être présenté ainsi : dans chaque catégorie sociale, l'effectif estimé de femmes immobiles ( $m_{ii}$ ) se décompose en une proportion fixe de « stables » et une proportion fixe d'« instables » immobiles par chance ; le rapport de  $m_{ii}$  au nombre d'« instables » immobiles par chance n'est autre que  $\delta$  ou  $\exp(d)$ .

<sup>9</sup> Ici et dans toute la suite, on fait figurer entre parenthèses après l'estimateur du paramètre son erreur type estimée qui, puisque les données proviennent d'un échantillon, traduit l'incertitude sur la valeur « vraie » du paramètre. Par référence à la loi normale centrée réduite, le rapport de l'estimateur à l'erreur type permet de tester si le paramètre diffère significativement de 0.

## Mobilité quasi parfaite

Supprimer la contrainte d'uniformité de la tendance à l'hérédité sociale constitue donc la prochaine étape. Est ainsi obtenu le modèle de mobilité quasi parfaite<sup>10</sup> :

$$m_{ij} = \alpha\beta_i\gamma_j\delta_{ij} \quad \text{avec } \delta_{ij} = \delta_i \text{ si } i = j, \delta_{ij} = 1 \text{ sinon}$$

ou encore 
$$\text{Log } m_{ij} = a + b_i + c_j + d_{ij} \quad \text{avec } d_{ij} = d_i \text{ si } i = j, d_{ij} = 0 \text{ sinon}$$

L'interprétation sociologique est la même que celle du modèle précédent à cette différence près : être née dans une classe sociale donnée procure un « avantage » pour y demeurer, mais l'importance de celui-ci – mesurée par la valeur de  $\delta_i$  ou  $d_i$  – n'est plus constante et varie selon la classe. On admet donc ici que la tendance à l'hérédité sociale diffère d'une catégorie à une autre. De ce fait, entre les femmes de deux origines distinctes (*i* et *j*), le rapport des chances d'occuper l'une plutôt que l'autre des deux mêmes positions (*i* et *j*) vaut  $\delta_i\delta_j$  ou  $\exp(d_i + d_j)$ <sup>11</sup>.

De nouveau, l'hypothèse de mobilité quasi parfaite n'est pas acceptable (Tableau 2). Il n'en reste pas moins que, par rapport au modèle d'hérédité sociale uniforme, l'amélioration de l'ajustement est substantielle. C'est donc qu'entre les femmes qui ont grandi dans différents milieux, les différences de propension à hériter de la position paternelle sont hautement significatives et, puisque, par construction, le modèle rend parfaitement compte de l'ampleur de l'immobilité – effectifs observés et attendus sont rigoureusement égaux sur la diagonale principale – il faut s'arrêter sur les estimations des paramètres  $d_i$  :

$$d_1 = 1,813 (0,146) \quad d_2 = 1,753 (0,329) \quad d_3 = 0,611 (0,115) \quad d_4 = 0,682 (0,115)$$

$$d_5 = -0,027 (0,099) \quad d_6 = 0,657 (0,090) \quad d_7 = 3,060 (0,131)$$

C'est parmi les agriculteurs exploitants que la tendance intrinsèque à l'hérédité sociale est la plus forte ( $d_7$ ). Des filles d'exploitant reprennent-elles la ferme familiale ou bien faut-il voir dans ce résultat la conjugaison de la forte propension à l'immobilité des fils d'agriculteur et de l'importante homogamie au sein du monde paysan ? Sans doute ces deux aspects interviennent-ils et il est impossible de préciser ici la part respective de chacun. Ensuite, l'hérédité sociale apparaît élevée dans les classes supérieures – cadres et professions intellectuelles supérieures, chefs d'entreprise et professions libérales – ( $d_1$  et  $d_2$ ), ce qui confirme une remarque précédente. Elle est plus faible, mais demeure néanmoins très significative parmi les professions intermédiaires, artisans et commerçants, ouvriers ( $d_3$ ,  $d_4$  et  $d_6$ ). Enfin, le cas particulier des employés retient l'attention : l'estimateur de  $d_5$  est négatif, mais non significatif. Si l'on met de côté la forte importance relative de cette catégorie dans la structure sociale des femmes, il n'y aurait donc, pour les filles d'employé, aucune tendance particulière à demeurer dans la position paternelle. Finalement, la structure particulière des paramètres d'hérédité sociale incite à ajuster une nouvelle fois le modèle de mobilité quasi parfaite après introduction des contraintes suivantes :

$$d_1 = d_2 \quad d_3 = d_4 = d_6 \quad d_5 = 0$$

<sup>10</sup> Parmi les nombreuses présentations de ce modèle de quasi-indépendance, i.e. d'indépendance statistique en dehors de la diagonale principale d'un tableau de contingence carré, voir par exemple Pullum [21] ou Thélot [23].

<sup>11</sup> Dans le cadre théorique présenté par White [27], le modèle de mobilité quasi parfaite peut être décrit ainsi : dans chaque catégorie sociale, l'effectif observé (ou estimé) de femmes immobiles se décompose en une proportion de « stables » et une proportion d'« instables » immobiles par chance, mais ces proportions diffèrent d'une catégorie à l'autre ; dans la catégorie *i*, le rapport de l'effectif observé d'immobiles au nombre d'« instables » immobiles par chance n'est autre que  $\delta_i$  ou  $\exp(d_i)$ . Le paramètre  $\delta_i$  forme également le nouvel indice d'immobilité de Goodman [15, 16].

L'estimation statistique suggère que ce nouveau modèle doit être préféré à celui de mobilité quasi parfaite (Tableau 2 – Différence entre les modèles 3 et 4). Aussi, la tendance « pure » à hériter de la position paternelle serait élevée et identique chez les filles de cadre et de gros indépendant, moins prononcée, mais semblable également parmi les filles de profession intermédiaire, ouvrier et petit indépendant, inexistante enfin au sein des filles d'employé. L'emploi du conditionnel est pourtant de rigueur car le modèle utilisé décrit correctement l'ampleur de l'immobilité sociale, mais non la forme de la mobilité.

Ainsi s'achève la première étape, dans notre tentative de décrire la fluidité sociale entre générations, pour les femmes en France. Reconnaissons sans détours que l'apport proprement sociologique a été assez mince : aucun des modèles proposés n'a permis une analyse satisfaisante du lien entre milieu d'origine et position occupée, net des effets de structure. Cependant, si nos développements méthodologiques ont été suffisamment éclairants, le lecteur aperçoit sans doute la manière dont cette tâche pourra être menée à bien. En premier lieu, parce qu'ils incorporent les effets marginaux  $\beta_i$  (ou  $b_i$ ) et  $\gamma_j$  (ou  $c_j$ ), tous les modèles utilisés ont en commun de reconstituer parfaitement la structure sociale des pères et celle des filles. Analysant ainsi l'association entre origine et position au sein des contraintes imposées par l'évolution de la structure socioprofessionnelle d'une génération à l'autre, ils ne diffèrent que par les hypothèses émises sur cette association. Par ailleurs, il faut souligner que ces hypothèses ont été très simplificatrices : la modélisation n'a porté que sur la tendance à l'hérédité sociale en supposant que la mobilité – au sens strict – était sous-tendue par une fluidité parfaite. Or, le fait qu'aucun des modèles proposés ne s'ajuste correctement montre que tel n'est pas le cas et il faudra donc mettre au jour les « distances sociales » qui préforment la mobilité d'une catégorie d'origine à une catégorie de destination. Enfin, les modèles de cette section ont en commun d'affecter des *niveaux de densité* aux cellules de la table de mobilité. Ainsi, le modèle multiplicatif de mobilité parfaite impose à toutes les cellules un même niveau de densité représenté par la constante 1. Celui d'hérédité sociale uniforme postule l'existence de deux niveaux de densité : l'un correspond à l'immobilité et est figuré par le paramètre  $\delta$ , l'autre correspond à la mobilité (constante 1). De même, il y a huit niveaux de densité selon l'hypothèse de mobilité quasi parfaite, mais quatre seulement si l'on introduit nos contraintes finales. Supposer que les trajectoires de mobilité sont aussi sous-tendues par des niveaux de densité qui différeront d'une cellule à l'autre et refléteront ainsi les distances sociales entre catégories d'origine et catégories de destination apparaît alors comme une extension naturelle.

## Estimer les rapports de densité dans la table de mobilité féminine : le modèle topologique ou structural de Hauser

Un tel modèle a été proposé en 1978 par le sociologue américain Robert M. Hauser dans la revue *Social Forces* [18]. Si l'on convient de former une partition des cellules  $(i, j)$  de la table de mobilité en  $K$  sous-ensembles, sa formalisation est la suivante :

$$m_{ij} = \alpha \beta_i \gamma_j \delta_{ij} \quad \text{ou encore} \quad \text{Log } m_{ij} = a + b_i + c_j + d_{ij}$$

avec  $\delta_{ij} = \delta_k$  ou  $d_{ij} = d_k$  si la cellule  $(i, j)$  appartient au sous-ensemble  $k$

et, dans une publication ultérieure, Hauser [19 : 416] décrit le modèle en ces termes :

*« Les effectifs attendus sont le produit d'un effet d'ensemble ( $\alpha$ ), d'un effet ligne ( $\beta_i$ ), d'un effet colonne ( $\gamma_j$ ) et d'un effet d'interaction ( $\delta_{ij}$ ). Les paramètres de ligne et de colonne correspondent au concept de prévalence. Ils reflètent l'offre et la demande professionnelles, les processus de remplacement démographique et les conditions économiques et technologiques passées et présentes. Les cellules  $(i, j)$  sont assignées à  $K$  sous-ensembles mutuellement exclusifs et exhaustifs, et celles de chaque sous-ensemble partagent un même paramètre d'interaction ( $\delta_k$ ). Ainsi, en dehors des effets d'ensemble, de ligne et de colonne,*



chaque effectif attendu n'est déterminé que par un paramètre d'interaction qui reflète la densité de mobilité ou d'immobilité dans cette cellule relativement à celle des autres cellules de la table. Les paramètres d'interaction du modèle correspondent directement au concept de densité commune des observations (White, 1963, p. 26), et ils peuvent être interprétés comme des indices de la distance sociale entre les catégories de ligne et de colonne du tableau croisé (comparer à Rogoff, 1953, pp. 31-32). »

Nous n'avons pas connaissance de recherches étrangères qui auraient appliqué le modèle de Hauser à la mobilité féminine entre générations. En outre, celui-ci n'a, semble-t-il, jamais été utilisé par les sociologues français. Nous l'emploierons donc pour décrire la fluidité sociale qui sous-tend la mobilité des femmes sur le marché du travail, dans la France des années quatre-vingt.

## Construire le modèle

De nombreuses décisions doivent cependant être prises avant de procéder à l'estimation statistique. La première concerne le nombre de niveaux de densité. Hauser [19 : 417] a souligné que l'interprétation d'un modèle comportant beaucoup plus de niveaux de densité que de catégories sociales distinguées était difficile et nous choisissons de retenir sept niveaux de densité, i.e. autant que de positions sociales dans notre nomenclature. Nous les numérotions de I, densité la plus élevée, à VII, densité la plus faible. Ainsi, dans une cellule diagonale, plus la densité sera proche de I, plus la tendance « pure » à l'hérédité sociale sera marquée. Inversement, dans une cellule relative à un trajet de mobilité, une densité proche de VII figurera une distance sociale élevée, c'est-à-dire une probabilité de mobilité (nette des effets de structure) faible, de la classe d'origine à la classe de destination mises en jeu.

Nous devons ensuite affecter un niveau de densité à chacune des 49 cellules de la table de mobilité féminine. À l'évidence, il serait possible d'obtenir un bon ajustement du modèle au terme d'une démarche empirique par essais et erreurs, mais l'apport sociologique de l'analyse sera plus important si l'allocation des niveaux de densité aux cellules est fondée sur un ensemble de propositions théoriques, car leur pertinence pourra être testée *a posteriori* par l'estimation statistique. Considérons donc tout d'abord les cellules diagonales relatives à l'immobilité sociale dans la nomenclature retenue. Notre première hypothèse est que des forces puissantes concourent à l'immobilité sociale des femmes : héritage éventuel d'un capital dans les catégories indépendantes, forte inégalité entre classes dans l'accès à l'enseignement au sein d'une société où le poids du diplôme dans l'allocation des statuts sociaux est important, transmission de valeurs familiales entre générations, forment autant d'aspects qui oeuvrent dans ce sens. Aussi, nous affecterons des niveaux de densité élevés aux cellules diagonales en suivant les indications du modèle de mobilité quasi parfaite avec contraintes, soit I pour les agriculteurs exploitants, II parmi les cadres, chefs d'entreprise et professions libérales, IV enfin chez les professions intermédiaires, artisans et commerçants, ouvriers, car la tendance à l'hérédité sociale a semblé ici moins marquée.

En ce qui concerne les trajectoires de mobilité, nous décidons de contraindre les niveaux de densité à respecter la symétrie par rapport à la diagonale principale, i.e. nous postulons que les propensions à la mobilité (nettes des effets de structure) de la classe d'origine  $i$  vers la classe de destination  $j$  et de  $j$  vers  $i$  sont égales<sup>12</sup>. Ce choix important découle en vérité de deux considérations. Premièrement, si l'on souhaite interpréter les niveaux de densité comme des indices de distance sociale, imposer une telle symétrie paraît assez naturel. Surtout, le fait que la mobilité de  $i$  vers  $j$  soit plus aisée – ou plus difficile – que le mouvement inverse devrait, nous semble-t-il, être considéré comme un résultat sociologique important. Il est donc préférable de ne pas imposer *a priori* de telles asymétries qui, si elles existent réellement dans la structure sociale,

---

<sup>12</sup> En termes plus techniques, le modèle que nous construisons implique celui de *quasi-symétrie*, au sens de Caussinus [8], défini par :  $m_{ij} = \alpha\beta_i\gamma_j\delta_{ij}$  avec  $\delta_{ij} = \delta_{ji} \quad \forall i, \forall j$ .

apparaîtront dans les données lors de l'estimation statistique du modèle<sup>13</sup>. En vertu de notre règle de symétrie, il reste désormais à allouer des niveaux de densité à la moitié des cellules hors diagonale de la table de mobilité féminine, le triangle supérieur par exemple.

Dans cette tâche, nous nous inspirerons étroitement des arguments théoriques proposés par John H. Goldthorpe [14 : 98-99]. Utilisant le modèle de Hauser pour analyser le lien entre origine et position sociales des hommes en Grande-Bretagne, Goldthorpe avance que trois éléments doivent être pris en compte pour comprendre la structure de la fluidité sociale :

- la *désirabilité relative* des différentes positions de classe ;
- les *avantages relatifs* que procurent aux individus les différentes origines sociales ; il peut s'agir de ressources économiques, de ressources culturelles ou d'éducation, de ressources sociales ou relationnelles enfin ;
- les *barrières relatives* que rencontrent les individus qui tentent d'accéder aux diverses positions de classe ; ces barrières sont liées au fait de posséder ou non les ressources requises.

Il est possible de compléter la matrice des niveaux de densité nécessaire à l'estimation de notre modèle à partir d'un raisonnement fondé sur ces trois éléments (Tableau 3).

**Tableau 3** – Matrice symétrique des niveaux de densité caractéristique de notre modèle de Hauser (Modèle de base)

	1	2	3	4	5	6	7
1 – Cadres et professions intellectuelles	II	III	IV	V	VI	VII	VII
2 – Chefs d'entreprise, Professions libérales	III	II	IV	IV	VI	VII	VII
3 – Professions intermédiaires	IV	IV	IV	V	V	VI	VII
4 – Artisans, Commerçants et assimilés	V	IV	V	IV	V	VI	VI
5 – Employés	VI	VI	V	V	V	V	VI
6 – Contremaîtres, agents de maîtrise, Ouvriers	VII	VII	VI	VI	V	IV	V
7 – Agriculteurs exploitants	VII	VII	VII	VI	VI	V	I

Les lignes et les colonnes de la matrice correspondent respectivement à l'origine sociale (PCS du père) et à la position sociale (PCS de la fille). Parmi les niveaux de densité, I est supposé être le plus fort, VII le plus faible.

Considérons tout d'abord les filles de cadre et profession intellectuelle supérieure. Leur origine sociale leur procure des avantages économiques, mais surtout culturels. Pour cette raison, la situation d'immobilité a déjà été placée au niveau de densité II. La position sociale « chef d'entreprise, profession libérale » est aussi désirable que celle de cadre, mais l'atteindre suppose le passage d'une origine salariée au monde des non-salariés et peut nécessiter des ressources économiques possédées moins fréquemment par les filles de cadre que par celles de gros indépendant. Aussi, nous affectons la densité III à ce trajet de mobilité. Un raisonnement analogue conduit à doter les cellules (1, 3) et (1, 4) des niveaux IV et V en tenant compte du fait que les positions « profession intermédiaire » et « artisanne, commerçante » sont moins désirables que les précédentes. Il subsiste alors trois cellules vides dans la première ligne de notre matrice. Les effets de structure mis à part, ces trajectoires de mobilité semblent moins probables que les précédentes ; nous envisagerons donc des niveaux de densité faibles. Supposer que la possession d'un diplôme, même modeste, est un atout pour devenir employée plutôt qu'ouvrière et que les familles de cadre mettent en oeuvre des moyens qui évitent à leurs filles de franchir la barrière entre travail non manuel et travail manuel conduit au choix suivant : pour une fille de cadre, devenir employée reçoit la densité VI, devenir ouvrière ou agricultrice la densité VII.

<sup>13</sup> Peut-être un exemple sera-t-il éclairant. Thélot [24] évoque à plusieurs reprises un « effet cliquet » qui, dans une large mesure, éviterait aux fils de cadre la « chute » dans la classe ouvrière. Si cet effet cliquet caractérise non seulement la mobilité observée (taux absolus), mais encore l'association entre origine et position (taux relatifs), il faut s'attendre à devoir placer la cellule « père cadre – fils ouvrier » à un niveau de densité *plus faible* que la cellule « père ouvrier – fils cadre ».

Pour ces trois dernières positions sociales, nous appliquons la même logique – et les mêmes niveaux de densité – aux filles de gros indépendant. Il reste donc à remplir les cellules (2, 3) et (2, 4). Moins désirables que celles de cadre, profession libérale ou chef d'entreprise, les positions de profession intermédiaire et d'artisane ou commerçante le sont plus que celle d'employée. Nous retenons donc une densité moyenne (IV) sans introduire de distinction entre les deux cellules : occuper une profession intermédiaire nécessite souvent la possession d'un diplôme égal ou supérieur au baccalauréat et les filles de profession libérale sont, sous cet aspect, bien placées.

Notre règle de symétrie a cette conséquence : pour les filles de profession intermédiaire, tendances supposées à l'immobilité sociale d'une part, à rejoindre les classes supérieures d'autre part, sont identiques (niveau IV). L'estimation statistique dira si tel est bien le cas, au moins approximativement. Parmi les femmes de cette origine, devenir artisane, commerçante ou employée reçoit la même densité V car la moindre désirabilité de cette dernière position est compensée par l'obstacle que représente le passage à l'indépendance vers les autres professions. Nous supposons également que, par rapport aux familles de cadre, celles de profession intermédiaire sont moins bien armées pour éviter à leurs filles la « chute » dans la classe ouvrière et affectons donc la densité VI à la cellule (3, 6). Enfin, devenir agricultrice reçoit de nouveau le niveau le plus faible, du fait de la forte séparation entre monde urbain et monde rural.

En ce qui concerne les filles de petit indépendant, notre hypothèse est que les probabilités de mobilité (nette des effets de structure) vers les positions d'employée et d'ouvrière sont assez semblables à celles des filles de profession intermédiaire ; nous retenons donc les mêmes densités. La conjecture d'une affinité particulière entre les petits indépendants et le monde agricole conduit enfin à retenir, pour la cellule (4, 7), l'avant-dernier niveau de densité (VI).

Quatre cellules doivent encore être examinées afin d'achever la construction de la matrice. Selon notre règle de symétrie, la mobilité des filles d'employé vers les positions « profession intermédiaire » et « artisane, commerçante » a reçu la densité V. Aucun argument théorique ne permet en vérité de supposer que ces trajectoires sont plus probables que la situation d'immobilité sociale. Nous attribuons donc la même densité à la cellule diagonale relative à la catégorie des employés, ce qui est cohérent avec notre modèle de mobilité quasi parfaite. Le passage des filles d'employé à l'agriculture reçoit le niveau VI. Pour la destinée ouvrière, il est possible d'hésiter entre VI et V, et, parce que ce mouvement nous semble plus aisé que la trajectoire précédente, nous retenons la dernière valeur. Pour terminer, il faut se prononcer sur la mobilité des filles d'ouvrier dans l'agriculture : en raison de la présence des ouvriers agricoles dans la génération des pères, nous décidons de placer cette cellule à la densité immédiatement inférieure à celle de l'immobilité, c'est-à-dire au niveau V.

Quelle est la valeur du schéma théorique qui fonde la matrice de notre tableau 3 ? Celle-ci décrit-elle correctement la fluidité sociale de la génération des pères à celle des filles, dans la France des années quatre-vingt ? Le modèle topologique basé sur cette matrice explique-t-il la structure de la mobilité féminine sur le marché du travail ? Répondre à ces interrogations nécessite de recourir au verdict de l'estimation statistique.

## **Un test du modèle et quelques modifications**

Pour le modèle de Hauser fondé sur notre matrice des niveaux de densité, la statistique de test vaut 81,70 pour 30 degrés de liberté (Tableau 4). Respecter les canons de la théorie statistique conduirait ainsi à conclure que nos hypothèses ne décrivent pas correctement la structure de la mobilité féminine et, par là, ne fournissent pas une analyse fidèle de la fluidité sociale. On aurait tort pourtant de suivre cette conclusion à la lettre : par rapport à ceux de la section précédente, notre modèle est le premier qui fournit une statistique BIC négative, il élimine près de 95% de la valeur de L2 obtenue sous l'hypothèse de mobilité parfaite et ne classe de manière erronée que 3,5% des femmes. Surtout, nous supposons que les niveaux de densité qui figurent dans notre matrice s'ordonneraient du plus élevé (I) au plus faible (VII), et les estimations statistiques des paramètres se conforment à ce schéma alors que rien dans la procédure d'ajustement ne garantissait l'obtention d'un tel résultat ; de plus, ces valeurs sont séparées les unes des autres

par des intervalles assez réguliers. Il faut donc souligner que, même si le modèle n'est pas parfaitement satisfaisant d'un point de vue statistique, nos hypothèses relatives à la vraisemblance des trajets de mobilité sont largement corroborées, et la matrice du tableau 3 fournit ainsi une base solide pour décrire la fluidité sociale entre générations pour les femmes en France<sup>14</sup>.

**Tableau 4** – Test de modèles topologiques pour décrire l'association statistique entre origine et position sociales (Femmes françaises, actives occupées, âgées de 35 à 59 ans en 1985 – N=5 178)

Modèle	Degrés de liberté	L2	Test	Delta (%)	Part de L2 expliquée	Indicateur BIC
Modèle de base de Hauser	30	81,70	p < .001	3,5	94,7	-174,9
1 – Modification 1	30	69,38	p < .001	3,5	95,5	-187,2
2 – Modification 2	30	58,63	p < .01	2,9	96,2	-197,9
3 – Modification 3	29	46,17	p < .05	2,7	97,0	-201,8
Différence (2) – (3)	1	12,46	p < .001			
4 – Modification 4	29	42,65	p < .05	2,6	97,2	-205,4
5 – Modification 5	29	39,09	p = .10	2,3	97,5	-208,9
6 – Modification 6	29	34,04	p > .10	2,3	97,8	-214,0
7 – Modification 7 (Modèle final de Hauser)	30	36,38	p > .10	2,4	97,7	-220,2
Différence (7) – (6)	1	2,34	p > .10			

Il n'en reste pas moins que notre modèle est susceptible d'amélioration sans qu'il faille pour autant amender de manière substantielle notre schéma d'ensemble. Une telle tâche peut être accomplie à partir de l'examen des résidus, c'est-à-dire des différences – ou d'une fonction de celles-ci – entre effectifs observé et attendu dans chaque cellule de la table de mobilité. Sept modifications qui, au total, mettent en jeu neuf cellules suffisent à obtenir une description statistique satisfaisante de la fluidité sociale. L'effet de chacune sur l'adéquation du modèle est décrit dans le tableau 4<sup>15</sup>.

- *Modification 1* :  $\delta_{27} = \delta_V$  - Notre modèle de base sous-estime la mobilité des filles de gros indépendant dans le monde agricole. Nous affectons donc la densité V à la cellule (2, 7), mais n'accordons pas à cette modification de deux niveaux une importance majeure : l'effectif observé est faible, donc assez incertain, et une transformation analogue ne s'impose pas en 1977.

- *Modification 2* :  $\delta_{45} = \delta_{VI}$  - Pour les filles d'artisan et commerçant, le mouvement vers la catégorie des employées est plus faible que nous ne le supposions. Nous décidons d'appliquer la même densité que pour la destinée ouvrière ou agricole (VI), transformation instructive car elle suggère l'existence d'une « rigidité à la baisse » dans la petite bourgeoisie indépendante.

- *Modification 3* :  $\delta_{17} = \delta_{71} = \delta_{VIII}$  - Elle est particulièrement importante : les modèles précédents surestiment les échanges, dans les deux directions, entre la catégorie des cadres et celle des agriculteurs exploitants alors qu'on supposait déjà ceux-ci très faibles (densité VII). Créer pour les cellules (1, 7) et (7, 1) un niveau minimal de densité (VIII) améliore alors sensiblement l'ajustement.

<sup>14</sup> La bonne qualité de notre modèle est également attestée par le fait suivant. Lorsqu'on abandonne l'enquête de 1985 pour celle de 1977 et que, dans la même nomenclature, on applique le modèle à la table de mobilité sociale pour les Françaises, actives occupées, âgées de 35 à 59 ans à cette date, l'ajustement est comparable : L2 vaut 79,00 pour 30 degrés de liberté, delta vaut 3,8% ; de plus, les estimations des paramètres sont proches de celles obtenues en 1985.

<sup>15</sup> Dans cette recherche d'une amélioration du modèle, nous suivons une démarche séquentielle : à une cellule où le résidu ajusté, obtenu sous le modèle de base, est important en valeur absolue, nous affectons un niveau de densité qui diffère légèrement du précédent, estimons une nouvelle fois le modèle et reprenons la démarche en examinant les résidus observés sous ce nouveau modèle.

- *Modification 4* :  $\delta_{64} = \delta_V$  - Parmi les filles d'ouvrier, la propension à rejoindre la catégorie des petits indépendants est plus forte que ne l'indiquait notre matrice initiale. Nous portons donc la cellule (6, 4) à la même densité que la destinée « employée » ou « agricultrice » (V).

- *Modification 5* :  $\delta_{74} = \delta_V$  - La tendance est identique pour les filles d'agriculteur et nous procédons à une transformation semblable.

- *Modification 6* :  $\delta_{56} = \delta_{VI}$  - Lors de la construction de notre matrice, nous avons marqué une hésitation à propos de la cellule (5, 6). Le choix effectué revenait à postuler pour les filles d'employé une même propension à l'immobilité et à devenir ouvrières (niveau V). Il doit être remis en cause car la seconde tendance est moins prononcée ; aussi retenons-nous la densité VI.

- *Modification 7* :  $\delta_{12} = \delta_{21} = \delta_{II}$  - Pour chacun des modèles précédents, ce sont les estimations des densités II et III qui sont les moins éloignées. Or, dans notre matrice, ces densités ne concernent que les fractions salariée et indépendante des classes supérieures : niveau II pour l'immobilité, niveau III pour la mobilité d'une fraction à l'autre. *Il est donc possible de se demander si ces deux tendances diffèrent significativement. Si tel n'est pas le cas, le modèle sera simplifié et ne comportera plus que sept niveaux de densité.* Le test est alors effectué en postulant la densité II dans les cellules (1, 2) et (2, 1) et en comparant l'ajustement obtenu à celui du modèle précédent. Le tableau 4 montre que l'écart n'est pas significatif. On ne peut donc affirmer l'existence d'une différence entre la propension à l'immobilité des femmes dans une fraction des classes supérieures et la tendance à leur mobilité d'une fraction à l'autre<sup>16</sup>.

Notre démarche de modélisation statistique s'achève donc ici. Nous disposons désormais d'un modèle final qui représente correctement la structure de la mobilité féminine<sup>17</sup> : sept paramètres d'interaction – qui correspondent à sept niveaux de densité – fournissent une description économique du lien entre origine et position sociales des femmes actives, c'est-à-dire des tendances à l'immobilité et à la mobilité évaluées indépendamment des effets de structure. Donner à voir la fluidité sociale qui apparaît ainsi forme l'objet de la prochaine section.

## Décrire la fluidité sociale

Pour présenter et interpréter d'un point de vue sociologique les enseignements qui peuvent être tirés de notre modèle final, nous reproduisons en premier lieu dans le tableau 5 la matrice des niveaux de densité qui résulte des modifications apportées au modèle de base ; les densités ont été renumérotées pour tenir compte de la suppression du niveau initial III.

**Tableau 5** – Matrice des niveaux de densité caractéristique de notre modèle final de Hauser

	1	2	3	4	5	6	7
1 – Cadres et professions intellectuelles	II	II	III	IV	V	VI	VII
2 – Chefs d'entreprise, Professions libérales	II	II	III	III	V	VI	IV
3 – Professions intermédiaires	III	III	III	IV	IV	V	VI
4 – Artisans, Commerçants et assimilés	IV	III	IV	III	V	V	V
5 – Employés	V	V	IV	IV	IV	V	V
6 – Contremaîtres, agents de maîtrise, Ouvriers	VI	VI	V	IV	IV	III	IV
7 – Agriculteurs exploitants	VII	VI	VI	IV	V	IV	I

Les lignes et les colonnes de la matrice correspondent respectivement à l'origine sociale (PCS du père) et à la position sociale (PCS de la fille). Parmi les niveaux de densité, I est supposé être le plus fort, VII le plus faible.

<sup>16</sup> Cette conclusion est toutefois sujette à caution : quand on utilise la procédure de test qui prend en compte la stratification de l'échantillon, la statistique L2 vaut 4,95 et est donc supérieure à la borne du khi-deux à 5%. C'est en vérité le seul point de l'analyse où les deux procédures évoquées dans la note 3 conduisent à un résultat divergent. Par souci de simplification et parce que la différence entre les estimations des densités II et III est assez faible, nous considérons dans la suite le modèle final à sept niveaux de densité.

<sup>17</sup> On peut s'en assurer en consultant le tableau placé en annexe.

Le tableau 6 fournit quant à lui les estimateurs des paramètres  $d_k$  et les rapports entre densités qui s'en déduisent et mesurent la force relative des tendances à l'immobilité et à la mobilité, *nettes des effets de structure* : le rapport de la densité  $k$  à la densité  $k'$  vaut  $\frac{\delta_k}{\delta_{k'}}$ , soit

$\exp(d_k - d_{k'})$ . Par exemple, le tableau 6 permet de lire que la propension à l'immobilité sociale des filles d'agriculteur (densité I) est 2,77 fois plus forte que la même tendance pour les filles de cadre, chef d'entreprise et profession libérale (densité II). De même, après mise à l'écart des effets de structure, on observe que l'hérédité sociale des filles d'ouvrier et de contremaître (densité III) vaut 1,79 fois leur mobilité vers la catégorie des employées (densité IV). Le tableau 6 indique ainsi que les sept niveaux de densité sont bien différenciés : c'est entre IV et V que le rapport est le plus faible et vaut 1,55.

**Tableau 6** – Estimateurs des paramètres log-linéaires  $d_k$  pour le modèle final et rapports entre densités qui s'en déduisent<sup>18</sup>

Densité	Valeur du paramètre	Densité	I	II	III	IV	V	VI	VII
I	4,171 (0,263)	I	1	2,77	6,52	11,68	18,04	30,27	64,80
II	3,153 (0,250)	II	0,36	1	2,35	4,22	6,51	10,93	23,40
III	2,297 (0,243)	III	0,15	0,43	1	1,79	2,77	4,65	9,95
IV	1,714 (0,241)	IV	0,09	0,24	0,56	1	1,55	2,59	5,55
V	1,279 (0,239)	V	0,06	0,15	0,36	0,65	1	1,68	3,59
VI	0,761 (0,238)	VI	0,03	0,09	0,22	0,39	0,60	1	2,14
VII	0,000	VII	0,02	0,04	0,10	0,18	0,28	0,47	1

Lecture : La densité estimée au niveau I vaut 2,77 fois celle au niveau II. De même, la densité estimée au niveau IV vaut 0,56 fois celle au niveau III.

Enfin, il est aisé de vérifier que, sous le modèle topologique de Hauser, le résultat de la concurrence entre les femmes de deux origines distinctes ( $i$  et  $i'$ ) pour atteindre (ou éviter) l'une plutôt que l'autre de deux positions sociales ( $j$  et  $j'$ ) s'exprime en fonction des paramètres d'interaction *uniquement*, i.e. à partir des niveaux de densité qui ont été estimés :

$$\frac{m_{ij}/m_{i'j'}}{m_{i'j}/m_{ij'}} = \frac{\delta_{ij}/\delta_{i'j'}}{\delta_{i'j}/\delta_{ij'}} = \exp(d_{ij} - d_{i'j'} - d_{i'j} + d_{ij'})$$

où  $\delta_{ij}$  est le niveau de densité de la cellule ( $i, j$ ).

Puisque notre modèle final reproduit correctement la table de mobilité observée en 1985, on peut calculer les *odds ratios* qui le caractérisent et traduisent ainsi le degré d'inégalité des chances professionnelles existant, dans la société française, entre femmes nées dans des classes différentes. Ces coefficients sont trop nombreux pour qu'il soit possible de les reproduire tous. Aussi ne figurent dans le tableau 7 que ceux obtenus lorsque les deux catégories d'origine sont identiques aux deux catégories de destination mises en jeu<sup>19</sup>. Par exemple, on peut lire que le rapport des chances d'être cadre plutôt que contremaîtresse ou ouvrière est environ 50 fois plus élevé pour une fille de cadre que pour une fille de contremaître ou d'ouvrier, ou encore que les chances d'être fille de cadre plutôt que fille d'ouvrier sont à peu près 50 fois plus fortes pour une femme cadre que pour une ouvrière.

<sup>18</sup> Les paramètres  $d_k$  ont été estimés en fixant  $d_{VII} = 0$ , soit  $\delta_{VII} = 1$ . Une autre contrainte aurait pu être choisie sans affecter l'interprétation du modèle : ce sont les rapports entre densités qui caractérisent celui-ci et ils ne dépendent pas de la contrainte retenue. Entre parenthèses figure l'erreur type estimée pour chaque paramètre. On peut ainsi calculer des intervalles de confiance pour les niveaux de densité. Cependant, par souci de simplicité, on ne commentera dans la suite que les estimateurs ponctuels obtenus. Il en ira de même pour les *odds ratios* du tableau 7.

<sup>19</sup> Les autres *odds ratios* peuvent être calculés à partir de la formule précédente et des estimateurs des paramètres  $d_k$  présentés dans le tableau 6. La seconde partie de celui-ci permet également d'en obtenir une valeur approchée. Cobalti [10] a proposé une technique qui utilise les *odds ratios* d'une manière plus complète pour décrire la fluidité sociale dans une table de mobilité. Nous ne l'utiliserons pas ici car elle nous semble plus abstraite que la présentation du tableau 7.

**Tableau 7 – Odds ratios estimés sous le modèle final lorsque la paire de catégories d’origine et la paire de catégories de destination sont identiques**

		2	3	4	5	6	7
Cadres et professions intellectuelles	1	1,00	2,35	7,55	10,06	50,78	1516,24
Chefs d’entreprise, Professions libérales	2		2,35	2,35	10,06	50,78	127,61
Professions intermédiaires	3			3,21	1,79	7,66	140,64
Artisans, Commerçants et assimilés	4				2,77	4,96	32,32
Employés	5					2,77	27,87
Contremaîtres, agents de maîtrise, Ouvriers (Agriculteurs exploitants)	6 7)						20,92

**Lecture :** Par rapport à une fille d’ouvrier (6), une fille de profession intermédiaire (3) a 7,66 fois plus de chances d’être profession intermédiaire (3) plutôt qu’ouvrière (6).

Ceci peut encore être exprimé sous les trois formes suivantes, *strictement équivalentes à la précédente* :

- par rapport à une fille de profession intermédiaire, une fille d’ouvrier a 7,66 fois plus de chances d’être ouvrière plutôt que profession intermédiaire ;
- par rapport à une femme ouvrière, une femme profession intermédiaire a 7,66 fois plus de chances d’être fille d’un homme occupant une profession intermédiaire plutôt que d’un ouvrier ;
- par rapport à une femme profession intermédiaire, une femme ouvrière a 7,66 fois plus de chances d’être fille d’un ouvrier plutôt que d’un homme occupant une profession intermédiaire.

Notre discussion de la fluidité sociale entre générations pour les Françaises présentes sur le marché du travail utilisera les résultats des tableaux précédents, mais s’appuiera principalement sur la figure présentée ci-après. Il faut insister sur le fait qu’une telle représentation graphique ne pouvait être obtenue à partir d’une simple lecture de la table de mobilité : comme on l’a déjà noté, les flux qui apparaissent dans cette dernière *confondent* la force des tendances intrinsèques à l’immobilité et à la mobilité avec l’importance relative des catégories sociales dans les deux générations. Notre figure met en lumière ces tendances, donc les « distances » entre catégories d’origine et de destination, en représentant les sept densités du tableau 5 par des nuances de gris : plus une cellule est claire, plus le trajet de mobilité correspondant est improbable, *indépendamment des effets de structure*<sup>20</sup>, donc plus la distance sociale est élevée. Une telle figure peut être lue de diverses manières. Un examen d’ensemble conduira à distinguer les zones à forte densité où l’hérité sociale est importante ou bien les échanges entre catégories sont intenses des zones à densité moyenne ou faible où la tendance « pure » à l’immobilité est moins élevée ou bien les trajets de mobilité sont plus improbables. Une lecture « en ligne » mettra au jour, pour les femmes d’une origine donnée, la vraisemblance des diverses destinées, indépendamment de leur fréquence dans la structure sociale des filles. Enfin, lire la figure « en colonne » permettra la même analyse, du point de vue du recrutement : en dehors du poids variable des diverses positions dans la structure sociale des pères, dans quelles classes les femmes d’une situation socioprofessionnelle donnée sont-elles préférentiellement recrutées? La figure présentée n’est donc qu’un moyen commode de reproduire la matrice des niveaux de densité. On a de plus attribué à chaque cellule une hauteur et une largeur respectivement proportionnelles à l’importance de la classe d’origine parmi les pères et au poids de la classe de destination parmi les filles<sup>21</sup>.

La valeur heuristique de l’ordre de présentation retenu pour les catégories sociales apparaît immédiatement. Les zones de plus forte densité se concentrent dans les coins inférieur droit et supérieur gauche de la figure. En premier lieu, l’hérité sociale des filles d’exploitant agricole est extrême : les effets de structure mis de côté, la propension à demeurer dans la catégorie paternelle est près de 12 fois plus forte que la tendance à être commerçante, artisane ou ouvrière ( $\frac{\delta_I}{\delta_{IV}}$ ), 18 fois plus élevée que la tendance à devenir employée ( $\frac{\delta_I}{\delta_V}$ ). Héritage de l’exploitation

<sup>20</sup> Nous soulignons ici cette clause qui s’applique à tout notre commentaire même si nous ne la rappelons pas de façon systématique : il ne faut pas voir dans la figure présentée une représentation de la destinée et du recrutement réels, i.e. des taux absolus de mobilité ou de la mobilité observée.

<sup>21</sup> Les avantages de cette représentation entraînent aussi un inconvénient : la surface de chaque cellule n’est pas proportionnelle au nombre de femmes correspondant dans la table de mobilité ; un raisonnement immédiat montre qu’elle est proportionnelle à l’effectif attendu en cas de mobilité parfaite, ce qui est loin d’être la même chose.

paternelle dans certaines familles, conjugaison de l'hérédité sociale des pères aux fils et de l'homogamie au sein de la paysannerie, attachement à la terre, conséquence d'une sortie précoce du système scolaire qui rend difficile l'obtention d'une situation professionnelle différente, autant d'aspects pour expliquer la spécificité de cette zone de la table de mobilité : c'est ici, et de très loin, que la densité des observations est la plus forte. Ceci illustre bien *les points de vue différents, mais complémentaires* qu'apportent sur la mobilité sociale taux absolus et taux relatifs. L'exode des filles de paysan hors de l'agriculture est compatible avec une tendance intrinsèque très élevée à l'immobilité sociale ou à l'auto-recrutement.

Parmi les filles de cadre et profession intellectuelle supérieure, chef d'entreprise et profession libérale, l'hérédité sociale est également importante, quoique moins prononcée qu'au sein de la paysannerie : le rapport  $\frac{\delta_I}{\delta_{II}}$  vaut en effet 2,77. La même densité II caractérise aussi les échanges,

dans les deux directions, entre les fractions salariée et indépendante de ces classes supérieures. Certes, on a suggéré dans une note antérieure que l'intensité de ces échanges pourrait être en réalité moins grande que la tendance « pure » à l'immobilité. Il n'en reste pas moins qu'elle serait tout de même nettement plus forte que la densité III de notre modèle. De plus, la destinée des filles de cadre et gros indépendant comme le recrutement des femmes qui occupent ces positions manifestent des contrastes de densité importants et ceci conduit à la réflexion suivante. La thèse d'une certaine clôture des classes supérieures ne pouvait guère être soutenue quand on considérait les taux absolus de mobilité : en 1985, parmi les Françaises de 35 à 59 ans, une femme cadre ou profession intellectuelle supérieure sur quatre a grandi dans cette catégorie sociale, une sur cinq est fille d'un contremaître ou d'un ouvrier. La même thèse trouve en revanche une confirmation quand on considère les taux relatifs pour débarrasser l'étude du lien entre origine et position sociales des effets de structure : le rapport de la densité II à la densité VI vaut 10,93 ; c'est donc que la tendance « pure » à l'auto-recrutement des femmes cadres, professions libérales et chefs d'entreprise est près de 11 fois plus forte que leur recrutement dans la classe ouvrière.

Un nouveau saut est franchi pour parvenir à la densité III qui, par sa moindre intensité, se distingue clairement des précédentes<sup>22</sup>. Elle mesure en premier lieu la tendance à l'immobilité du père à la fille dans la classe ouvrière, la catégorie des artisans et commerçants et celle des professions intermédiaires : ici, l'hérédité sociale est environ 2 fois moins forte que dans les classes supérieures, 6 à 7 fois moins forte que dans la paysannerie. Le même niveau de densité sous-tend aussi les échanges, dans un sens et dans l'autre, entre petits et gros indépendants et entre professions intermédiaires et catégories des cadres, professions libérales et chefs d'entreprise. Les effets de structure mis de côté, il est remarquable de constater que, pour les filles d'artisan et commerçant, demeurer dans cette catégorie ou rejoindre celle des gros indépendants forment, à égalité, les deux destinées les plus probables. Inversement, c'est aussi dans ces deux catégories que les artisanes et commerçantes sont préférentiellement recrutées. De même, on découvre que la mobilité ascendante des filles de profession intermédiaire dans les classes supérieures n'est en vérité pas moins vraisemblable que leur tendance à conserver la position sociale paternelle. Le recrutement, net des effets marginaux, des femmes professions intermédiaires est par ailleurs aussi probable dans cette catégorie et les classes supérieures. Solidarité entre les indépendants non agricoles d'un côté, proximité entre professions intermédiaires et classes supérieures de l'autre, voilà les deux aspects qui apparaissent ici ; ils ne pouvaient être mis en lumière aussi clairement à partir d'un examen des tableaux de destinée et de recrutement.

En même temps qu'ils reflètent des densités moyennes, les niveaux IV et V concernent 26 cellules sur 49 et sont donc fréquemment représentés ; aussi n'entrera-t-on pas dans un commentaire détaillé. Il faut pourtant souligner que la densité IV caractérise l'hérédité sociale dans la catégorie des employés. C'est donc bien ici que la tendance à l'immobilité des filles est la moins

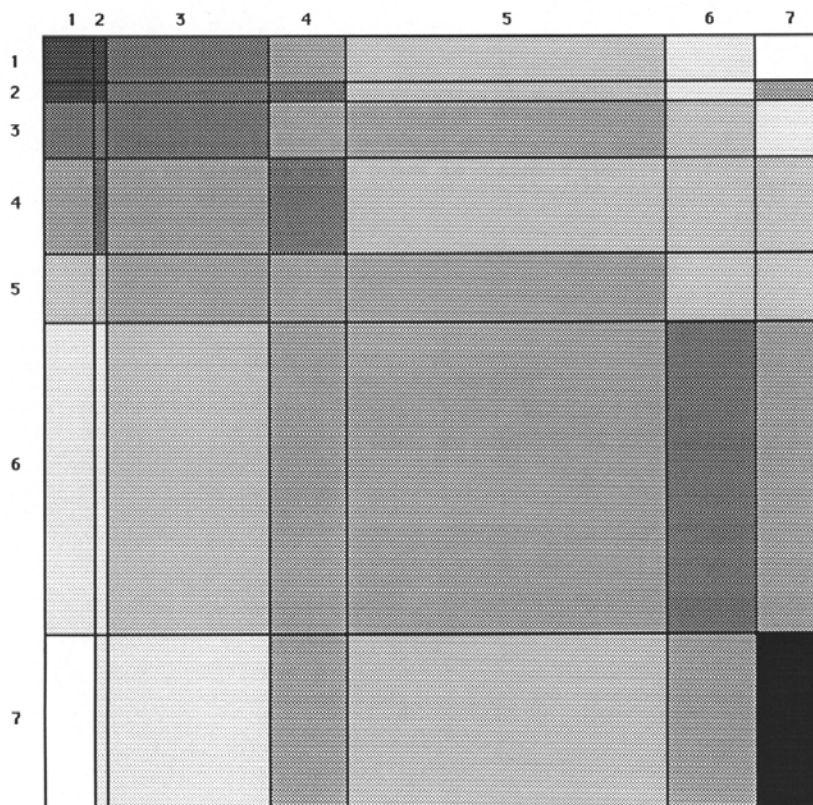
<sup>22</sup> On peut relever qu'aux États-Unis, analysant une table de mobilité 5 x 5 croisant, pour les hommes de 20 à 64 ans en 1973, position sociale du père et position sociale à l'entrée dans la vie active, Featherman et Hauser [12 : 150-159] observaient également que les deux densités les plus fortes caractérisaient dans cet ordre les cellules diagonales des catégories *Farm* et *Upper nonmanual*.



prononcée – environ 4 fois plus faible que dans les classes supérieures, près de 12 fois plus faible que dans la paysannerie – et cette stabilité est en fait moins probable que certains trajets de mobilité décrits plus haut et placés aux niveaux II et III. Plus généralement, la catégorie des employés est *la seule* qui, du point de vue de la destinée comme de celui du recrutement, ne met en jeu que deux niveaux de densité, par surcroît les deux niveaux les plus proches (IV et V). Elle semble occuper ainsi une place particulière au centre de la structure sociale : les filles d'employé essaient dans toutes les catégories sociales sans tendance très forte à en rejoindre préférentiellement certaines et à en éviter d'autres ; de même, une fois les effets de structure mis de côté, le recrutement des employées paraît, en 1985, assez largement ouvert. C'est sans doute à cette catégorie que l'expression de fluidité sociale s'applique le mieux.

**Modèle final de HAUSER**  
**Représentation graphique des niveaux de densité**  
**caractéristiques de la table de mobilité sociale féminine**

Source des données : Enquête Formation-Qualification Professionnelle de 1985  
 Champ : Femmes françaises, actives occupées, âgées de 35 à 59 ans en 1985 ( N = 5178 )



Les catégories d'origine (lignes du tableau) et de destination (colonnes du tableau) sont repérées dans la nomenclature suivante :

- 1-Cadres et professions intellectuelles supérieures (sauf Professions libérales)
- 2-Chefs d'entreprise de 10 salariés ou plus, Professions libérales
- 3-Professions intermédiaires (sauf Contremaîtres, agents de maîtrise)
- 4-Artisans, Commerçants et assimilés
- 5-Employés
- 6-Contremaîtres, agents de maîtrise, Ouvriers
- 7-Agriculteurs exploitants

La hauteur de chaque cellule est proportionnelle à l'importance de la catégorie dans la structure sociale des pères. Il en est de même pour la largeur et la structure sociale des filles.

Les différents niveaux de densité sont représentés comme suit :  
 Valeur du paramètre log-linéaire : 4.17 3.15 2.30 1.71 1.28 0.76 0.00



Il faut enfin évoquer les densités les plus faibles. Elles surgissent dans les coins inférieur gauche et supérieur droit de la figure : échanges intergénérationnels entre cadres et agriculteurs pour le niveau minimal VII, échanges entre classes supérieures et classe ouvrière, entre professions intermédiaires et paysannerie, mobilité des filles d'agriculteur vers la catégorie des gros indépendants pour la densité VI. Voilà donc les distances sociales les plus grandes entre catégories d'origine et catégories de destination et les trajets de mobilité les plus improbables. Ainsi, le fossé qui sépare classe ouvrière et catégories de cadres, de la génération des pères à celle des filles, reste encore considérable dans la France de 1985.

C'est une densité uniforme, c'est-à-dire un même niveau de gris pour l'ensemble de la figure, qui apparaîtrait si les trajectoires sociales des Françaises relevaient d'une fluidité parfaite. Constaté que le rapport de la plus forte densité (I) à la plus faible (VII) vaut près de 65 fournit une mesure saisissante de l'écart de la réalité sociale à cette fiction. Parce que les densités extrêmes figurent dans les quatre coins de la figure, c'est entre filles de cadre et filles d'agriculteur que la compétition est la plus inégale, pour l'accès à la position de cadre plutôt qu'à celle d'agricultrice : notre modèle – qui décrit correctement la mobilité observée en 1985 – permet d'estimer que, par rapport aux filles de paysan, les filles de cadre ont environ 1 500 fois plus de chances d'être cadres plutôt qu'agricultrices<sup>23</sup> ! Plus généralement, à deux exceptions près, les *odds ratios* les plus forts figurent dans la colonne du tableau 7 relative aux agriculteurs. Ceci met en lumière l'extrême inégalité de la concurrence entre les femmes d'origines sociales différentes pour devenir – ou éviter d'être – agricultrice et marque donc la coupure, du point de vue des taux relatifs de mobilité, entre la paysannerie et les autres catégories sociales. Une forte opposition existe aussi entre classes supérieures et classe ouvrière : devenir cadre, chef d'entreprise ou profession libérale plutôt qu'ouvrière est environ 50 fois plus fréquent pour une femme née dans les classes supérieures par rapport à une fille de la classe ouvrière.

En dehors de ces deux clivages majeurs, d'autres oppositions existent où la concurrence est bien imparfaite. C'est le cas entre filles des classes supérieures et filles de petit indépendant ou d'employé pour l'accès aux positions correspondantes car les coefficients valent respectivement 7,55 et 10,06. C'est aussi le cas des femmes dont le père occupait une profession intermédiaire opposées aux filles d'ouvrier : le coefficient vaut 7,66. En revanche, apparaissent aussi des situations où la concurrence est moins inégale. Par rapport aux filles d'employé, les filles d'un homme profession intermédiaire n'ont qu'un léger avantage dans l'acquisition d'une profession intermédiaire plutôt que d'employée. De même, dans l'accès aux positions de cadres, professions libérales et chefs d'entreprise, le handicap des filles d'hommes professions intermédiaires par rapport aux femmes nées dans les classes supérieures est assez modeste car le coefficient vaut 2,35.

Qu'en est-il des asymétries introduites par les modifications apportées à notre modèle de base ? Elles sont au nombre de cinq. Deux niveaux de densité séparent les échanges, dans un sens et dans l'autre, entre gros indépendants et agriculteurs exploitants. Ainsi qu'on l'a déjà noté, les effectifs mis en jeu sont faibles et il est sage de ne pas accorder trop de portée à cette asymétrie. Les autres concernent une différence d'un niveau – entre IV et V – et, parmi elles, trois sont spécialement intéressantes d'un point de vue sociologique<sup>24</sup>. Une fois les effets de structure écartés, il apparaît que les filles de contremaître et d'ouvrier deviennent plus fréquemment employées que les filles d'employé ne deviennent ouvrières. La distance sociale entre ces deux catégories varierait donc selon la direction de la trajectoire intergénérationnelle ou bien, si l'on exprime la même idée d'une manière différente, existerait dans la catégorie des employés une

---

<sup>23</sup> En vérité, il ne faut pas attacher trop d'importance à la valeur précise du *odds ratio* : elle est entachée d'incertitude du fait des fluctuations d'échantillonnage et l'intervalle de confiance peut être large. Ce sont beaucoup plus l'ordre de grandeur des *odds ratios* du tableau 7 et leurs valeurs relatives les uns par rapport aux autres que nous commentons.

<sup>24</sup> La dernière – entre artisans, commerçants et agriculteurs exploitants – est en réalité douteuse. Elle a été introduite pour compenser le fait que les modifications antérieures avaient quelque peu détérioré la qualité de l'ajustement sur la ligne relative aux filles d'agriculteur. Les trois autres sont statistiquement significatives si l'on en juge par les résidus obtenus sous l'hypothèse de quasi-symétrie ou les résultats de tests conçus comme suit : à partir du modèle final, postuler l'existence de deux densités supplémentaires (VIII et IX) pour les deux cellules dont on veut tester l'asymétrie et comparer l'ajustement à celui obtenu en affectant la même densité (VIII) aux deux cellules.

« rigidité à la baisse » contrecarrant la descente sociale<sup>25</sup>. Il en irait de même pour les filles de petit indépendant qui sont moins souvent employées ou ouvrières que les femmes nées dans ces catégories ne deviennent artisanes ou commerçantes, mais on peut aussi proposer de cette dernière différence une interprétation distincte : celle d'une voie de mobilité ouverte aux filles d'employé et d'ouvrier par le passage à l'indépendance ou, plus vraisemblablement, par le mariage ou l'union avec un petit indépendant ou un salarié installé à son compte.

## Conclusion

Dans ce texte, on a cherché à illustrer une démarche méthodique de modélisation statistique afin de rendre visible le lien intrinsèque ou association entre les deux variables d'un tableau de contingence bidimensionnel. L'exemple retenu portait sur l'analyse d'une table de mobilité sociale entre générations. Si l'on disposait de plusieurs tables homologues obtenues à des dates différentes, l'usage du modèle topologique de Hauser permettrait aussi d'examiner dans quelle mesure les « distances » entre catégories sociales ont été transformées, en totalité ou en partie, sur la période considérée. Par ailleurs, l'usage de modèles topologiques plus sophistiqués peut être envisagé. Dans ce cas, les niveaux de densité caractéristiques du tableau de contingence ne seront plus estimés directement, mais seront conçus comme le résultat de la combinaison de paramètres plus élémentaires qui sont dotés d'une interprétation théorique et pourront être estimés. Ces deux généralisations de la démarche de modélisation que l'on a exposée ici peuvent enfin être combinées. À l'occasion du quatrième colloque francophone sur les sondages qui se tiendra à l'Université Laval (Québec) en mai 2005, on en présentera un exemple : il permet de mettre au jour les déterminants essentiels de l'augmentation de la fluidité sociale entre générations intervenue en France entre 1970 et 1993.

## Bibliographie

- [1] Agresti A., *Categorical Data Analysis*, New York, Wiley, 1990.
- [2] Bertaux D., « Sur l'analyse des tables de mobilité sociale », *Revue française de sociologie*, vol 10, n° 4, pp. 448-490, 1969.
- [3] Bertaux D., *Destins personnels et structure de classe. Pour une critique de l'anthropologie politique*, Paris, Presses Universitaires de France, 1977.
- [4] Blau P.M., Duncan O.D., *The American Occupational Structure*, New York, Wiley, 1967.
- [5] Boudon R., *Mathematical Structures of Social Mobility*, Amsterdam, New York, Elsevier, 1973.
- [6] Bozon M., Héran F., « La découverte du conjoint. I-Évolution et morphologie des scènes de rencontre. II-Les scènes de rencontre dans l'espace social », *Population*, vol 42, n° 6, pp. 943-985, 1987 ; vol 43, n° 1, pp. 121-150, 1988.
- [7] Carlsson G., *Social Mobility and Class Structure*, Lund, Gleerup, 1958.
- [8] Caussinus H., « Contribution à l'analyse statistique des tableaux de corrélation », *Annales de la Faculté des Sciences de l'Université de Toulouse*, vol 29, pp. 77-182, 1966.
- [9] Clogg C.C., Eliason S.R., "Some Common Problems in Log-Linear Analysis", *Sociological Methods and Research*, vol 15, n° 1, pp. 4-44, 1987.
- [10] Cobalti A., "A Relative Mobility Table: A Modest Proposal", *Quality and Quantity*, vol 23, n° 2, pp. 205-220, 1989.
- [11] Deville J.-C., « De l'enfance à la constitution d'une famille » in INSEE, *Données sociales*, Paris, INSEE, pp. 17-43, 1981.

---

<sup>25</sup> Ce sont en particulier Blau et Duncan [4 : 58-67] qui ont suggéré l'existence de frontières semi-perméables entre catégories sociales, autorisant la mobilité ascendante mais inhibant la mobilité descendante.

- [12] Featherman D.L., Hauser R.M., *Opportunity and Change*, New York, Academic Press, 1978.
- [13] Glass D.V. (ed.), *Social Mobility in Britain*, London, Routledge and Kegan Paul, 1954.
- [14] Goldthorpe J.H., *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*, Oxford, Clarendon Press, 1980.
- [15] Goodman L.A., "How to Ransack Social Mobility Tables and Other Kinds of Cross-Classification Tables", *American Journal of Sociology*, vol 75, n° 1, pp. 1-40, 1969.
- [16] Goodman L.A., "On the Measurement of Social Mobility: An Index of Status Persistence", *American Sociological Review*, vol 34, n° 6, pp. 831-850, 1969.
- [17] Goodman L.A., "Multiplicative Models for the Analysis of Occupational Mobility Tables and Other Kinds of Cross-Classification Tables", *American Journal of Sociology*, vol 84, n° 4, pp. 804-819, 1979.
- [18] Hauser R.M., "A Structural Model of the Mobility Table", *Social Forces*, vol 56, n° 3, pp. 919-953, 1978.
- [19] Hauser R.M., "Some Exploratory Methods for Modeling Mobility Tables and Other Cross-Classified Data", *Sociological Methodology*, vol 11, pp. 413-458, 1980.
- [20] Hout M., *Mobility Tables*, Newbury Park, Sage, Quantitative Applications in the Social Sciences (31), 1983.
- [21] Pullum T.W., *Measuring Occupational Inheritance*, Amsterdam, New York, Elsevier, 1975.
- [22] Rogoff N., *Recent Trends in Occupational Mobility*, Glencoe, Free Press, 1953.
- [23] Thélot C., « Analyse statistique des migrations », *Annales de l'INSEE*, vol 22-23, pp. 101-133, 1976.
- [24] Thélot C., *Tel père, tel fils ? Position sociale et origine familiale*, Paris, Dunod, 1982.
- [25] Tyree A., "Mobility Ratios and Association in Mobility Tables", *Population Studies*, vol 27, n° 3, pp. 577-588, 1973.
- [26] White H.C., "Cause and Effect in Social Mobility Tables", *Behavioral Science*, vol 8, pp. 14-27, 1963.
- [27] White H.C., "Stayers and Movers", *American Journal of Sociology*, vol 76, n° 2, pp. 307-324, 1970.
- [28] Yasuda S., "A Methodological Inquiry into Social Mobility", *American Sociological Review*, vol 29, n° 1, pp. 16-23, 1964.

## Annexe

### Comparaison entre table de mobilité observée et tables de mobilité estimées sous le modèle de base de Hauser et le modèle final de Hauser

		Fille							
Père		1	2	3	4	5	6	7	Total
1 Cadre, profession intellectuelle supérieure (sauf profession libérale)	Observé	81,2	13,0	113,2	15,3	66,3	8,1	0,0	297,1
	Base	84,0	14,2	100,5	25,0	64,7	6,9	1,8	297,1
	Final	78,2	16,2	103,5	19,7	70,2	8,3	1,0	297,1
2 Chef d'entreprise, profession libérale	Observé	28,8	11,7	38,2	14,7	32,4	2,6	7,0	135,5
	Base	27,6	9,0	45,8	19,7	29,5	3,1	0,8	135,5
	Final	33,4	6,9	44,2	15,1	30,0	3,6	2,3	135,5
3 Profession intermédiaire (sauf contremaître, agent de maîtrise)	Observé	48,1	11,4	131,2	22,8	132,9	22,5	4,8	373,6
	Base	41,6	9,8	134,8	33,6	133,5	17,8	2,4	373,6
	Final	43,1	8,9	134,4	25,6	140,7	18,1	2,7	373,6
4 Artisan, commerçant	Observé	53,5	21,3	174,4	119,2	225,0	39,6	14,3	647,3
	Base	47,9	19,4	155,1	115,2	265,1	35,4	9,3	647,3
	Final	58,2	21,6	181,4	110,9	220,3	43,8	11,1	647,3
5 Employé	Observé	30,2	3,7	120,0	53,4	216,5	29,7	4,2	457,6
	Base	24,2	5,7	120,5	51,8	205,9	42,2	7,2	457,6
	Final	25,2	5,2	121,4	41,4	227,7	29,3	7,4	457,6
6 Contremaître, agent de maîtrise, ouvrier	Observé	64,2	14,9	361,4	187,7	1066,7	355,7	47,1	2097,6
	Base	63,2	14,8	393,9	169,4	1034,4	366,2	55,7	2097,6
	Final	68,8	14,2	359,4	189,5	1041,9	371,1	52,6	2097,6
7 Agriculteur exploitant	Observé	20,3	5,6	134,7	103,0	396,0	140,5	369,2	1169,2
	Base	37,8	8,9	122,4	101,4	402,7	126,9	369,2	1169,2
	Final	19,3	8,6	128,7	113,9	405,2	124,4	369,2	1169,2
Total	Observé	326,2	81,7	1073,0	516,1	2135,9	598,6	446,5	5178,0
	Base	326,2	81,7	1073,0	516,1	2135,9	598,6	446,5	5178,0
	Final	326,2	81,7	1073,0	516,1	2135,9	598,6	446,5	5178,0

Figurent sur la première ligne l'effectif observé, sur la deuxième ligne l'effectif estimé sous le modèle de base de Hauser et sur la troisième ligne l'effectif estimé sous le modèle final de Hauser.

