

**Fluidité et espace social :**  
**mobilité intergénérationnelle nette, distance sociale des PCS**  
**(Professions et catégories socioprofessionnelles) et**  
**multidimensionnalité des hiérarchies**

Louis Chauvel

*L'analyse de l'espace social implicite et sous-jacent derrière la fluidité sociale — la mobilité intergénérationnelle nette entre Professions et catégories socioprofessionnelles (PCS) selon le codage détaillé — permet de repérer deux dimensions hiérarchiques complémentaires, l'une fondée sur le capital éducatif (E) et l'autre sur le capital patrimonial (P). Lorsque l'on compare la forme de l'espace social en termes de PCS à d'autres classements socioprofessionnels (Bourdieu, Goldthorpe, Wright, etc.), il faut admettre que, dans leurs grandes lignes, les différents schémas de codage permettent d'obtenir des représentations semblables des structures sociales, à quelques variantes près. Ces représentations se valent plus ou moins et repèrent les mêmes éléments structurels. En conséquence, entre la vision « conventionnaliste » des PCS (qui pose l'équation « PCS = conventions collectives ») et la vision relativ(ist)e (qui conçoit les conventions collectives comme un échafaudage le temps de la construction des PCS), il faudrait préférer la seconde. L'hypothèse conventionnaliste pousse à changer la PCS à mesure de la modification des conventions collectives (potentiellement : tous les jours) ; l'hypothèse relativ(ist)e voit l'intérêt d'utiliser les conventions collectives comme une simple règle du jeu pour parvenir à des classements « fondés », mais rien de plus. Sinon, il serait impossible de repérer la mobilité intergénérationnelle, les pères ayant généralement quitté leur profession dans un état des conventions collectives antérieur ; si l'équation « PCS = conventions collectives » était une relation absolue, il serait impossible de comprendre la position des pères.*

**Caractère problématique des classifications**

Deux types de taxinomies existent : d'une part, celles qui se présentent comme de simples conventions ou normes de classement qui, malgré toutes leurs faiblesses, fondent leur raison d'être sur leur utilité, à savoir leur stabilité, permettant par exemple les comparaisons synchroniques ou les suivis diachroniques ; d'autre part, celles qui sont conçues, implicitement ou explicitement, comme un modèle de représentation « aussi juste, fidèle, réaliste (rayer les adjectifs inutiles) que possible ». Dans ce dernier cas, le mot a la prétention d'être identique à la chose qu'il représente.

Ici, la nomenclature des catégories socio-professionnelles (la CSP de 1954 à 1982, la PCS, ou Professions et catégories socioprofessionnelles, en annexe 3, depuis 1982, et jusqu'à l'an 2000 peut-être) est pleine d'ambiguïtés : elle a les

caractéristiques d'une norme relativement stable<sup>1</sup>, mais son usage universel<sup>2</sup> confine à la routine qui pourrait confronter au risque du « fétichisme de la nomenclature » (Héran, 1997, p.54), impliquant ainsi « un usage rituel qui fige la classification sociale en une évidence officielle, sans relief ni raison » (p.55). La raison statisticienne se prêterait ainsi à « un acte d'autorité et un acte de foi — un geste magique, en somme » (p.49). On conçoit ici que l'usage et le mésusage jusqu'à l'usure sacralise la norme statistique.

Tel est le risque de premier ordre, celui de prendre la PCS pour une *réalité plus réelle* encore que celle dont elle est censée rendre compte : la différence des professions exercées par les individus, leur position hiérarchique et leur statut. En effet, la PCS est cela, et seulement cela : la traduction en une nomenclature de ces différences, dans la mesure où elles sont *validées par l'existence de conventions collectives donnant une forme reconnue et repérable à ces rapports, à ces oppositions, à ces conflits, à la suite de négociations et de compromis entre partenaires sociaux qui expriment ainsi les frontières qu'ils voient — et font — émerger dans le corps social*. Aussi convient-il de ne pas réifier la catégorie socioprofessionnelle, qui ne fait qu'exprimer des différences sociales qui émergent des conventions collectives, et de ne pas faire de la PCS plus qu'elle n'est.

Pourtant, ici se révèle le second danger de sacralisation du code des PCS. La PCS est une norme de codage, dont l'élaboration fut fondée sur les conventions collectives, mais le risque de second ordre est de poser explicitement ou implicitement que la PCS est l'expression directe, pure et simple, des conventions collectives, et de rien d'autre. Mon argument invite ici à une prise en compte nettement plus relativ(ist)e de la PCS, de façon à l'autonomiser vis-à-vis du dogme conventionnaliste qui consiste à poser l'équation :

$$PCS = \textit{conventions collectives}.$$

Je rappellerai ici que la PCS a beau avoir bénéficié *pour son élaboration* des conventions collectives, elle est aussi autre chose, c'est-à-dire une simple norme de codage ; que d'autres constructions mentales et d'autres représentations scientifiques de la structure sociale donnent des résultats similaires, empiriquement proches et comparables, et qu'elle n'a rien d'original ; que l'usage des conventions collectives n'apparaît que comme une règle d'élaboration utile d'un code de catégorisation sociale (de classification sociale, c'est-à-dire d'objectivation de ce que d'autres praticiens des sciences sociales empiriques appelleraient des « classes sociales ») alors même que d'autres règles de construction permettent d'obtenir des résultats similaires *dans leur grandes lignes* ; que, par conséquent, pour utiliser une image architecturale, l'usage des

---

<sup>1</sup> Rupture de 1982 exceptée. La PCS, qui détient en France le monopole de la classification des professions, et qui offre ainsi au public une normalisation de l'essentiel de la production statistique sociale publique et privée, est un outil essentiel sur la voie de la production d'une connaissance sociale cumulative. Dans leur diversité, les enquêtes françaises, officielles ou non, ont un point commun : la grille de codage des PCS, qui permet alors de la croiser avec, d'un côté, le salaire, de l'autre, le revenu, ailleurs la consommation ou le patrimoine, plus loin les pratiques culturelles, etc. L'uniformisation du code permet ainsi le repérage systématique de différences sociales (voir par exemple Bihr et Pfefferkorn, 1995) que l'on serait bien en peine de reconstruire pour la plupart des autres pays, faute d'y avoir vu émerger une telle normalisation.

<sup>2</sup> Si l'univers est la France, en l'espèce.

conventions collectives n'est pas la *structure portante* du code de la catégorie sociale, mais son *échafaudage*, retiré lorsque la construction est menée à son terme, éventuellement réinstallé, de façon temporaire, lorsque se fait *réellement* sentir le besoin d'un ravalement ; que si une structure portante du code doit être recherchée, c'est bien dans la *structure sociale elle-même*, dont les modifications peuvent avoir des conséquences sur l'élaboration des conventions collectives, sans que ce soit une condition nécessaire, non plus que suffisante...

### **Mobilité sociale et PCS**

La structure sociale telle qu'elle résulte du code de la PCS à deux chiffres a donné lieu à différents travaux récents, dont une partie seront présentés bientôt dans la *Revue française de sociologie*, dans le premier numéro de l'année 1999. Je présente ici un développement issu de ma thèse portant sur la forme de la structure sociale qui émerge de l'analyse de la fluidité sociale selon le code à deux chiffres de la PCS. Il s'agit de mesurer, du point de vue de la fluidité sociale, les proximités et les distances des sous-groupes définis par cette PCS à deux chiffres, et de concevoir la structure sociale sous-jacente. Il s'agit notamment de comprendre si la structure qui en résulte est uni- ou multidimensionnelle, et comment les groupes s'ordonnent sur cette ou ces dimensions. De plus, ce codage fin que représente la PCS à deux chiffres permet de concevoir la façon dont la PCS à un chiffre est composée de façon homogène. Plus encore, elle permet de juger de la nature d'autres schémas de codages et d'autres représentations de la structure sociale, en réarticulant les différents sous-groupes à deux chiffres.

Il faut insister cependant sur ce fait : de même que le passage de la PCS à un chiffre à celle à deux chiffres révèle une variabilité importante, un détail plus important encore sur la PCS à deux chiffres pourrait révéler plus de diversité interne encore<sup>3</sup>, un peu à l'égal d'un objet fractal où l'unité contient encore une multiplicité d'éléments de même structure. Par conséquent, de façon implicite, chaque élément d'un schéma de classement n'est pas un point, mais la moyenne d'un ensemble de points représentatifs des constituants internes de chacun de ces groupes. Il est dès lors probable que les groupements de professions que l'on peut édicter ne peuvent l'être que pour élaborer une *norme* utile pour la recherche appliquée, et rien de plus. Il est possible qu'autour d'un même schéma de base, une infinité de variantes possibles existe, et que des querelles byzantines opposeront les tenants de ces différentes variantes. Pour autant, elles pourraient être toutes plus ou moins semblables. Dès lors, il peut y avoir plus de gain à conserver plusieurs décennies une norme plutôt que de l'améliorer sans cesse, cette amélioration n'étant jamais que très marginale.

Il faut donc analyser l'espace qui résulte de la mesure de la fluidité sociale intergénérationnelle. Cet espace transcrit les proximités et éloignements entre

---

<sup>3</sup> Les cadres des PCS incluent les professions libérales, qui comptent notamment des médecins, dont les uns sont généralistes et d'autres spécialistes, de différentes disciplines, dont les uns sont propriétaires de leur clinique et d'autres non, etc.

catégories qui correspondent à la mobilité sociale entre ces catégories, nette des évolutions des marges<sup>4</sup>.

Considérons alors, d'une façon classique, la table de mobilité reliant la profession des fils, âgés de 40 à 59 ans, à la profession de leur père<sup>5</sup>. Cette table présentée ici est issue de la compilation des 14 enquêtes emploi de 1982 à 1995 (N = 210 615). Elle est, je crois, de par la taille de son échantillon, la plus importante des tables de mobilité jamais bâtie pour une nation donnée. De par son effectif, il est possible d'analyser la nomenclature détaillée des PCS. De celle-ci peut découler une table plus pertinente pour mon objet (annexe 2) : la table des  $d_{ij}$ , logarithmes du ratio des chances bâtis sur la diagonale de la table de mobilité d'origine présentant les effectifs de stables et de mobiles. Cette nouvelle table, celle des  $d_{ij}$ , permet d'évaluer la dissimilarité entre deux groupes telle qu'elle est révélée par la fluidité sociale. Si  $F_{ij}$  représente les effectifs d'origine sociale  $i$  et de destinée  $j$ , je considérerai la dissimilarité entre deux catégories  $i$  d'origine et  $j$  de destination comme égale à :

$$d_{ij} = \log\left(\frac{F_{ii}F_{jj}}{F_{ij}F_{ji}}\right).$$

Cette dissimilarité  $d_{ij}$  est nulle pour deux groupes  $i$  et  $j$  entre lesquels la mobilité est « parfaite » au sens où, entre ces deux groupes, la table de mobilité correspond à une structure d'indépendance statistique ; les groupes  $i$  et  $j$  seraient alors parfaitement homogènes du point de vue des échanges intergénérationnels. Théoriquement, ce  $d_{ij}$  pourrait être négatif si, par rapport à la configuration d'indépendance, les personnes d'origine  $i$  ont plus de chance de devenir  $j$  et si les originaires de  $j$  deviennent plus fréquemment  $i$ . Empiriquement, ce n'est jamais le cas : les dissimilarités entre groupes sont, sans exception, significativement positives, montrant que la rigidité sociale (ou viscosité sociale, pour utiliser l'antonyme de fluidité) est systématique pour toutes les professions : quel que soit le couple de professions, une fois tenu compte de leurs tailles relatives, rester dans le même groupe que celui du père est plus probable que d'en changer. La valeur de cette dissimilarité est d'autant plus importante, en fait, que la fluidité qui s'établit entre deux groupes est faible, c'est-à-dire que les groupes sont « distants », dans le sens où les échanges intergénérationnels sont faibles.

---

<sup>4</sup> Tels qu'ils peuvent être repérés par des mesures insensibles aux variations des marges des tables de mobilité, comme le ratio des chances. Voir Forsé et Chauvel (1995, pp. 134-136), pour une présentation de l'intérêt de l'usage du ratio des chances.

<sup>5</sup> Notons que l'INSEE, en établissant la PCS du père, ne distingue pas les petits, moyens et gros agriculteurs. Il faut considérer alors les agriculteurs comme faisant un tout, hypothèse hautement improbable puisque les indépendants non-agricoles apparaissent comme nettement hiérarchisés selon le nombre de salariés de leur entreprise. De la même façon, les agriculteurs ont des chances d'être stratifiés eux-aussi selon la taille de l'exploitation, les plus gros ayant des chances de ressembler à des entrepreneurs de plus de dix salariés. Le code de PCS 10 qualifiera donc l'ensemble des agriculteurs.

La table des  $d_{ij}$  est symétrique et ses éléments seront tous positifs ou nuls<sup>6</sup>. Pour évaluer ces forces et ces faiblesses, il est possible de comparer les  $d_{ij}$  entre eux, ou alors de réfléchir en fonction de la significativité des effets. Par ailleurs, l'intervalle de confiance de  $d_{ij}$  se construit ainsi : en suivant Agresti (1984, p.17), nous pouvons construire son intervalle de confiance :

$$d_{ij} = \bar{d}_{ij} \pm z_{p/2} \bar{\sigma}(\bar{d}_{ij})$$

où  $z_{p/2}$  est la valeur de la loi normale standard correspondant à un test bilatéral au seuil  $p$  désiré (pour un intervalle de confiance de 95 %, nous prendrons:  $z_{p/2} = 1,96$ ), avec :

$$\bar{\sigma}(\bar{d}_{ij}) = \sqrt{\frac{1}{F_{ii}} + \frac{1}{F_{ji}} + \frac{1}{F_{ij}} + \frac{1}{F_{jj}}}$$

Quel est le statut de cette table des dissimilarités pour l'analyse de la mobilité sociale intergénérationnelle, ou pour toute analyse de même nature, comme l'homogamie ? Elle est une table symétrique de dissimilarité entre catégories considérées deux à deux. Puisqu'elle est fondée sur le ratio des chances, les dissimilarités qu'elle présente sont indépendantes des marges, et ses résultats sont donc compatibles avec la logique des modélisations log-linéaires classiques. Pour autant, elle ne suffit pas à décrire dans toute leur généralité les structures internes<sup>7</sup> de ces tables, mais à décrire une famille spécifique de telles tables, à savoir les tables quasi-symétriques (Sobel, Hout et Duncan, 1985 ; Becker, 1990 ; Hout et Hauser, 1992 ; Wong, 1992), caractérisées par le fait que les ratios des chances sont symétriques, c'est-à-dire que le ratio des chances fondé sur les cases  $(i,j)$  et  $(i',j')$ <sup>8</sup> est égal à celui fondé sur les cases  $(j,i)$  et  $(j',i')$ . Les asymétries, qui mettent toujours en jeu trois groupes au moins<sup>9</sup>, peuvent être interprétées de deux manières distinctes :

- 1- si elles sont stables sur le long terme, elles peuvent révéler des échanges circulaires entre plusieurs catégories,
- 2- si elles ne sont pas stables sur le long terme, elles peuvent révéler des reclassements relatifs des catégories entre elles.

<sup>6</sup> On aurait alors la tentation de parler de distance, mais ce serait dans un sens plus intuitif que strictement géométrique. Pour avoir le nom de distance, il faut que  $d$  satisfasse en outre l'inégalité triangulaire, à savoir que, quels que soient  $i, j, k$  trois catégories différentes,  $d_{ij} \leq d_{ik} + d_{kj}$ . Dans 5 % seulement des cas repérables — les 24 389 triplets  $(i,j,k)$  possibles —, cette inégalité triangulaire n'est pas satisfaite. Si l'on considère l'incertitude qui pèse sur  $d$ , estimé sur des données empiriques non-exhaustives, seuls 0,1 % des triplets existants ne satisfont pas l'inégalité triangulaire (86 cas). Par conséquent, si géométriquement (en considérant pour ce qu'elles sont les estimations des dissimilarités) il est presque concevable de parler ici d'un espace métrique, une fois prises en compte les incertitudes, il est vraisemblable que l'espace considéré soit réellement métrique.

<sup>7</sup> Pour la notion de « structure interne », c'est-à-dire la forme de l'association des catégories hors variation des marges, voir Forsé et Chauvel (1995, p. 135), dont la définition est parfaitement fixée par la donnée de la famille des ratios des chances indépendants correspondant au nombre de degrés de liberté de la table. La « structure externe » est ce que l'on appelle aussi la « structure marginale », définie par les marges de la table.

<sup>8</sup> Noté par la suite  $OR[(i,j);(i',j')] = (F_{ij}F_{i'j'}) / (F_{ij'}F_{i'j})$ , et  $LOR[(i,j);(i',j')]$  pour son logarithme ; par définition,  $d_{ij} = LOR[(i,j);(i,j)]$

<sup>9</sup> Ce phénomène d'asymétrie ne peut pas exister en effet dans le cas d'une table de type 2-2.

Si elles sont stables, elles peuvent être vues comme la résultante d'une fluidité circulaire durable. Si, par comparaison avec une table quasi-symétrique, les individus mobiles originaires du groupe (1) ont plus souvent leur destinée dans le groupe (2), ceux du (2) dans le (3) et ceux du (3) dans le (1), il y a asymétrie. Si, invariablement dans le temps, pour toutes les suites de générations de pères aux fils, une telle asymétrie est présente, il s'agit de s'interroger sur cette circulation, qui signifie par exemple que le chemin du père au fils  $(1) \Rightarrow (2)$  est plus probable, une fois contrôlés les effets de structure, que  $(2) \Rightarrow (1)$ . Un exemple d'asymétrie typique est le suivant :

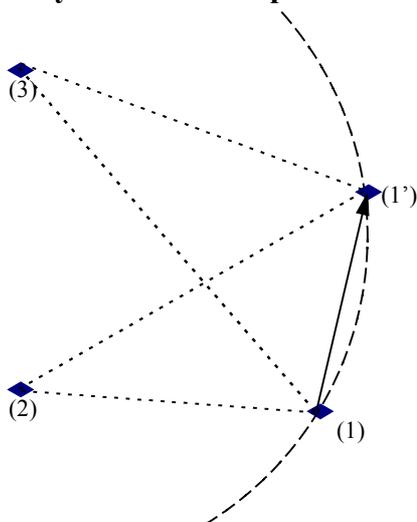
### 1 : Exemple de table Asymétrique (effectifs)

o>d	(1)	(2)	(3)
(1)	100	50	5
(2)	5	100	50
(3)	50	5	100

Annotations : LOR [(1,2) ; (2,3)] et LOR [(2,1) ; (3,2)]

Ici, le LOR [(1,2) ; (2,3)] vaut 1,6 et LOR [(2,1) ; (3,2)] vaut -5,3.

### 2 : Asymétrie avec déplacement



Si, d'autre part, les asymétries ne sont pas durables sur le très long terme — mais il peut être difficile, alors, de le mesurer, puisqu'il faudrait une nomenclature stable sur plusieurs décennies —, elles peuvent être vues comme la conséquence d'un déplacement de catégories par rapport aux autres. Nous raisonnerons ici de façon intuitive, en reprenant les trois groupes de l'exemple ci-dessus. Admettons que les catégories (2) et (3) sont fixes dans l'espace découlant des distances  $d_{ij}$  et que de la génération des pères à celle des fils, la catégorie (1) se déplace selon le schéma ci-dessus de la position (1) des pères à (1') des fils, où (1') est plus proche de (3) et moins proche de (2) que ne l'est la position (1). Alors, par comparaison avec l'hypothèse de stabilité des positions dans l'espace social, les fils de la catégorie (3) ont tendance à accéder plus souvent à la catégorie (1') — devenue plus proche que naguère — que les fils de la catégorie (1) d'accéder à (3) — plus

éloignée. De la même façon, les fils de la catégorie (1) trouveront plus souvent leur destinée en position (2) que les enfants de (2) auront tendance à trouver la leur en (1'), en raison de l'éloignement progressif de la catégorie (1). Le déficit d'effectifs pour les parcours (1)  $\Rightarrow$  (3) par rapport au parcours (3)  $\Rightarrow$  (1'), mais aussi pour les parcours (2)  $\Rightarrow$  (1') par rapport au parcours (1)  $\Rightarrow$  (2) résulterait alors de ces déplacements. Dans ce cas, la dissymétrie n'existe que le temps du déplacement de la catégorie (1) et disparaît lorsque son mouvement dans l'espace social a cessé.

Pour être relativement rares, les asymétries existent empiriquement comme c'est le cas des agriculteurs, des artisans et des commerçants de notre table, dont la structure des LOR est identique à celle de l'exemple ci-dessous (extrait de la table de mobilité) :

### 3 : Table de mobilité des agriculteurs (10), artisans (21) et commerçants (22)

	10	21	22
10	13913	2546	1348
21	238	3447	918
22	202	654	1875

### 4 : Table des LOR des agriculteurs (10), artisans (21) et commerçants (22)

LOR [(10,10);(21,21)] = 4,37 (4,23;4,51)	LOR [(10,21);(21,22)] = -0,68 (-0,78;-0,58)	LOR [(10,22);(21,10)] = -3,68 (-3,84;-3,52)
LOR [(21,10);(22,21)] = -1,49 (-1,70;-1,28)	LOR [(21,11);(22,22)] = 2,37 (2,25;2,49)	LOR [(21,22);(22,10)] = -0,87 (-1,08;-0,67)
LOR [(22,10);(10,21)] = -2,87 (-3,03;-2,70)	LOR [(22,21);(10,22)] = -1,68 (-1,8;-1,57)	LOR [(22,22);(10,10)] = 4,56 (4,40;4,72)

Note : intervalles de confiance au seuil de 95 % entre parenthèses

On peut calculer que cette asymétrie n'eût pas existé si — tous les effectifs des autres cellules restant égaux à ceux de la table empirique — le nombre d'enfants d'agriculteurs devenant commerçants avait été de 3050 au lieu de 1348, ou que la proportion de fils de commerçants devenant agriculteurs avait été de 90 au lieu de 202. Cet écart signifie que, *relativement à la fluidité générale de type symétrique*, les enfants d'agriculteurs ne deviennent pas assez souvent commerçants, ou que trop d'enfants de commerçants deviennent agriculteurs. Autrement dit, les enfants d'agriculteurs ont plus souvent tendance à devenir artisans plutôt que commerçants, et les enfants de commerçants deviennent plus souvent agriculteurs plutôt qu'artisans, par rapport à une configuration de fluidité symétrique. On peut constater aussi que, si les enfants d'artisans n'avaient été que 406, plutôt que 918, à devenir commerçants, la table eût été symétrique — la fluidité, en effet, est une affaire de structure de tableau, et la modification d'une seule case bouleverse toute la structure globale. On peut alors compléter l'argument avec ce troisième élément : par rapport à une configuration de fluidité symétrique, les enfants d'artisans deviennent plus souvent commerçants qu'agriculteurs. Il s'agit alors d'un phénomène complexe de fluidité circulaire, où s'établit un cycle par comparaison à la fluidité symétrique de type : agriculteur  $\Rightarrow$  artisan  $\Rightarrow$  commerçant  $\Rightarrow$  agriculteur. On constate donc que les asymétries dissimulent des phénomènes extraordinairement complexes de fluidité sociale.

Ce phénomène d'asymétrie est à la source du traitement spécifique de la catégorie des agriculteurs par Erikson et Goldthorpe dans leur modèle « noyau » (voir par exemple Erikson et Goldthorpe (1992, pp. 123-125) et Goldthorpe (1995, pp.70-

75, table IV et note 12) : leur choix est de rapprocher les agriculteurs des catégories populaires lorsqu'ils sont de la génération des pères, et des catégories moyennes lorsqu'ils sont fils. En effet, les enfants agriculteurs trouvent plus souvent leur destin dans les catégories populaires — au regard de la configuration de quasi-symétrie — que les enfants des catégories populaires ne deviennent agriculteurs. Les enfants d'agriculteurs deviennent moins souvent des membres des catégories moyennes et supérieures que la catégorie des agriculteurs ne reçoit d'enfants des catégories moyennes et supérieures. L'hypothèse correspond bien à celle d'un mouvement de la catégorie des agriculteurs, dont les anciennes générations ont une descendance proche de celle des milieux populaires, et dont les nouvelles générations ont une ascendance qui les rapproche — tendancielle — des catégories moyennes et supérieures.

En définitive, ce traitement de l'asymétrie implique une interprétation en termes de déplacement de la catégorie des agriculteurs, qui devrait cesser lorsque s'arrêtera le mouvement de « déprolétarisation » des paysans (Marchand et Thélot, 1997, p.117), dont les enfants connaissent un niveau d'éducation de plus en plus comparable à la moyenne de la population (Goux et Maurin, 1995, p.86). Si en revanche l'asymétrie se prolonge après la stabilisation de la position de la catégorie des agriculteurs, la conséquence en sera simple : il s'agirait alors d'une structure de fluidité circulaire agriculteur  $\Rightarrow$  classe populaire  $\Rightarrow$  classe moyenne  $\Rightarrow$  agriculteur.

Pour en revenir à notre analyse des distances entre catégories d'une table quasi-symétrique, la donnée de tous les  $d_{ij}$  rend intégralement compte de la structure interne de la table ; en effet, en cas de quasi-symétrie, on peut démontrer que :

$$\text{LOR}[(i,j);(i',j')] = (1/2) (d_{ij'} + d_{i'j} - d_{ij} - d_{i'j'}),$$

donc l'ensemble des ratios des chances se déduisent de la donnée des  $[n(n+1)]/2$  dissimilarités  $d_{ij}$  et, puisque cet ensemble permet de définir la structure interne d'une table, alors la donnée des  $d_{ij}$  offre le même résultat. Puisque les asymétries confrontent les recherches sur la mobilité sociale à un problème d'évolution des dynamiques dont la solution ne peut venir qu'après avoir surmonté les difficultés posées par les tables quasi-symétriques, il convient peut-être de supposer que les tables sont assez proches de la quasi-symétrie pour s'adonner à la méthode ouverte par les dissimilarités  $d_{ij}$ .

Les  $d_{ij}$  de la table complète à 29 PCS sont *tous* significativement supérieurs à zéro. De ce point de vue, toute agrégation de PCS à deux chiffres (notamment en vue de créer une PCS à un chiffre) est illégitime puisque ces groupes sont significativement différents les uns des autres. Du point de vue de la mobilité sociale, la catégorie des ouvriers non qualifiés de l'artisanat est donc différente de celle de l'industrie, et les professions libérales sont significativement différentes des cadres du privé ou des employeurs de plus de dix salariés.

Ce résultat est important, et exige une juste interprétation. Pris au pied de la lettre, il voudrait dire que chacun de ces groupes forme en tant que tel une entité autonome par rapport aux autres, et que les cadres, non plus que la *Service class* de Goldthorpe, n'existent pas, parce que ce sont des groupes hétérogènes, et que les ouvriers ne forment, non plus, en rien, une classe — ni même une strate —, simplement parce qu'il existe une classe — strate — d'ouvriers non-qualifiés de l'artisanat séparée de celle des ouvriers non-qualifiés de l'industrie. Une telle

interprétation serait excessive et inadaptée, et elle conduirait à une idée de système de stratification fragmenté en des micro-groupes professionnels en définitive insignifiants. Il pourrait même en résulter une remise en cause de la PCS à deux chiffres, les avocats étant certainement différents des médecins dans le jeu de la mobilité intergénérationnelle, les avocats de base de ceux près le Conseil d'Etat, etc.

La seule conception cohérente de ce système est plus subtile : les groupes sociaux existent en tant qu'objets relatifs, ou système de positions relatives, dont le sociologue doit inférer l'agencement non pas par rapport à des différences significatives mais des positions relatives qu'occupent ces professions, en termes de proximité et d'éloignement des groupes entre eux dans l'espace de la fluidité. Nous disposons alors de l'indice selon lequel le classement des catégories en vue de l'élaboration d'un schéma de classe ne serait pas une question admettant *une réponse unique*, mais *des réponses convenables*, simplement parce que le jugement sur ce caractère convenable obéit à une multiplicité de critères, et qu'aucun classement ne satisfait simultanément et au mieux l'ensemble de ces critères.

L'idée consiste alors à comprendre les propriétés géométriques de cet espace décrit par les  $d_{ij}$ , qualifiant les dissimilarités entre groupes. Pour ce faire, nous pouvons disposer de l'aide que fournissent les méthodes classiques d'échelonnement multidimensionnel (voir annexe 1), qui permettent de disposer dans un espace de dimensions posées *a priori* des objets — ici les groupes définis par le code à deux chiffres des PCS — avec une perte minimale d'information au sens du  $R^2$ . Le nombre choisi  $k$  de dimensions doit être compris entre 1 et  $n-1$ , où  $n$  est le nombre de groupes considérés.

### ***Echelonnement multidimensionnel et méthodes inférentielles***

*Il serait possible de faire une synthèse entre les méthodes (descriptives et géométriques) d'échelonnement multidimensionnel et des méthodes (inférentielles et offrant ainsi la possibilité de tests) issues de Goodman (1979) et surtout de Xie (1992), qui correspondent à un échelonnement multidimensionnel à une seule dimension, qu'il s'agirait donc de généraliser. Ce modèle nouveau d'« Echelonnement inférentiel » (EI) serait de la forme :*

$$\log(F_{ij}) = \lambda + \mu_i + \nu_j - \frac{1}{2} \sqrt{\sum_{1 \leq k \leq K} \delta_k (\xi_{ik} - \xi_{jk})^2}$$

*où  $F_{ij}$  sont les effectifs dans la table de mobilité,  $i$  et  $j$  indexent les catégories des origines et des destinées sociales,  $K$  est le nombre de dimensions de l'espace social que l'on souhaite observer (si  $K = 1$ , on obtient un modèle de type Modèle II\* de Goodman (1979) avec égalité des positions des catégories lignes et colonnes, ou de type Xie (1992), sans « layer » ; si  $K = n-1$ , où  $n$  est le nombre de catégories considérées dans la table, le modèle est équivalent au modèle de test de la quasi-symétrie, avec en outre un positionnement des catégories sociales dans l'espace à  $n-1$  dimensions),  $\lambda$ ,  $\mu_i$ ,  $\nu_j$ , représentant respectivement la constante, les paramètres des marges lignes et colonnes ( $\sum \mu_i = \sum \nu_j = 0$ ),  $\xi_{ik}$  les positions des catégories sociales sur l'axe  $k$ , et  $\delta_k$  est alors un paramètre d'« allongement » du nuage des points le long de l'axe  $k$ , dans une logique de*

part de variance expliquée, avec pour contraintes que les vecteurs  $\xi_k$  soient tels que  $\sum \xi_{ik} = 0$ , de norme 1, orthogonaux deux à deux, et que les  $\delta_k$  soient tels que  $\delta_{i+1}$  soit maximal, une fois maximisés les  $\delta_1, \dots, \delta_i$ , qui le précèdent. Comme on le comprend, les effectifs dans la cellule (i,j) de la table sont — par construction du modèle — d'autant plus rares que deux groupes sont distants dans les espaces considérés.

Une fois obtenue la maximisation de la vraisemblance, ce modèle permet alors de comprendre combien de dimensions implicites la table de mobilité étudiée met en jeu, d'ordonner les dimensions pertinentes de la mobilité, et les positions de chacun des groupes étudiés sur les dimensions retenues.

Un modèle plus complet, permettant la comparaison de deux tables, peut être proposé. Outre les paramètres déjà en jeu dans (EI), il est possible de comparer les changements intervenus entre deux tables en considérant le modèle de comparaison de l'échelonnement inférentiel (CEI) — nous proposons ici un modèle simple permettant de comparer pour deux dates  $t = -0,5$  et  $t = 0,5$  mais évidemment,  $t$  peut représenter le codage d'une paire de nations, ou tout autre couple de tables de mobilité. La généralisation du modèle à une variable nominale à plusieurs catégories comme pour un ensemble de pays à différentes dates ne pose aucune difficulté. Le modèle CEI s'écrit :

$$\ln(F_{ijt}) = \lambda + t\lambda' + \mu_i + t\mu'_i + \mu_j + t\mu'_j - \frac{1}{2} \sqrt{\sum_{1 \leq k \leq K} (\delta_k + t\delta'_k)(\xi_{ik} + t\xi'_{ik} - \xi_{jk} - t\xi'_{jk})^2}$$

En plus des paramètres déjà présent dans (EI), qui exprimeront la structure moyenne des données (intermédiaire entre les deux dates),  $\lambda'$ ,  $\mu'_i$ ,  $\mu'_j$ , représentant les variations respectivement de la constante, des paramètres des marges lignes et colonnes,  $\xi'_{ik}$  les déplacements des catégories sociales sur l'axe  $k$  (il s'agit par ailleurs de contraindre le vecteur des  $(\xi'_{ik})_i$  à avoir une norme minimale, pour interdire les rotations des directions spatiales des axes), et  $\delta_k$  les variations de la variance expliquée sur l'axe  $k$ .

Par ailleurs, comme on peut le calculer aisément, si on se situe dans le cas de dimension maximale  $K = n-1$ , on a :

$$d_{ij} = \frac{1}{2} \sqrt{\sum_{1 \leq k \leq n-1} \delta_k (\xi_{ik} - \xi_{jk})^2},$$

où  $d_{ij}$  est notre mesure de dissimilarité. Il résulte de ce constat que le dernier terme du modèle fournit une analyse proche de celles offertes par l'échelonnement multidimensionnel, à la différence près que les axes et les positions sont exprimées d'un point de vue inférentiel en vertu de la vraisemblance et non d'un point de vue géométrique, selon la maximisation du  $R^2$  entre les dissimilarités empiriques et celles sur laquelle converge la méthode d'échelonnement multidimensionnel.

Contrairement au modèle (EI), l'échelonnement multidimensionnel géométrique mis en œuvre ici n'offre pas de test. Cependant, au même titre que le modèle (EI), puisque les dissimilarités sont calculées selon une logique de ratio des chances, l'échelonnement offre une représentation de la forme de l'espace de la fluidité, indépendamment des variations des marges, ce qui le distingue nettement des

résultats d'analyses des correspondances multiples, comme celles portant sur l'homogamie de Desrosières (1978). Par ailleurs, alors que des axes obtenus selon le modèle (EI) dépendront au moins de façon secondaire des effectifs des différentes catégories<sup>10</sup>, la méthode géométrique ne s'intéresse qu'aux positions structurales des groupes de profession en accordant le même poids à chacune d'elles.

Par construction des méthodes d'échelonnement multidimensionnel, il s'agit de poser *a priori* un nombre de dimensions requis : un axe, un plan, un espace à trois dimensions, quatre, etc. Ces espaces ne sont pas imbriqués au même titre que ceux des analyses factorielles — l'axe 1 de l'échelonnement à une seule dimension n'est pas nécessairement l'axe 1 de celui à deux dimensions —, mais sont évidemment caractérisés par le fait que le  $R^2$  est plus proche de 1 à mesure que le nombre de dimensions requises est plus important, et vaut 1 pour l'échelonnement de dimension maximale  $K = n-1$ , où  $n$  est le nombre de catégories considérées dans la table.

Empiriquement, nous analyserons deux échelonnements multidimensionnels : (1) celui présentant l'ensemble des catégories socio-professionnelles de la table ; (2) celui privé des membres du clergé<sup>11</sup> (catégorie 44, 120 pères et 322 fils) et des professions de l'information des arts et du spectacle (catégorie 35, 516 pères et 1280 fils), qui sont de loin les deux catégories les plus rares du codage à deux chiffres des PCS, et dont les dissimilarités calculées souffrent généralement des incertitudes les plus fortes<sup>12</sup>.

La réduction du  $R^2$  dans le passage de l'échelonnement où la solution demandée est unidimensionnelle à la solution bidimensionnelle est assez semblable dans les deux cas : le premier axe expliquant environ 78 % de la matrice des dissimilarités, le second 10 % (soit de 47 à 50 % de la variance non encore expliquée selon la variante). Les troisièmes axes en expliquent de 2,2 à 2,5 % (soit environ 23 % de la variance résiduelle de la solution à deux dimensions), et apparaît ainsi comme résiduel. Il est donc possible de se concentrer sur un échelonnement ne comptant que deux axes.

---

<sup>10</sup> Du fait que l'estimation selon la vraisemblance consiste à limiter l'écart entre effectifs observés et effectifs empiriques, rendant plus coûteuse une erreur de 1 % sur une case où les effectifs sont nombreux que de 10 % sur une autre où les individus sont plus rares.

<sup>11</sup> Dans un pays où l'essentiel de l'institution religieuse est catholique, la mobilité intergénérationnelle des membres du clergé pose problème : si le destin clérical est rare mais concevable, avoir pour origine sociale — pour père — un membre du clergé est un phénomène conceptualisable uniquement dans les religions juives, musulmanes et protestantes, ou sous des conditions excessivement rares : abandon de l'Église, admission dans la vocation — tardive — d'un père de famille, adoption d'un enfant en tutelle (?), etc. Il convient donc d'éviter de prendre en considération cette catégorie où les catégories d'origines et de destinées sont inhomogènes. Dans un pays protestant, cette difficulté n'existerait pas.

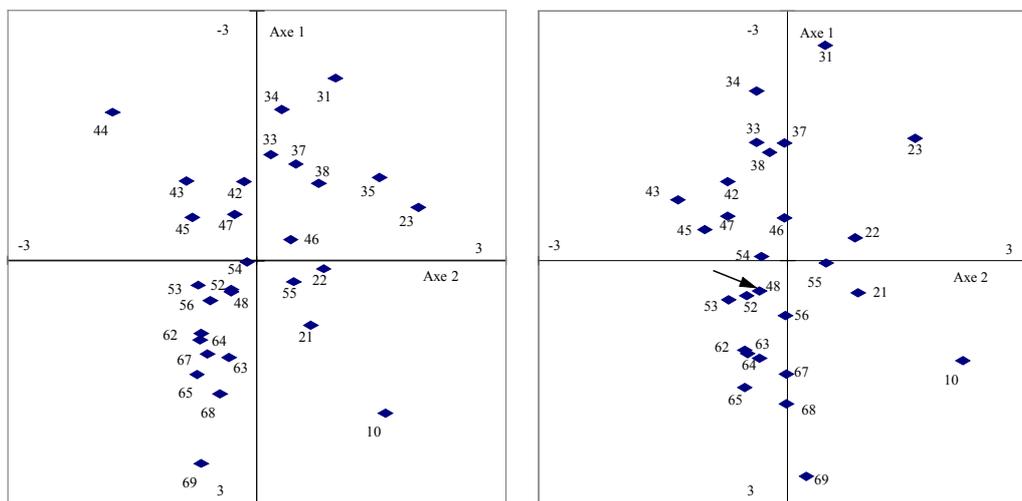
<sup>12</sup> Le retrait de la catégorie des artistes est en définitive inutile, sa prise en considération ne changeant à peu près rien aux axes de l'échelonnement 2.

## 5 : Table de réduction des R<sup>2</sup>

dimensions	échelonnement 1			échelonnement 2		
	R <sup>2</sup>	Δ R <sup>2</sup>	% du R <sup>2</sup> résiduel	R <sup>2</sup>	Δ R <sup>2</sup>	% du R <sup>2</sup> résiduel
1	77,3%	77,3%	77,3%	78,4%	78,4%	78,4%
2	87,9%	10,6%	46,7%	89,1%	10,7%	49,7%
3	90,1%	2,2%	22,5%	91,6%	2,5%	22,8%
4	92,3%	2,1%	17,8%	93,5%	1,9%	22,5%
5	93,3%	1,0%	12,8%	94,4%	0,9%	14,2%
6	93,9%	0,6%	9,0%	95,2%	0,7%	13,2%

La comparaison des positions des catégories entre l'échelonnement 1 et le 2 est immédiate : la catégorie — rare — des membres du clergé, très extérieure au nuage de points, perturbe fortement les axes et induit une importante rotation de l'échelonnement 1 par rapport à l'espace objectivé par l'échelonnement 2. Nous nous restreindrons donc à l'analyse des positions que propose l'échelonnement 2.

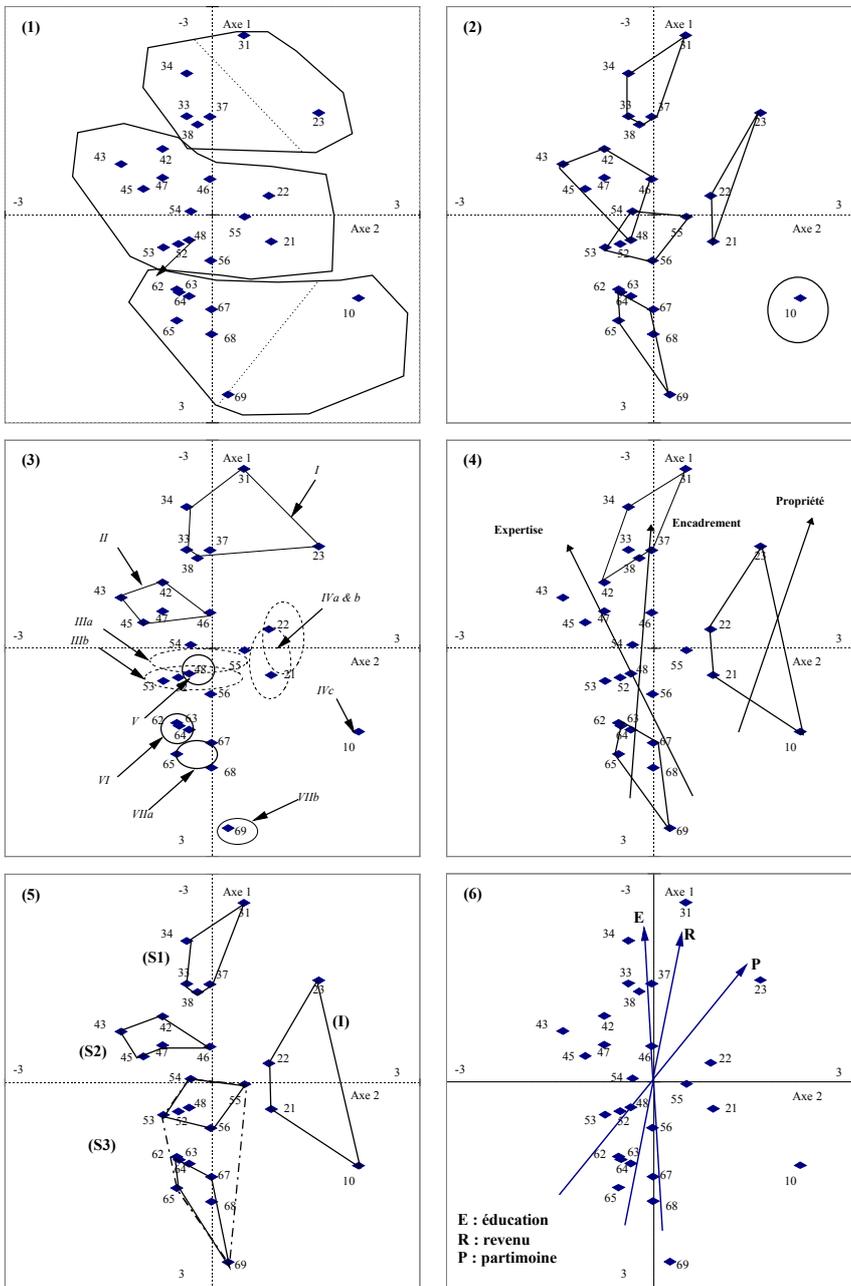
## 6 : Solution à deux axes des échelonnements 1 (gauche) et 2 (droite)



L'échelonnement 2 permet à l'évidence de distinguer deux axes : un premier axe de stratification verticale, nettement hiérarchique, à l'extrémité duquel se trouvent d'une part les ouvriers agricoles et de l'autre les professions libérales, et le second, qui rend compte de stratification horizontale et qui oppose en première instance les indépendants (10, 21, 22, 23) aux salariés, et plus finement les indépendants aux salariés de la fonction publique ou socio-médicale (34, 33, 43, 42, 45). On peut être frappé de la similarité entre le graphique à deux axes de l'échelonnement 2 et l'espace des classes proposé par Bourdieu (1979, pp. 140-141) repris et retravaillé par Lemel (1991, p.118, 191).

Ce même graphique (voir figures 7-1 à 7-6) est susceptible de recevoir différentes interprétations-regroupements possibles, qui montrent comment il est possible de parvenir à des jeux de positions relatives et des regroupements semblables en partant de principes distincts :

## 7 : Six interprétations de l'échelonnement (voir texte)



1. le classement « Bourdieu », entre les « classes dominantes », séparées en une fraction dominée, salariée, et une fraction dominante, indépendante, puis une « petite bourgeoisie » hétéroclite, puis une « classe populaire » regroupant les ouvriers — notons la position des contremaîtres (48), inclus dans le domaine de la « petite bourgeoisie » — et le monde paysan. Il en résulte des « patatoïdes » d'une dimension comparable, clivant assez clairement en trois groupes la société française. C'est le regroupement le plus simple.
2. le classement propre aux PCS à un chiffre, correspondant à un regroupement tout-à-fait efficace, à l'exception des contremaîtres qui ne sont effectivement pas « comme » tous les autres ouvriers, mais ne sont pas non plus « comme » des professions intermédiaires où le code des PCS les regroupe. Au vu de ces deux axes verticaux et horizontaux objectivés par cet échelonnement multidimensionnel, ils sont, à l'égal des employés, un pont entre la catégorie des ouvriers et celle des professions intermédiaires. Par rapport au schéma précédent, la « finesse de résolution ». Cependant, il serait possible de gagner en termes d'homogénéité des groupes si l'on rétrogradait les contremaîtres, mais aussi si l'on distinguait les employeurs de plus de dix salariés des autres ; ces grands employeurs sont certes en faible nombre (10 % des employeurs, soit 1,2 % de la population des 40 à 59 ans), mais ils sont nettement distincts des artisans et commerçants. Telle est la difficulté de l'analyse de la stratification sociale : elle n'est pas une question de nombre mais de poids, du simple fait que la minuscule catégorie des employeurs de plus de dix salariés (moins de 150 000 personnes, selon l'enquête emploi 1995) emploie — et tient donc sous la contrainte du lien salarial, juridiquement conçu comme lien de subordination — les 11 millions de salariés du secteur privé travaillant dans une entreprise de plus de 10 salariés<sup>13</sup>. Un autre point est spécifique, celui des professions libérales, qui devraient presque être isolés des cadres salariés.
3. La donnée des PCS de l'INSEE ne permet qu'inexactement le repérage du schéma de classe de Goldthorpe. En effet, nous pouvons retenir par hypothèse le fait que la classe I « *Upper service class* » du schéma (voir appendice 4) correspond aux « cadres » des PCS et II « *Lower service class* » aux « professions intermédiaires », privées des techniciens et des contremaîtres, mais ce découpage est assez incertain. De plus, les artisans et commerçants devraient être distingués en effet selon qu'ils sont dépourvus de salariés ou non, et nous concevons les « gros propriétaires » comme étant les employeurs de 10 salariés et plus. De même, il est bien aléatoire, avec les données disponibles, de repérer une hiérarchie entre le haut et le bas des « routine non-manual workers ». Enfin, la distinction entre « semi- » et « unskilled manual workers » est devenue impossible depuis que la catégorie des « manœuvres » a disparu de la codification INSEE. Au global, l'image qui résulte du schéma de classe de Goldthorpe montre la finesse de la classification, qui permet de repérer plus d'objets distincts que les autres propositions. Pourtant, ressort essentiellement de ce schéma une excessive diversité dans le haut de la hiérarchie sociale, dans cette *Upper service class* où les entrepreneurs de plus de 10 salariés apparaissent comme trop extérieurs pour être réellement situés au sein de la « classe de service ». Cette évidence est plus criante lorsque l'on

---

<sup>13</sup> Traitement issu de l'enquête FQP/INSEE 1993.

considère le schéma réduit à 7 classes du schéma, lorsque sont agrégés ensemble le haut et le bas de la *Service class* (I+II) pour en faire le groupe social le moins homogène de sa construction. En effet, ces 1,2 % d'employeurs de plus de 10 salariés restent aux confins de l'espace social et, malgré leur faible nombre, ne peuvent être considérés comme étant des « cadres comme les autres ».

4. Le schéma de classe de Wright (annexe 4) apparaît comme impossible à représenter sur ce graphique. Les trois ressources de Wright — propriété, position organisationnelle, expertise — donnent plus des axes que des groupes professionnels. On doit lui reconnaître une seule hiérarchie parfaitement repérable : celle des indépendants, vus comme formant une hiérarchie autonome et parallèle à celle du salariat, mais sa distinction entre deux hiérarchies, celle de la qualification-expertise d'une part et celle de la maîtrise de l'organisation-encadrement de l'autre, n'a d'intérêt que théorique, liée à l'intense corrélation entre la hiérarchie d'expertise (ceux ayant les plus hautes qualifications reconnues et les autres) et la hiérarchie du commandement (ceux qui ordonnent et les autres). C'est avec peine que l'on peut proposer un axe d'expertise, opposant les ouvriers non-qualifiés aux « intellectuels » sans encadrement (34, 42, 43) et un axe d'encadrement, opposant les exécutants (ouvriers et employés) aux encadrants (33, 37), mais les catégories des ingénieurs (38) et des professions libérales (31) échappent alors largement à la conceptualisation wrightienne. A l'échelon macrosocial, la distinction des deux ordres est presque impossible, ce qui n'est pas sans rappeler le mot de Bakounine qui préfigure un siècle avant Daniel Bell l'idée d'une hiérarchie sociale fondée sur le diplôme<sup>14</sup>. Pour autant, même s'il est non-représentable ici, son schéma, plus conceptuel, peut très bien engendrer une classification aussi valide que les autres, en effectuant une tripartition de type « experts-encadrants », « positions moyennes » et « non-experts-non-encadrants ». Ce serait à l'évidence trahir Wright, dans la mesure où l'originalité de sa construction est de distinguer deux hiérarchies, *entre la hiérarchie de l'expertise et celle de l'encadrement*. Mais cette originalité est bien celle que nous aurons ici le plus de difficultés à repérer.
5. Un autre schéma interprétatif, souvent avancé, repose sur la dyade salariés (S) *versus* indépendants (I), dont les agriculteurs ; le pôle salarié<sup>15</sup> de cette dyade est lui-même éclaté en une triade (1) encadrement et conception, (2) supervision et intermédiation, (3) exécution, inspiré de la fonction publique. La difficulté de ce schéma vient de ce que du point de vue du salaire, les employés (au sens de la PCS) sont au même niveau que les ouvriers (Forsé, 1996, p.183), alors que du point de vue de la fluidité sociale, les employés forment une passerelle entre les professions intermédiaires et les ouvriers. Il en résulte ce fait essentiel : si du point de vue de la position sociale instantanée, ouvriers et

---

<sup>14</sup> « Celui qui en sait davantage dominera naturellement celui qui en sait le moins » (Bakounine, 1911, vol.5, p.135).

<sup>15</sup> Par tradition, il est fréquent de considérer les professions libérales comme s'intégrant au pôle « salarié », alors qu'il s'agit le plus souvent d'indépendants. Pourtant, les échelonnements multidimensionnels tendent à donner raison à ceux qui les voient comme intégrés au bloc « salarié ».

employés se trouvent au même niveau hiérarchique, du point de vue de la fluidité, et donc des potentialités d'évolution intergénérationnelles, les employés sont en position nettement plus élevée.

6. Si, plutôt que de se donner une lecture catégorielle de la structure sociale, on prend le point de vue structural de la disposition de deux capitaux, scolaire (« culturel ») et patrimoine (« économique »), on peut admettre le bien-fondé de la synthèse de Bourdieu : un axe de capital « culturel » complète nettement, de façon bidimensionnelle, l'axe du capital économique<sup>16</sup>. Ainsi, nous présentons trois axes fondés sur les corrélations entre les positions des catégories sociales présentes et le niveau d'éducation (E)<sup>17</sup>, le niveau de revenu (R), et le patrimoine (P).

Quels sont les enseignements de ces figures sur la forme de la structure sociale révélée par la fluidité ? Le premier concerne le caractère conventionnel d'un choix de classification, le deuxième l'incertitude de la notion de hiérarchie, et le troisième la difficulté à définir sans ambiguïté la notion de mobilité horizontale, c'est-à-dire à un même niveau de la hiérarchie sociale.

#### *Caractère conventionnel du choix d'une classification*

D'abord, chaque catégorisation-interprétation est peu ou prou valide, même celle de Wright, dont on voit qu'elle est plus fondée sur l'idée de position dans une succession de continuums (expertise, autonomie, propriété) que sur une référence aux professions elles-mêmes. Chacune de ces conceptions est vraisemblablement suffisante pour synthétiser l'essentiel de l'information contenue dans les 27 PCS analysées. L'intérêt que revêt un regroupement ou un autre tient à la problématique adoptée plus qu'aux justifications « dans l'absolu et dans la plus grande généralité des cas » de tel ou tel schéma, dont le surcroît d'intérêt par rapport aux autres est nécessairement « à la marge ». Le degré de détail de ces schémas est plus ou moins fin, puisque toute catégorisation a notamment pour objectif de réduire toute la richesse d'une information disponible à quelques éléments essentiels : trop de catégories réduit peu l'information, trop peu de catégories la réduit à ses traits les plus généraux. L'objectif de la catégorisation est alors une affaire de jugement, où chacun peut préférer la justesse du détail ou la condensation de l'information, impliquant donc que le nombre de catégories est

---

<sup>16</sup> Même si ce terme de « culturel », valide dans une sociologie du goût, ne l'est plus vraiment pour l'analyse pure de la mobilité sociale, où cette culture n'est rien si elle n'est validée par une qualification socialement reconnue, ouvrant droit à des positions élevées, légalement — médecine, avocature, postes de direction de la fonction publique — ou pratiquement — cadres du privé — largement réservées à ceux qui disposent du parchemin nécessaire. Il faut noter que considérer le revenu comme un indicateur du capital économique est erroné : cela revient à confondre flux et stock, rendement et accumulation, bien fongible et bien durable.

<sup>17</sup> E : âge de fin d'études des hommes de 40 à 59 ans selon l'enquête Emploi 1994 :  $R^2$  entre E et les deux axes de l'échelonnement = 0,88 ; R : logarithme du revenu par unité de consommation selon la profession du chef de ménage en 1990 selon Campagne, Contencin et Roineau, 1996, les catégories de notre table se voyant attribuer le revenu moyen des catégories moins détaillées de la publication :  $R^2 = 0,87$  ; P : logarithme du niveau de patrimoine brut, en 1982, du ménage selon la profession du chef de ménage selon Bihr et Pfefferkorn (1995, p.244), les catégories de notre table se voyant attribuer le patrimoine moyen des catégories moins détaillées de la publication :  $R^2 = 0,86$ .

par nature indéfini dans le cas général : de 3 pour le schéma des « classes selon Bourdieu » (schéma 1) à 11 pour le schéma complet de Goldthorpe (schéma 3). En effet, la hiérarchie est une notion commune à toutes ces catégorisations ; la séparation statutaire entre indépendants et salariés aussi, si l'on excepte le schéma Bourdieu — aussi étrange que cela puisse paraître. La séparation en secteurs (agriculture, industrie, tertiaire) est, elle aussi, fréquente, quoique souvent implicite. La PCS est en revanche la seule à distinguer, pour la catégorisation à deux chiffres, des groupes organisés autour de la fonction publique qui, au vu du fonctionnement de la fluidité sociale, apparaissent bien comme à l'opposé des indépendants : les indépendants se situant à une extrémité de l'axe 2 et les fonctionnaires à l'autre, les salariés du privé étant intermédiaires. C'est la seule originalité des PCS. En définitive, le choix de fonder les PCS sur les conventions collectives n'a qu'une seule conséquence de fond : le repérage de cette séparation que les autres formes de classification ignorent<sup>18</sup>. D'où une réponse très relative à la question de « la bonne classification » : si la PCS parvient à des séparations similaires à celle des autres modes de classification, se fonder sur les conventions collectives induit-il vraiment des différences de fond ? Comme on le voit, pas vraiment. Hiérarchie, secteur, statut (réduit à sa dichotomie salariés/indépendants) sont en effet communs aux autres schémas. La seule originalité est la dichotomie, au sein des salariés, entre ceux du privé et ceux du public, qui apparaît dans le codage à deux chiffres. Mais cette différence est très résiduelle.

Ce n'est pas parce que les conventions collectives font des « contremaîtres et agents de maîtrise » des « professions intermédiaires » comme les autres, ce que la PCS de 1982 a pris en considération, que les contremaîtres sont devenus vraiment, le jour où les PCS ont été promulguées, des professions intermédiaires. De même, la distinction entre ouvriers de l'artisanat et de l'industrie, importante dans le code des PCS, semble neutre dans le jeu de la fluidité sociale. C'est à peine si les ouvriers qualifiés et non-qualifiés sont différents. Autrement dit, si la PCS est parvenue à faire émerger de la lecture des conventions collectives des différences sociales importantes, elle n'est pas non plus une panacée : d'autres schémas de classification parviennent à des résultats proches, certains clivages repérés comme importants sont secondaires, en définitive, et les choix collectifs de séparation des contremaîtres de l'ensemble des autres ouvriers peuvent correspondre à une réalité, mais conduire à un surajustement, en en faisant des professions intermédiaires.

### *Incertitude de la notion de hiérarchie*

L'enseignement majeur provient, certainement, de la figure (7-6) qui montre que les ressources des différentes catégories sont fortement (quoique de façon imparfaite) corrélées entre elles et expriment la coexistence de deux hiérarchies claires, complémentaires, apportant une information importante sur la nature même des axes obtenus par l'échelonnement. Ces ressources, quoique corrélées, ne sont pas identiques, et la question pertinente mise en jeu ici est moins celle de l'incongruence ou incohérence (quel que soit le nom donné) du statut (*status*

---

<sup>18</sup> Dans cette liste de schémas, nous n'avons pas présenté le code indigène allemand, où la classification fondamentale des salariés est fondée sur la tripartition *Arbeiter, Angestellte, Beamter* (ouvrier, salarié privé du tertiaire, fonctionnaire), donc un mixte entre secteur et statut.

*inconsistency*) — qui proviendrait de ce que circonstanciellement certaines catégories sont situées plus haut sur l'une des échelles que sur l'autre (voir notamment Lenski, 1954 ; Smith, 1996) — que celle de la coexistence *en soi*, simultanément, de deux hiérarchies *partiellement autonomes*, celle du niveau scolaire et celle du patrimoine. Certaines catégories existent pour et par le développement d'une espèce de capital et l'autre par une seconde espèce. Il existerait alors deux types de carrières : celle du salarié, qui passe par l'acquisition de titres scolaires, de qualifications et d'expériences reconnues par des grilles et des positions dans les hiérarchies, et celle de l'indépendant, où l'accumulation de capitaux économiques (au sens strict du terme : de propriété, de titres, de valeurs mobilières, etc.) est l'enjeu. Il en résulterait que l'incongruence de statut ne serait pas un pur défaut de cohérence (*consistency*), lié par exemple aux aléas de la vie, mais bien l'existence d'une double cohérence, inscrite dans le système social, du fait de indépendance partielle et de l'existence simultanée de deux hiérarchies de positions sociales liées aux capitaux économiques et scolaires.

Il est vrai que les professions libérales (31) sont en position haute sur l'une et l'autre dimensions, et que les ouvriers de la manutention et du transport (65) sont, dans la même mesure, au bas pour les deux (sans parler des ouvriers agricoles 69). Pour autant, certaines catégories sont caractérisées par deux positions simultanées, assez divergentes : les agriculteurs (10) sont, par exemple, en position moyenne en termes de capital économique, mais en position basse en termes de capital scolaire, et les professions scientifiques (34) sont caractérisées par une situation inverse ; la catégorie des chefs d'entreprise de plus de dix salariés (23) est en position maximale sur l'échelle du patrimoine, avec une position proche de celle des cadres du point de vue de ressources scolaires.

Ce n'est pas à mon sens une incohérence du statut, mais bien la cohérence simultanée de deux hiérarchies distinctes : les uns se développent par des gains en capital économique — au-delà de leur revenu, par le renchérissement de leur capital économique —, et les autres par une scolarité et, au-delà, par un savoir-faire ou une qualification reconnue se développant avec l'expérience. Il s'agirait bien de deux hiérarchies sociales différentes, susceptibles d'être synthétisées en un capital moyen (la bissectrice des axes E et P de la figure 7-6, qui n'est pas très éloignée du niveau de revenu, les mieux dotés pour l'une et l'autres ressources parvenant aux revenus les plus élevés) mais qui n'exprimerait qu'un mi-chemin entre deux réalités distinctes. Il en résulte la forte ambiguïté de ce que l'on appelle « la hiérarchie sociale » : doit-on choisir plutôt la bissectrice entre E et P ? Plutôt P ? Plutôt E ? comme le fait l'échelonnement 2 ? En effet, tout modèle, qu'il soit géométrique comme notre proposition d'échelonnement multidimensionnel, ou qu'il soit inférentiel, comme celui de Goodman (1979), de Wong<sup>19</sup> (1992), de Xie (1992), etc. mettra certainement en évidence un premier axe synthétisant les effets de hiérarchie ou de stratification verticale, mais dont la direction spatiale exacte

---

<sup>19</sup> Wong discute la question de la coexistence d'une mobilité verticale et d'une mobilité horizontale, mais selon lui comme pour les autres, l'univocité de la verticalité relève d'une évidence absolue, alors que, dès que se trouve correctement posée la question de la multidimensionnalité, la coexistence de deux hiérarchies implique l'impossibilité de fonder de façon univoque une verticale et l'horizontale qui lui correspond.

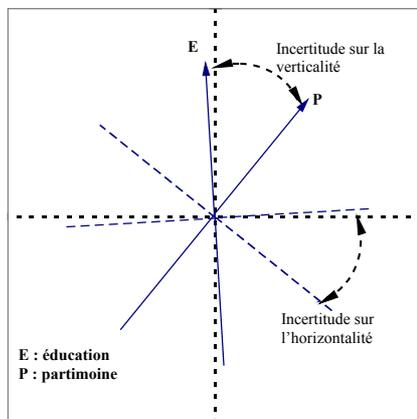
— qui correspond alors plus ou moins à du capital éducatif ou patrimonial — n'est en rien précisée à l'avance, et ne peut être précisée dans l'absolu, semble-t-il.

Ce fait introduit une incertitude fondamentale sur une notion pourtant primordiale : la *Hiérarchie*, celle, univoque, qui mériterait sa majuscule, n'existe pas, parce qu'il existe (au moins) deux hiérarchies. Cette incertitude interdit généralement toute forme de comparaison directe<sup>20</sup> entre modèles d'analyse monoaxiale, qu'ils soient géométriques ou inférentiels : deux résultats distincts pouvant être en réalité plus identiques qu'il n'y paraît au premier regard, cet axe de hiérarchie, ambigu, pouvant avoir tourné dans la comparaison entre deux ensembles de données. Il y a donc une impérieuse obligation à contrôler les rotations, vraisemblablement entachées de nombreux aléas, qui peuvent induire des résultats non comparables, le premier axe pouvant suivre la direction de E dans un cas, de P dans l'autre. Les scores des différentes catégories peuvent alors diverger notablement.

#### *Difficulté de définition de la notion d'horizontalité*

La verticalité étant multiple, l'horizontalité, d'emblée, ne peut l'être moins. En effet, selon que l'axe retenu comme exprimant la verticalité est choisi plus proche de l'axe d'éducation (E) ou de celui de patrimoine (P), la dimension horizontale qui s'en déduit (la dimension complémentaire c'est-à-dire l'orthogonale de cet axe de hiérarchie verticale), devra varier.

### **8 : Incertitudes sur la verticalité et l'horizontalité**

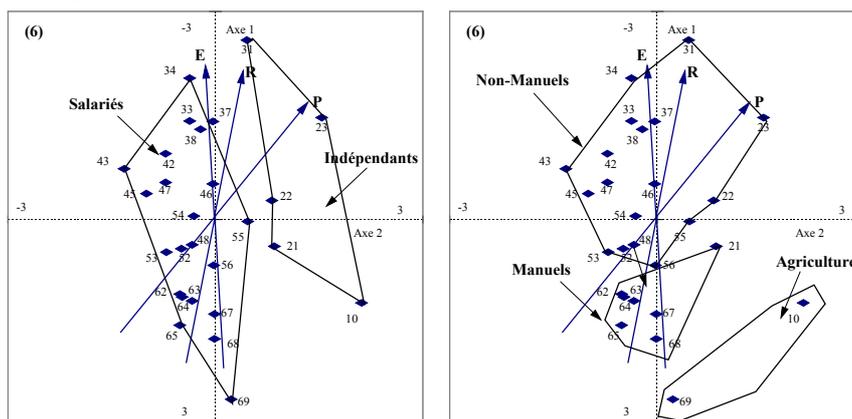


Ce troisième enseignement pourrait donc paraître redondant, mais ce n'est pas le cas. Lorsque, comme Wong (1992), on définit l'horizontalité comme les échanges, à score égal sur un axe de hiérarchie, entre des statuts d'emploi distincts, comme l'indépendance ou le salariat, ou entre secteurs d'activité de type agriculture/industrie/service, ou plus classiquement agriculture/manuel/non-manuel, au vu des résultats, une difficulté majeure se présente. Selon l'axe (E), et la hiérarchie qui en résulte, l'agriculture et l'industrie sont nettement en deçà du secteur tertiaire : il existe de la hiérarchisation — et non une hiérarchie — entre les secteurs d'activité. De même, si l'on suit l'axe (P), entre statuts d'emploi, avec

<sup>20</sup> C'est-à-dire sans s'interroger plus sur l'élimination de la rotation qui peut relier les axes d'un échelonnement à celui d'un autre.

les salariés généralement en deçà et les indépendants généralement au faite, il existe une gradation hiérarchique d'un autre ordre. Il est donc impossible de dissocier totalement hiérarchie au sens de (E) et secteur d'activité ; il est aussi difficile de dissocier l'idée de hiérarchie au sens de (P) de la nature du statut d'indépendant ou de salarié. Sur l'axe du patrimoine, en effet, être indépendant, c'est occuper le haut de la hiérarchie patrimoniale, et être salarié, c'est être le plus souvent au bas de cette hiérarchie.

## 9 : Capitaux, Statuts et secteurs



Il en résulte que la distinction entre hiérarchie, secteurs et statut d'emploi n'est pas dénuée d'ambiguïté, et que la distinction entre des effets propres de hiérarchie et de mobilité supposée « horizontale » pourrait bien être infondée, puisqu'il existe déjà de la hiérarchisation dans le secteur, mais aussi, dans le statut.

De ces résultats résulte l'idée de la difficulté à choisir au sein des professions un classement préétabli, et parfaitement dénué d'ambiguïté, simplement parce que nous nous trouvons dans une situation de positions structurales relatives de groupes — ici fondés sur la profession — où certains découpages sont tout à fait valides, mais dont aucun ne peut vraiment être posé comme parfaitement idéal en toute condition. En effet, il suffirait de disposer d'un matériau plus fin encore — pour la définition des professions —, en distinguant les employeurs selon des catégories plus fines de nombre de salariés dans l'entreprise, en considérant les agriculteurs en plusieurs groupes, les médecins selon qu'ils sont généralistes, spécialistes, directeurs de leur clinique privée, etc., pour parvenir sans doute à un clair éclatement de certains blocs vus jusqu'ici comme homogènes.

Il suffit en revanche de disposer d'un matériau empirique moins fin — du point de vue des effectifs —, comme c'est le cas très généralement, pour perdre de vue des informations des plus pertinentes : sans la catégorie des employeurs de dix salariés et plus (23), nous n'aurions pu repérer de façon aussi cruciale l'axe du patrimoine, l'information pertinente se trouvant en effet sur la tête d'une épingle de la hiérarchie inhérente aux entrepreneurs. Il est vrai que le découpage des employeurs selon le seuil de 10 salariés ne permet pas de repérer l'extrémité de sa pointe supérieure : celle des employeurs de plus de cent, ou de mille, salariés, dont la position est très vraisemblablement située aux confins de l'axe P. Pourtant, le caractère corpusculaire (numériquement) de celle superélite industrielle, ne

l'empêche d'avoir un poids fondamental pour l'évolution de la société française comme de toute autre<sup>21</sup>.

### **Pour un programme de recherche sur la multiplicité des hiérarchies**

En conclusion de ces éléments de recherche, il convient de rappeler trois points majeurs :

- premièrement, même s'il est possible de gloser à l'infini sur les différents modes de partition du social existant aujourd'hui, sur leurs différences, leurs intérêts respectifs, la supériorité des uns sur les autres, il est intéressant de constater que les résultats auxquels ils parviennent sont sensiblement équivalents, les différences étant essentiellement dans le détail plus que dans les grandes lignes.
- deuxièmement, la notion de hiérarchie sociale, si elle est posée comme univoque, est problématique : on distingue plutôt des hiérarchies partiellement autonomes et non un axe unique d'accumulation. Les uns accumulent des titres scolaires utiles et des qualifications reconnues sur les marchés du travail, et d'autres des titres de propriété. Il en résulte une hiérarchie (E) comme éducation, et (P) comme patrimoine. Que l'on analyse une des hiérarchies ou l'autre, l'ordre dans lequel les professions seront hiérarchisées varie largement. Il convient donc de conserver à l'esprit la multiplicité de ces ordres.
- troisièmement, point qui découle du précédent, si la verticalité du social est multiple, l'horizontalité ne l'est pas moins. La mobilité sociale « non hiérarchique », de changement de position orthogonalement à la hiérarchie sociale, est tout aussi impossible à définir d'une façon univoque. Les secteurs d'activité (agriculture/industrie/tertiaire) apparaissent ainsi comme hiérarchisés dans leurs grandes lignes, du point de vue de la hiérarchie (E), faute de l'être vraiment sur la hiérarchie (P) ; les statuts d'emploi (salarié/indépendant) sont nettement ordonnés du point de vue de la hiérarchie (P), même s'ils ne le sont guère du point de vue de (E). Il est donc extrêmement difficile de poser l'idée d'une mobilité non-hiérarchique, toute mobilité l'étant au moins d'un point de vue ou de l'autre.

Ces résultats ouvrent différents débats. Tout d'abord, en ce qui concerne la PCS, les enjeux théoriques autour de son ancrage dans les conventions collectives ne doivent pas donner lieu à surinterprétation : l'ensemble des autres modes de catégorisation conduisent à des résultats similaires. La prise en compte des conventions collectives apparaît alors comme une règle de base, efficace pour mettre au point une « bonne » catégorisation, au sens où elle permet de repérer des groupes professionnels susceptibles d'être rapprochés et assemblés parce qu'ils ont des positions proches dans l'espace social au point d'envisager une communauté de situations que valident les conventions collectives. Pour autant, ce n'est pas une panacée : le passage de l' « aristocratie ouvrière » que sont les contremaîtres du groupe des « ouvriers » dans la nomenclature des CSP d'avant

---

<sup>21</sup> Soit « en donnant du travail au pays », soit en symbolisant le « mur de l'argent », selon les options idéologiques — mais cette classe n'est certainement pas neutre pour l'étude de la structure sociale.

1982 à celle des « professions intermédiaires » dans la PCS post-1982 ne suffit pas à faire d'eux des instituteurs ou des infirmiers. Si l'on peut admettre que les catégories sociales peuvent se déplacer au cours de l'histoire sociale, suivre à la lettre les conventions collectives ne suffit pas à affirmer que les comportements sociaux suivent à la lettre les fonctionnements de la représentation collective.

De toutes les façons, si vraiment la PCS devait suivre les conventions collectives à la lettre, il faudrait remettre le codage sur l'établi en temps réel pour prendre en compte chaque modification. Puisqu'en outre la PCS est mobilisée pour mesurer la mobilité intergénérationnelle, et concerne donc la profession de pères qui, souvent, ont cessé leur activité professionnelle dans un état du système de conventions collectives qui date de la première moitié du siècle, et parfois bien avant, poser l'identité « PCS = conventions collectives » confronte à des paradoxes indépassables. Ceux-ci sont levés si l'on rappelle que l'instituteur de 1900 était instituteur avant que d'être « profession intermédiaire », et son contemporain, manœuvre dans la mine, un « ONQ-industriel » (ouvrier non qualifié de l'industrie) qui s'ignorait. La grille de repérage des PCS repose sur des professions dont beaucoup sont universelles et intemporelles.

Universelles parce que le médecin, l'avocat et l'ingénieur sont des professions présentes dans la plupart des nations, et que si les « cadres » sont une spécificité bien française — en raison de l'émergence de la caisse de retraite des cadres qui a pris acte d'une structuration préexistante de la société française, et lui a donné plus de vigueur encore —, la « higher service class » de Goldthorpe est un groupe bien peu distinct de nos « cadres »<sup>22</sup>, même si cette classe n'a pas la structuration de notre catégorie socioprofessionnelle. Intemporelles, ces professions le sont aussi, pour la plupart, à quelques exceptions près, puisque peu de professions sont « inventées » hors de rien, d'où une continuité que le code des PCS aurait grand tort de remettre en cause à chaque modification des conventions collectives, ou ne serait-ce qu'une fois tous les vingt ans.

C'est évidemment un grand débat. Entre les empiristes, souhaitant le maintien des « professeurs des écoles » en PCS 42, comme les « instituteurs » d'hier et d'aujourd'hui, et les conventionnalistes, qui prennent argument de ce que les « professeurs des écoles » sont en catégorie A de la fonction publique, contrairement à leurs prédécesseurs de la PCS 42, et doivent donc accéder à la PCS 34 « Professeurs, professions scientifiques » (puisque « PCS = conventions collectives »), ma préférence va au premier choix, puisque je plaide pour un lien relatif entre les PCS et les conventions collectives.

Un deuxième débat, plus intéressant, mais plus ouvert, concerne l'analyse multidimensionnelle des hiérarchies. Au-delà du salaire et du revenu, des diplômes et du patrimoine, de l'accès à la consommation sous ses différentes formes, du logement, du prestige social, du pouvoir social et de la participation politique, du suivisme ou de l'inventivité dans le choix des prénoms, mais encore des différences de valeurs et de modes de vie sous toutes leurs formes, une

---

<sup>22</sup> Voir notamment le transcodage du *CASMIN project*, (Erikson, Goldthorpe, König, Lüttinger, Müller, 1989, pp. 40-42) ; Shakespeare nous invitait de la même façon à dissocier le nom de la chose : « What's in a name? That which we call a rose / By any other name would smell as sweet ».

multiplicité de hiérarchies sont repérables. Un des enjeux centraux de l'analyse de la structure sociale consiste en l'articulation de ces dimensions complémentaires révélatrices d'inégalités multiples et de différences. Il s'agira donc à l'avenir de restituer l'espace multidimensionnel décrit par ces différentes échelles. Il a été possible de repérer ici deux axes majeurs. D'autres se dissimulent-ils encore ? A quel degré d'autres axes seraient-ils aussi pertinents ? Quelle est la nature des ressources dont ces axes rendent compte ? Le champ de recherche est ouvert.

## Annexe 1 : échelonnement multidimensionnel

La technique statistique de l'échelonnement multidimensionnel répandue dans les pays anglo-saxons en sociologie<sup>23</sup>, mais aussi assez banale en psychologie, consiste à représenter dans un espace de dimensions réduites — le plus souvent deux, de façon à obtenir un plan aisément représentable sur une feuille de papier — un tableau de distance. L'exemple d'école le plus classique consiste à prendre une table des distances routières entre des villes pour reconstituer la carte implicite de leur positions. Cette méthode s'applique aussi aux matrices de dissimilarité — symétriques —, puisque ces matrices résultent toujours d'un espace euclidien implicite, caractérisé par l'inégalité triangulaire, à condition d'ajouter à chaque élément non diagonal de la matrice le même scalaire positif.

De nombreux ouvrages méthodologiques en présentent la méthode, par exemple : Saporta, 1990, pp.183-186 ; Gifi, 1990, pp. 255-302 ; SPSS, 1994, pp. 155-222, 250-266.

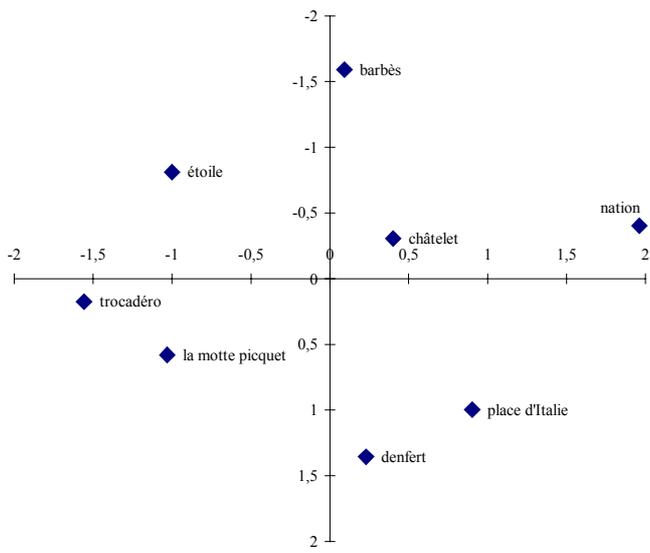
La méthode consiste à se donner une matrice de dissimilarités, comme par exemple ici le nombre d'étapes qui séparent en métro (RER exclu) différentes stations.

	barbès	nation	place d'Italie	denfert	la motte picquet	trocadéro	étoile	châtelet
barbès		13	15	18	13	13	10	8
nation	13		9	13	20	24	16	6
Italie	15	9		4	10	14	17	7
denfert	18	13	4		7	11	14	10
la motte	13	20	10	7		4	7	8
trocadéro	13	24	14	11	4		3	9
étoile	10	16	17	14	7	3		8
châtelet	8	6	7	10	8	9	8	

Il s'agit alors de repérer les vecteurs propres de cette matrice. Celle-ci n'étant pas forcément une matrice de distance où l'inégalité triangulaire est respectée, certains vecteurs propres peuvent être négatifs. Il suffit d'ajouter aux éléments non-diagonaux de la matrice le double de la valeur absolue de la valeur propre la plus négative. La matrice ainsi transformée est une matrice de distances. La méthode informatique la plus répandue consiste à approcher au mieux (selon le critère du  $R^2$ ) cette matrice de distance par celle qui résulte des distances entre 8 points (les stations de métro) positionnés dans un espace aux dimensions fixées, de 1 à  $n - 1$ , où  $n$  est le nombre de points ; la solution est obtenue à une transformation linéaire près, destinée à centrer et réduire ce nuage de points ; la solution provient alors d'un algorithme itératif. Pour indicateur de la qualité de cet ajustement, nous pouvons suivre le  $R^2$  de l'écart entre les coefficients de la matrice d'origine et de la matrice simulée pour la solution à une dimension (dans cet exemple : 45 %), à deux (97 %), à trois (98 %). Le choix ira à la solution à deux dimensions qui est alors d'une grande simplicité.

---

<sup>23</sup> Ce sont, en anglais, les techniques de *Multidimensional Scaling*. Ces techniques peuvent porter d'autres noms dans les programmes d'analyse statistiques : la version 7 de SPSS les appelle « positionnements multidimensionnels » alors que la version 6 les nomme « ordinations ». Si le nom change, ici comme ailleurs, la chose est identique.



**Annexe 2 : Table de mobilité ; Table des  $d_{ij}$  (triangle supérieur) et fourchettes au seuil de 95 % (triangle inférieur)**

	10	21	22	23	31	33	34	35	37	38	42	43	44	45	46	47	48	52	53	54	55	56	62	63	64	65	67	68	69
10	13913	2546	1348	256	204	414	390	57	801	623	602	236	82	522	1251	1142	1873	1349	834	590	184	313	4042	3510	2370	1094	3718	1363	1011
21	238	3447	918	403	263	284	414	97	829	789	462	186	29	287	849	674	994	367	287	292	117	88	1084	1367	502	256	537	300	62
22	202	654	1875	295	340	277	330	118	942	580	272	160	19	158	766	408	397	176	189	268	146	106	468	497	327	152	359	149	42
23	37	160	216	435	104	47	83	45	342	213	50	17		17	177	67	69	18	17	29	26	6	47	44	23	13	27	11	3
31	39	58	125	60	643	84	227	41	302	172	44	87	7	23	106	93	29	17	7	28	12	14	17	13	6	1	8	7	
33	34	81	123	53	266	388	399	87	476	460	164	90	5	115	235	152	99	48	44	85	21	21	78	57	34	24	53	12	2
34	8	11	27	17	85	50	223	51	61	105	64	28	7	11	31	28	19	9	16	11	4	2	9	10	8	1	3		
35	0	19	30	6	31	25	37	57	65	43	15	6		2	33	25	16	21	5	8	7	1	14	18	10	6	10	6	
37	23	93	166	94	178	136	212	86	752	458	84	58	11	38	255	131	74	33	32	79	10	10	54	50	42	8	11	5	
38	35	59	125	50	253	139	187	53	439	630	68	66	1	27	175	181	99	33	35	54	15	10	56	47	29	18	16	8	3
42	20	66	60	26	144	153	347	39	190	293	258	49	8	63	132	115	63	32	27	42	2	8	60	61	31	11	17	18	5
43	7	31	37	12	34	16	27	12	80	61	35	108		18	63	43	44	35	20	29	14	4	63	47	23	11	16	8	3
44	3	6	7		11		4	10	10	5	3		9	1	7	2						2	5	4	6				
45	8	87	65	24	57	145	135	26	185	139	98	61		137	156	185	103	91	66	53	10	14	93	82	37	15	40	12	6
46	37	182	244	87	173	124	193	79	623	453	167	80	2	90	572	314	260	92	62	127	34	24	195	164	70	50	72	25	6
47	8	72	54	15	48	56	104	14	144	181	57	43	11	35	108	226	109	19	21	42	20	2	106	57	22	15	28	7	1
48	43	197	157	60	44	131	132	28	355	474	165	65	13	99	329	462	633	144	129	128	33	24	412	264	155	107	116	40	26
52	48	330	229	65	79	203	202	38	338	284	230	120	8	200	405	419	401	444	190	223	60	46	459	480	225	146	258	95	25
53	47	281	197	54	84	283	166	36	375	383	184	95	9	285	387	413	386	233	426	187	43	38	514	408	228	163	252	121	34
54	54	435	338	86	190	265	323	66	705	695	310	153	18	211	743	661	643	248	189	407	66	55	674	542	232	210	276	109	38
55	17	49	49	9	18	26	43	14	105	70	41	14	2	12	107	49	54	42	38	53	31	9	67	69	54	7	49	24	3
56	20	163	117	15	12	30	31	8	89	91	43	20	8	64	154	130	177	132	51	82	31	37	337	343	172	77	178	84	37
62	104	799	474	93	72	191	263	76	617	644	406	174	26	199	878	1178	1472	479	499	437	105	147	3074	1589	589	537	969	333	80
63	84	1226	473	116	54	113	188	41	493	532	225	196	5	209	706	876	1169	473	389	383	143	138	1857	2462	679	431	910	484	118
64	13	284	152	36	19	31	46	7	192	155	55	61		83	239	262	351	148	123	105	34	50	477	435	398	168	199	98	24
65	24	178	120	36	20	42	51	5	180	211	83	38	1	59	283	298	365	122	120	78	40	36	508	308	160	290	211	83	25
67	218	1461	751	120	112	222	230	78	573	571	417	217	20	324	895	1144	1780	717	636	636	163	199	3853	2512	1207	866	2237	781	188
68	37	270	95	11	14	20	27	9	91	86	51	22		24	127	165	274	124	111	52	34	49	381	479	177	110	276	267	21
69	494	710	264	48	11	68	75	8	131	98	97	54	21	136	245	279	622	366	277	147	55	144	1568	1796	890	545	1703	807	923

	10	21	22	23	31	33	34	35	37	38	42	43	44	45	46	47	48	52	53	54	55	56	62	63	64	65	67	68	69
10																													
21	4,2;4,5	4,3	4,5	6,4	7	5,9	6,9	5,7	6,3	5,9	5,6	6,8	6,2	6,1	5,1	5,8	4,6	4,5	5	5,1	4,9	4,4	4,6	4,7	5,1	5	3,6	4,2	3,2
22	4,4;4,7	2,2;2,4		2,5	3,3	3	3,8	3,4	2,1	2,7	3,3	3,5	4,8	3,2	1,7	2,9	2,9	3	3	2,1	2	1,7	3,2	2,9	2,7	3,3	2,7	3,5	5
23	6,0;6,8	2,9;3,3	2,3;2,7		3,8	4,2	4,2	4,5	2,3	3,2	4,4	5,4		4,9	2,7	4,5	4,1	5,1	5,3	4,2	4	5,1	5,7	5,3	5,5	5,7	6,8	7,9	
31	6,6;7,3	4,6;5,2	3,1;3,5	3,4;4,1		2,4	2	3,3	2,1	2,2	3,2	3,1	4,3	4,2	2,9	3,4	5,7	5,3	6,1	3,8	4,5	4,9	7,3	7,7	7,7	9,1	7,3	7,4	
33	5,5;6,3	3,7;4,3	2,8;3,3	3,7;4,6	2,1;2,6		1,4	2,3	1,5	1,3	1,3	3,3		1,1	2	2,3	2,9	2,8	2,5	1,9	3	3,1	4,3	4,9	4,9	4,7	4,3	6	7,8
34	6,1;7,6	4,5;5,7	3,4;4,2	3,6;4,7	1,7;2,3	1,1;1,8		1,9	2,5	1,9	0,9	3,4	3,2	3	3	2,8	4	3,9	3,5	3,2	3,6	4,8	5,6	5,6	5,4	7,1	6,5		
35		4,1;5,2	2,9;3,8	3,6;5,4	2,8;3,9	1,7;2,8	1,3;2,4		2	2,7	3,2	4,4		5	2,5	3,6	4,3	4,9	3,7	2,8	5,5	5,1	5,2	5,7	6,3	5	5,6		
37	5,9;6,7	3,2;3,7	2,0;2,3	2,0;2,5	1,9;2,4	1,2;1,7	2,2;2,8	1,6;2,4		0,8	2,4	2,8	4,1	2,6	0,9	2,1	2,8	3,3	3,2	1,7	3,1	3,4	4,2	4,3	3,6	5	5,5	6	
38	5,6;6,3	3,5;4,1	2,5;3,0	2,9;3,5	2,0;2,4	1,1;1,5	1,6;2,2	2,2;3,2	0,6;1,0		2	2,8	6,3	3,1	1,5	1,4	2,1	3,3	2,9	1,9	2,9	3,2	3,9	4,1	4	3,8	5	5,4	7,5
42	5,2;6,1	3,0;3,6	3,0;3,7	3,9;4,9	2,8;3,6	1,1;1,6	0,6;1,2	2,5;3,8	2,1;2,7	1,7;2,4		2,7	4	1,7	1,9	2,1	2,7	2,7	3	2	4,5	3,3	3,4	3,8	4	4,4	4,3	4,3	6,1
43	6,0;7,6	3,7;4,6	3,1;3,9	4,6;6,2	2,7;3,6	2,7;3,9	2,8;4,0	3,3;5,5	2,4;3,2	2,4;3,2	2,2;3,2			2,6	2,5	2,5	3,1	2,4	3,1	2,2	2,8	3,9	3,4	3,3	3,4	4,3	4,2	5	6,4
44	4,8;7,5	4,0;6,3	3,7;5,9		3,1;5,4	2,0;4,4		3,0;5,2	4,1;8,5	2,7;5,3				5,9	4,5		5,5			5,3		3	5,3	7					
45	5,3;6,8	2,6;3,2	2,8;3,5	4,3;5,6	3,6;4,7	0,8;1,4	2,3;3,6	3,5;6,5	2,2;3,0	2,6;3,5	1,3;2,1	2,0;3,1		1,7	1,5	2,1	1,2	1,1	1,6	3,5	1,7	3,1	2,9	2,8	3,8	3,1	4,8	5	
46	4,8;5,4	2,3;2,7	1,5;1,9	2,4;3,0	2,7;3,2	1,7;2,2	2,6;3,4	2,0;3,0	0,8;1,1	1,3;1,7	1,6;2,1	2,1;2,9	4,1;7,6	1,3;2,0		1,3	1,4	1,9	2,3	0,9	1,5	1,7	2,3	2,4	2,6	2,4	2,9	3,8	5,8
47	5,1;6,5	2,4;3,0	2,6;3,2	3,9;5,1	3,0;3,8	1,9;2,6	2,3;3,3	2,8;4,3	1,9;2,4	1,2;1,7	1,8;2,5	2,0;3,0	2,8;6,2	1,1;1,9	1,0;1,6		1	2,5	2,4	1,1	1,9	3,4	1,7	2,4	2,7	2,6	2,7	3,9	6,6
48	4,3;5,0	2,2;2,5	2,7;3,1	3,8;4,5	5,2;6,2	2,6;3,2	3,5;4,5	3,7;5,0	2,6;3,1	1,8;2,3	2,4;3,0	2,7;3,6		1,8;2,4	1,2;1,6	0,7;1,3		1,5	1,6	1,1	2,3	1,7	1,1	1,6	1,5	1,5	1,9	2,7	3,5
52	4,2;4,8	2,3;2,7	2,8;3,2	4,5;5,6	4,8;5,9	2,5;3,2	3,2;4,6	2,8;4,0	3,0;3,7	3,0;3,7	2,3;3,1	1,9;2,8	3,8;7,2	0,8;1,5	1,6;2,1	2,0;3,0	1,3;1,8		1,4	1,1	1,6	0,9	1,8	1,5	1,6	1,9	1,6	2,3	3,8
53	4,7;5,3	2,7;3,0	2,8;3,2	4,7;5,8	5,3;6,9	2,2;2,9	3,0;4,1	3,9;5,8	2,8;3,6	2,6;3,3	2,6;3,5	2,6;3,7		0,7;1,4	2,0;2,6	1,9;2,8	1,4;1,9	1,2;1,6		1,5	2	2	1,6	1,8	1,7	1,8	1,7	2,1	3,7
54	4,8;5,4	2,2;2,5	1,9;2,3	3,8;4,7	3,4;4,3	1,6;2,2	2,6;3,8	2,9;4,5	1,4;1,9	1,6;2,2	1,7;2,4	1,8;2,7	3,1;7,4	1,2;1,9	0,6;1,1	0,8;1,5	0,												

### Annexe 3 : Code des PCS

# pcs	nom pcs
<b>10</b>	<b>Agriculteurs, sans précision de taille d'exploitation</b>
11	Agriculteurs sur petite exploitation
12	Agriculteurs sur moyenne exploitation
13	Agriculteurs sur grande exploitation
<b>21</b>	<b>Artisans</b>
<b>22</b>	<b>Commerçants</b>
<b>23</b>	<b>Chefs d'entreprises de 10 salariés et plus</b>
<b>31</b>	<b>Professions libérales</b>
<b>33</b>	<b>Cadres de la fonction publique</b>
<b>34</b>	<b>Professeurs, professions scientifiques</b>
<b>35</b>	<b>Professions de l'information, des arts et spectacles</b>
<b>37</b>	<b>Cadres administratifs et commerciaux d'entreprise</b>
<b>38</b>	<b>Ingénieurs, cadres techniques d'entreprise</b>
<b>42</b>	<b>Instituteurs ou assimilés</b>
<b>43</b>	<b>Professions intermédiaires de la santé et du travail social</b>
<b>44</b>	<b>Clergé, religieux</b>
<b>45</b>	<b>Professions intermédiaires administratives de la fonction publique</b>
<b>46</b>	<b>Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises</b>
<b>47</b>	<b>Techniciens</b>
<b>48</b>	<b>Contremaîtres, agents de maîtrise</b>
<b>52</b>	<b>Employés civils, agents de service fonction publique</b>
<b>53</b>	<b>Policiers et militaires</b>
<b>54</b>	<b>Employés administratifs des entreprises</b>
<b>55</b>	<b>Employés de commerce</b>
<b>56</b>	<b>Personnels des services directs aux particuliers</b>
<b>62</b>	<b>Ouvriers qualifiés de type industriel</b>
<b>63</b>	<b>Ouvriers qualifiés de type artisanal</b>
<b>64</b>	<b>Chauffeurs</b>
<b>65</b>	<b>Ouvriers qualifiés, manutention, magasinage, transport</b>
<b>67</b>	<b>Ouvriers non qualifiés de type industriel</b>
<b>68</b>	<b>Ouvriers non qualifiés de type artisanal</b>
<b>69</b>	<b>Ouvriers agricoles</b>
71	Anciens agriculteurs
72	Anciens artisans, commerçants, chefs d'entreprise
74	Anciens cadres
75	Anciennes professions intermédiaires
77	Anciens employés
78	Anciens ouvriers
81	Chômeurs n'ayant jamais travaillé
83	Militaires du contingent
84	Elèves, étudiants
85	Personnes diverses sans activités professionnelle de moins de 60 ans (sauf retraités)
86	Personnes diverses sans activités professionnelle de plus de 60 ans (sauf retraités)

Note : les PCS effectivement utilisées dans ce document sont en gras.

#### Annexe 4 : les schémas de classes de Wright et de Goldthorpe

La sociologie internationale de la stratification retient le plus souvent deux schémas, proposés l'un par Wright et l'autre par Goldthorpe. Par sa présentation, celui de Wright serait plutôt un méta-schéma, dans la mesure où les groupes de professions ne sont pas suggérés, seules les ressources sur lesquelles se fondent les professions étant posées : propriété, expertise (qualification reconnue), contrôle organisationnel. Les aspects théoriques et la traduction empirique de ce schéma sont discutés chez Marshall et *Alii*. (1988, chap. 3, pp.31-62).

#### Schéma de Wright (1985, p.88)

	Propriétaires des moyens de production	Non-propriétaires (salariés)			
Assez de capital pour employer des salariés et cesser de travailler	1 Bourgeoisie	4 Managers experts	7 Managers semi- reconnus (*)	10 Managers non- reconnus	+
Capital suffisant pour employer des salariés mais pas pour cesser de travailler	2 Petits employeurs	5 Superviseurs experts	8 Superviseurs semi-reconnus	11 Superviseurs non-reconnus	>0 Ressources organisation- nelles
Capital suffisant pour travailler indépendamment, mais pas pour employer des salariés	3 Petite bourgeoisie	6 Experts non- managers	9 Travailleurs semi-reconnus	12 Prolétaires	-
		+	>0	-	Ressources de reconnaisances - qualification

(\*) : reconnus, ou « qualifiés » : *credentialed*.

Le schéma de classe de Goldthorpe (en réalité de Erikson-Goldthorpe-Portocarero) est quant à lui nettement plus orienté vers l'opérationnalisation, puisqu'il s'agit très clairement d'une catégorisation de professions. L'intérêt du schéma est en outre la conception de la stratification sociale comme une poupée gigogne, dont les imbrications permettent selon la disponibilité de l'information de considérer un détail plus ou moins fin, à 11, 7 ou 3 classes. Les choix sont commentés dans Goldthorpe, Llewellyn et Payne (1980).

## Schéma de Goldthorpe (1992, table 2.1)

Full version	Collapsed versions		
	Seven-class	Five-class	Three-class
I : Higher grade professionals, administrators, and officials ; managers in large industrial establishments : large proprietors	I+II : Service class : professionals, administrators and officials ; higher grade technicians ; supervisors of non-manual employees		
II : Lower grade professionals, administrators and officials ; higher grade technicians ; managers in small industrial establishments ; supervisors of non-manual employees			
IIIa : Routine non-manual employees, higher grade (administration and commerce)	III : Routine non-manual workers : routine non-manual employees in administration and commerce ; sales personnel ; other rank-and-file service workers	I-III : White-collar workers	Non-manual workers
IIIb : Routine non-manual employees, lower grade (sales and service)			
IVa : small proprietors, artisans, etc. with employees	IVa+b : Petty bourgeoisie : small proprietors, artisans, etc. with and without employees	IVa+b : Petty bourgeoisie	
IVb : small proprietors, artisans, etc. without employees			
IVc : Farmers and smallholders ; other self-employed workers in primary production	IVc : Farmers : farmers and smallholders ; other self-employed workers in primary production	IVc+VIIb : Farm workers	Farm workers
V : Lower grade technicians ; supervisors of manual workers			
VI ; Skilled manual workers	V+VI : Skilled workers : lower-grade technicians, supervisors of manual workers, Skilled manual workers	V+VI : Skilled workers :	Manual workers
VIIa : Semi- and unskilled manual workers (not in agriculture, etc.)	VIIa : Non-skilled workers : semi- and unskilled manual workers (not in agriculture, etc.)	VIIa : Non-skilled workers	
VIIb : Agricultural and other workers in primary production	VIIb : Agricultural Labourers : agricultural and other workers in primary production		

## Références bibliographiques

- Agresti A., 1984, *Analysis of Ordinal Categorical Data*, New York, Wiley.
- Bakounine M.A., 1911, *Œuvres*, Paris, Stock.
- Becker M.P., 1990, « Quasisymmetric Models for the Analysis of Square Contingency Tables », *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 52, pp. 369-378.
- Bihl A. et R. Pfefferkorn, 1995, *Déchiffrer les inégalités*, Paris, Syros.
- Bourdieu P., 1979, *La distinction, critique sociale du jugement*, Paris, Editions de minuit.
- Campagne N., D. Contencin et C. Roineau, 1996, « Les revenus fiscaux des ménages en 1990 », *INSEE résultats, série Emploi-revenus*, 103.
- Desrosières A., 1978, « Marché matrimonial et structure des classes sociales », *Actes de la recherche en sciences sociales*, n°20-21, pp. 97-107.
- Erikson R. et J.H. Goldthorpe, 1992, *The Constant Flux. A study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford, Clarendon Press.
- Erikson R., J.H. Goldthorpe, W. König, P. Lüttinger, W. Müller, 1989, *The International Mobility Superfile (IMS) Documentation*, Casmin Projekt, Universität Mannheim, Miméo.
- Forsé M. et L. Chauvel, 1995, « L'évolution de l'homogamie en France », *Revue française de sociologie*, XXXVI, pp. 123-142.
- Gifi A., 1990, *Nonlinear Multivariate Analysis*, New York, Wiley.
- Goldthorpe J.H., 1995, « Le noyau dur : fluidité sociale en Angleterre et en France dans les années 70 et 80 », *Revue française de sociologie*, XXXVI, pp. 61-79.
- Goldthorpe J.H., C. Llewellyn et C. Payne, 1980, *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*, Oxford, Clarendon Press.
- Goodman L.A., 1979, « Simple Models for the Analysis of Association in Cross-Classifications Having Ordered Categories », *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 537-552.
- Goux D. et E. Maurin, 1995, « Origine sociale et destinée scolaire », *Revue française de sociologie*, XXXVI, pp. 81-121.
- Héran F., 1997a, « La catégorie socioprofessionnelle : réflexions sur le codage et l'interprétation », pp. 49-68, dans E. Dupoirier et J.L. Parodi, *Les indicateurs socio-politiques aujourd'hui*, Paris, L'Harmattan.
- Hout M. and R.M. Hauser, 1992, « Symmetry and Hierarchy in Social Mobility : a Methodological Analysis of the CASMIN Model of Class Mobility », *European Sociological Review*, 8, pp. 293-266.
- Lemel Y., 1991, *Stratification et mobilité sociale*, Paris, Armand Colin.
- Lenski G., 1954, « Status Crystallization : a non Vertical Dimension of Social Status », *American Sociological Review*, 19, pp. 405-418.
- Marchand O. et C. Thélot, 1997, *Le travail en France (1800-2000)*, Paris, Nathan.

- Marshall G., D. Rose, H. Newby and C. Vogler, 1988, *Social Class in Modern Britain*, London, Unwin Hyman.
- Smith R.D., 1996, « The Career of Status Crystallization : A Sociological Odyssey », *Sociological Research Online*, 1 (3), revue virtuelle, adresse : <http://www.socresonline.org.uk/socresonline/1/3/3.html>.
- Sobel M.E., M. Hout and O.D. Duncan, 1985, « Exchange, Structure, and Symmetry in Occupational Mobility », *American Journal of Sociology*, 91, pp. 359-372.
- Wong R.S.-K., 1992, « Vertical and Nonvertical Effects in Class Mobility : Cross-National Variations », *American Sociological Review*, 57, pp. 396-410.
- Wright E.O., 1985, *Classes*, London, Verso.
- Xie Y., 1992, « The Log-Multiplicative Layer Effect Model For Comparing Mobility Tables », *American Sociological Review*, 57, pp. 380-395.