

Stratification sociométrique et réseaux sociaux
Sociometría Stratification and Social Networks
Estratificación sociometrica y canales sociales

Paul BERNARD

Volume 5, Number 1, mai 1973

Les systèmes d'enseignement

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/001048ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/001048ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Les Presses de l'Université de Montréal

ISSN

0038-030X (print)

1492-1375 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

BERNARD, P. (1973). Stratification sociométrique et réseaux sociaux. *Sociologie et sociétés*, 5(1), 127–150. <https://doi.org/10.7202/001048ar>

Article abstract

The author uses sociometric data on high school students to show that social relationships within groups cannot be adequately studied with categorical models, but that social network models have to be used. Taking as an example the question of social inequality, he shows that popularity distributions are misleading, and that in order to describe the hierarchical arrangement of social relationships, one has to show how the latter compose with one another and form chains. Finally, he shows how such chains partially account for the perception individuals have of stratification within their own social system.

Stratification sociométrique et réseaux sociaux *



PAUL BERNARD

SI HOLLINGSHEAD trouvait encore nécessaire en 1949, au moment où il publiait son célèbre *Elmtown's Youth*, de justifier une approche sociologique du phénomène de l'adolescence¹, c'est maintenant chose acquise. Non seulement les sociologues ont-ils multiplié les analyses de la « société adolescente² », mais encore les éducateurs, séduits par la puissance et la simplicité apparente des techniques sociométriques, ont recueilli une masse de données sur les relations sociales entre adolescents du niveau secondaire. Que la plupart de ces études aient été faites dans un milieu scolaire n'a rien de surprenant, puisque la plupart des jeunes

* Je remercie le professeur Harrison C. White de ses commentaires sur une version préliminaire du présent texte. Je remercie également le professeur James S. Coleman d'avoir mis à ma disposition les données de son enquête *The Adolescent Society*. Je suis enfin reconnaissant à la National Science Foundation des États-Unis, dont le fonds de recherches GS2689, accordé à H. C. White, a rendu possible la présente recherche.

1. A. B. Hollingshead, *Elmtown's Youth*, New York, Wiley and Sons, 1949, p. 5-7.

2. Pour n'en citer que quelques-unes : J. S. Coleman, *The Adolescent Society: The Social Life of the Teenager and Its Impact on Education*, New York, The Free Press, 1961, 368 p. ; F. N. Elkin et W. A. Westley, « The Myth of Adolescent Culture », *American Sociological Review*, vol. 20, 1955, p. 680-684 ; G. Schwartz et D. Merten, « The Language of Adolescence: An Anthropological Approach to the Youth Culture », *American Journal of Sociology*, vol. 72, n° 5, 1967, p. 453-468 ; B. M. Berger, « Adolescence and Beyond: An Essay Review on Three Books on the Problem of Growing Up », *Social Problems*, 1962, p. 394-408.

y passent une partie importante de leur temps, au moins durant les premières années de leur adolescence. Si la sociométrie a connu une assez grande faveur dans ces études, elle le doit probablement, outre les raisons mentionnées ci-haut, au fait qu'un tel milieu présente de façon relativement évidente le caractère clos requis par cette procédure³.

Les résultats obtenus sont évidemment de qualité inégale. L'utilisation qu'on peut en faire varie également selon qu'ils s'accompagnent ou non d'une description des activités, des croyances et des autres aspects de la vie sociale des groupes en question. Par exemple, Davis et ses collaborateurs ont constitué une impressionnante banque de données⁴ strictement sociométriques qui leur permet en quelque sorte de tester sur un échantillon de groupes sociaux la tendance de ceux-ci à former des ensembles équilibrés et hiérarchisés. D'autres chercheurs se sont plutôt préoccupés de décrire en détails la vie sociale de groupes particuliers d'étudiants du secondaire, utilisant qui l'observation, qui les questionnaires d'attitudes aussi bien que sociométriques.

L'une des recherches les plus ambitieuses et les mieux connues dans cette seconde veine est sans doute *The Adolescent Society* de James S. Coleman. Une ré-analyse, en cours, des données de cette étude nous fournit l'occasion de remettre en question certaines interprétations que propose l'auteur. Ce qui caractérise le plus l'analyse de celui-ci, c'est un effort de définition des élites au sein de la société adolescente et d'analyse de leur rôle dans le maintien du système de normes et de relations sociales qui fonde cette société. On peut cependant reprocher à cette tentative de ne pas tirer suffisamment avantage du concept de *réseau* de relations sociales pour expliquer comment le statut des élites émerge des interactions de la vie quotidienne — telles que les révèlent au moins partiellement les sociogrammes — et des normes qui régissent ces interactions.

Nous comparerons donc les modèles de réseaux sociaux et les modèles par catégories — ces derniers se résument ici à ce que nous avons appelé stratification sociométrique — utilisant en majeure partie les données de *The Adolescent Society*. Le caractère technique et concret de la discussion ne doit cependant pas faire perdre de vue que sa portée demeure générale ; les modèles de réseaux sociaux ont des ambitions qui dépassent de beaucoup la « société adolescente » ou même la sociométrie, même s'ils trouvent encore dans cette dernière leur

3. Ce caractère clos est requis tout d'abord pour des raisons d'ordre pratique : si l'on veut que la population des cibles de choix sociométriques soit suffisamment limitée pour qu'on puisse l'analyser, et si l'on veut de plus tenir compte des choix sociométriques que font ces cibles, ce qui suppose qu'on les interviewe à leur tour, on doit de toute nécessité restreindre a priori la population des cibles possibles, en spécifiant par exemple que les choix ne pourront se porter que sur d'autres étudiants de l'école. Mais cela pose immédiatement un problème d'interprétation très délicat : si les restrictions imposées ne font pas trop violence à la réalité, si par exemple les adolescents du secondaire tendent en fait à recruter la plupart de leurs amis au sein de leur école, le sociogramme représentera cette réalité ; si par contre les restrictions tronquent arbitrairement le réseau de relations sociales dans lequel les individus sont impliqués, non seulement notre représentation de la réalité laissera-t-elle échapper une partie importante de celle-ci, mais encore la partie dont nous avons fait la lecture pourra-t-elle être rendue ininterprétable par l'absence du contexte dans lequel elle s'insère. Il s'avère difficile, mais non pas impossible, de déceler de telles distorsions. Nous ne pouvons en discuter à fond ici ; mentionnons seulement que les critères pour décider si les restrictions sont justifiées ou non peuvent être aussi bien intrinsèques au sociogramme (par exemple, la forme de la distribution de popularité) qu'extrinsèques (par exemple, les réponses à une question sur la proportion des amis du répondant qui font partie de la population-cible).

4. Voir à ce propos J. A. Davis, « Clustering and Hierarchy in Interpersonal Relations : Testing Two Graph Theoretical Models on 742 Sociograms », *American Sociological Review*, vol. 35, n° 5, octobre 1970, p. 843-851.

champ majeur d'application ; l'ampleur de ce qu'ils remettent potentiellement en question se révélera plus clairement dans les pages qui suivent.

I. SOCIOGRAMMES ET INÉGALITÉ SOCIALE

Face à l'embarrassante abondance de données que produit l'administration d'un test sociométrique à toute population autre que très petite — dès que l'on atteint les quelques dizaines, par exemple — la stratégie des chercheurs a été d'utiliser deux schémas simplificateurs principaux : d'une part, la définition de cliques, c'est-à-dire d'unités de base de la vie sociale qui seraient le lieu d'un haut niveau d'interaction sociale, et dont les membres présenteraient une grande similarité ; si l'on peut substituer, aux trop nombreux individus, les cliques comme unités d'analyse, l'intelligibilité du sociogramme s'accroît⁵. D'autre part, la recherche d'une hiérarchie, c'est-à-dire d'une caractéristique qui soit distribuée inégalement entre les individus et qui permet de classer ceux-ci sans trop d'ambiguïté selon qu'ils la possèdent à un plus ou moins haut degré. C'est ce second aspect qui nous occupera principalement⁶.

L'une des façons les plus simples d'aborder le problème de l'inégalité en sociométrie consiste à se tourner vers ce qu'il est convenu d'appeler la distribution de popularité, c'est-à-dire la distribution de la population en fonction du nombre de choix reçus par chaque individu. Il suffit pour cela d'assumer, comme le font plus ou moins implicitement les chercheurs, que les choix sociométriques, ou plus précisément les relations sociales qu'ils représentent, constituent des *biens* que se répartit la population. Ce postulat en appelle à son tour deux autres : des biens doivent être à la fois rares et désirables. Que les choix sociométriques soient relativement rares est facile à admettre, sinon facile à déterminer : la notion d'amitié est assez vague, allant en général d'un nombre restreint d'amis intimes à plusieurs dizaines ou même quelques centaines de ce que l'on nomme plus communément des connaissances⁷, et l'on conçoit aisément que la rareté se manifeste davantage au premier pôle. L'une des raisons primordiales en est que le temps dont chacun dispose est limité, et qu'il doit donc être distribué entre un nombre restreint d'amis s'il doit y en avoir assez pour chacun. Bien sûr, le temps de tous n'est pas également rare, et certains se voient plus sollicités, ce qui nous amène à la question de

5. Parmi les contributions les plus importantes à cet égard, on note : F. Harary et I. Ross, « A Procedure for Clique Detection Using the Group Matrix », *Sociometry*, vol. 20, 1957, p. 205-215 ; J. S. Coleman et D. MacRae Jr., « Electronic Processing of Sociometric Data for Groups up to a Thousand in Size », *American Sociological Review*, vol. 25, 1960, p. 722-726 ; S. Spilerman, « Structural Analysis and the Generation of Sociograms », *Behavioral Science*, vol. 11, n° 4, 1966, p. 312-318. Le problème plus général de l'équivalence structurelle des points d'un réseau social est abordé dans F. Lorrain et H. C. White, « Structural Equivalence of Individuals in Social Networks », *Journal of Mathematical Sociology*, vol. 1, 1971, p. 49-80.

6. Notons que si les modèles sont devenus plus complexes avec le temps, la recherche de cliques et d'une hiérarchie demeurent toujours des préoccupations majeures de la sociométrie, comme en témoignent les travaux rapportés dans J. A. Davis et S. Leinhardt, « The Structure of Positive Interpersonal Relations in Small Groups », dans J. Berger, édit., *Sociological Theories in Progress, II*, Boston, Houghton Mifflin, à paraître (manuscrit dactylographié, Dartmouth College, 1967).

7. Il en va de même d'ailleurs de l'extension du concept de « gens avec qui vous passez votre temps » (*people you go around with*) utilisé par Coleman dans la question sociométrique de base de son enquête.

la désirabilité. Celle-ci doit être vue de deux façons différentes : non seulement est-il désirable d'être l'objet de choix sociométriques, c'est-à-dire d'avoir des amis, voire d'être populaire, mais encore celui qui fait le choix souhaite avoir accès à l'amitié et au temps de celui qu'il choisit. Quand les souhaits de deux individus se correspondent, ils se traduisent dans le sociogramme par des choix mutuels. Mais il n'est pas rare que cette symétrie soit absente, ce qui manifeste une inégale désirabilité des deux cibles.

Tous les choix, vus aussi bien du côté de leur émission que de celui de leur réception, ne sont donc pas également désirables ni également rares ; c'est d'ailleurs pourquoi, comme nous le verrons plus loin, leur agrégation sans distinction en une distribution de popularité n'est pas totalement justifiable. Cela dit, et quoique l'unité de mesure, le choix sociométrique, en soit bien imparfaite, il y a tout de même un sens à considérer l'interaction sociale comme un bien auquel les individus d'une population ont un accès inégal. Considérons à tout le moins l'étude des distributions de popularité comme une première lecture approximative de la structure sociale d'un groupe, quitte à montrer en détails par la suite ce qu'elle cache aussi bien que ce qu'elle révèle⁸.

L'enquête de Coleman porte sur dix écoles, et comme, pour chaque question sociométrique, on limitait la population-cible au groupe du même sexe que celui du répondant, on obtient 20 sociogrammes différents. L'auteur affirme que, du moins du point de vue des distributions de popularité, les résultats sont similaires d'un cas à l'autre⁹. Nous présenterons donc les données d'un seul groupe, soit celui des étudiantes de Marketville à la session d'automne¹⁰. Le choix a d'ailleurs assez peu d'importance, puisque nous discutons moins des caractéristiques particulières de ces sociogrammes que de la qualité de l'information que nous apportent à leur propos diverses approches analytiques.

Les caractéristiques de cette distribution n'ont rien d'inattendu, comme le montrent les deux premières colonnes du tableau 1 : un nombre restreint d'individus sont complètement isolés (en ce qui concerne tout au moins leurs collègues étudiantes), le plus grand nombre reçoit une quantité limitée de choix, et enfin,

8. L'analyse sociologique a souvent démontré que si l'on veut aborder le problème de l'inégalité, il est *au moins* aussi important de tenir compte de ceux qui contrôlent l'accès à un bien que de ceux qui le reçoivent. Dans cette perspective, pourquoi accorder toute notre attention aux distributions de popularité et ne rien dire de la distribution du nombre de choix émis ? D'abord, le nombre de choix que doit faire chaque individu est souvent fixé par les chercheurs — les distorsions sérieuses que peut introduire une telle procédure sont discutées dans P. W. Holland et S. H. Leinhardt, « The Structural Implications of Measurement Error in Sociometry », lu à la rencontre de l'American Sociological Association, New Orleans (La.), 1972. Même quand ce n'est pas le cas, comme chez Coleman, rien ne nous permet de décider si, par exemple, un nombre élevé de choix émis par un individu manifeste qu'il a beaucoup d'amis, ou simplement que sa notion d'amitié est plus vague et plus inclusive. Comme nous le verrons, la distinction entre choix réciproques et autres permet de résoudre partiellement ce problème ; mais ce recours n'est possible que si nous dépassons les distributions du nombre de choix émis et reçus pour analyser en détails l'intérieur de la matrice des choix, dont les marginales ont fourni ces distributions. En d'autres termes, la distribution du nombre de choix faits n'apporte par elle-même que fort peu d'information à propos de l'inégalité ; elle n'a de sens qu'au sein d'une analyse simultanée des individus comme émetteurs et récepteurs. La distribution de popularité présente, quant à elle, plus d'indépendance à cet égard, d'autant plus qu'aucune intervention des chercheurs ne vient en général y imposer de limites arbitraires.

9. Voir J.S. Coleman, *The Adolescent Society*, p. 99.

10. On trouvera une partie des données sociométriques brutes concernant ce groupe dans J. S. Coleman, *ibid.*, p. 179.

TABLEAU 1

Distribution de popularité, étudiantes de Marketville, automne

| nombre de choix reçus par chaque individu | nombre d'individus ayant reçu un tel nombre de choix | proportion cumulative du nombre d'individus | nombre total de choix impliqués [produit de (1) et de (2)] | proportion cumulative du nombre de choix impliqués |
|---|--|---|--|--|
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| 0 | 5 | 0,030 | 0 | 0,000 |
| 1 | 16 | 0,127 | 16 | 0,024 |
| 2 | 25 | 0,279 | 50 | 0,098 |
| 3 | 36 | 0,497 | 108 | 0,257 |
| 4 | 25 | 0,648 | 100 | 0,405 |
| 5 | 23 | 0,788 | 115 | 0,575 |
| 6 | 9 | 0,842 | 54 | 0,655 |
| 7 | 9 | 0,897 | 63 | 0,749 |
| 8 | 6 | 0,933 | 48 | 0,820 |
| 9 | 2 | 0,945 | 18 | 0,846 |
| 10 | 2 | 0,958 | 20 | 0,876 |
| 11 | 4 | 0,982 | 44 | 0,941 |
| 12 | 1 | 0,988 | 12 | 0,959 |
| 13 | 1 | 0,994 | 13 | 0,978 |
| 14 | 0 | 0,994 | 0 | 0,978 |
| 15 | 1 | 1,000 | 15 | 1,000 |
| | 165 | | 676 | |

nombre de choix moyen : 4,097

la courbe se prolonge en une longue queue, représentant ces quelques dizaines d'individus qui jouissent d'une grande popularité. La courbe de distribution des revenus dans les sociétés développées partage, par exemple, ces caractéristiques.

On peut pousser plus loin l'analyse de cette distribution de popularité en utilisant la courbe de Lorenz et l'indice de Gini ; ceux-ci permettent d'exprimer le degré et la forme d'inégalité dans la répartition d'un bien entre les individus d'une population de façon telle que les résultats soient parfaitement comparables de population à population et indépendamment du bien particulier dont on étudie la distribution ¹¹.

¹¹. Pour tracer une courbe de Lorenz, on définit de la façon suivante les deux axes d'un graphe : l'axe horizontal, allant de 0 à 1, définit une proportion cumulative de la population totale analysée (voir la colonne 3 du tableau 1) ; l'axe vertical, allant aussi de 0 à 1, définit une proportion cumulative de l'ensemble des biens distribués à la population (voir la colonne 5 du tableau 1). Les points que l'on porte sur ce graphe représentent donc chacun la proportion de la quantité totale du bien que possède une tranche donnée de la population. Nous pouvons déjà prédire deux points de cette courbe (0, 0) et (1, 1) : au départ personne ne s'est approprié quelque quantité du bien que ce soit, et à l'arrivée 100 % de la population s'approprie 100% du bien. Il suffit, pour obtenir une courbe visuellement — et mathématiquement — élégante, d'imposer la condition suivante : que les individus (ou les catégories d'individus) dans la population soient portés sur le graphe par ordre croissant de richesse. On traite donc d'abord le groupe le plus dépourvu, qui représente une proportion de la population plus grande — rigoureusement : une proportion au moins aussi grande — que n'est sa part du total des biens. Puis on calcule le point suivant, qui indique la proportion de la population et la proportion du bien que représentent les deux groupes les plus pauvres. Et ainsi de suite. Il est clair que la pente de la courbe sera, dans ces conditions, monotone croissante, ce qui produira une courbe généralement assez régulière, et en tous cas dépourvue de zigzags difficiles à interpréter. →

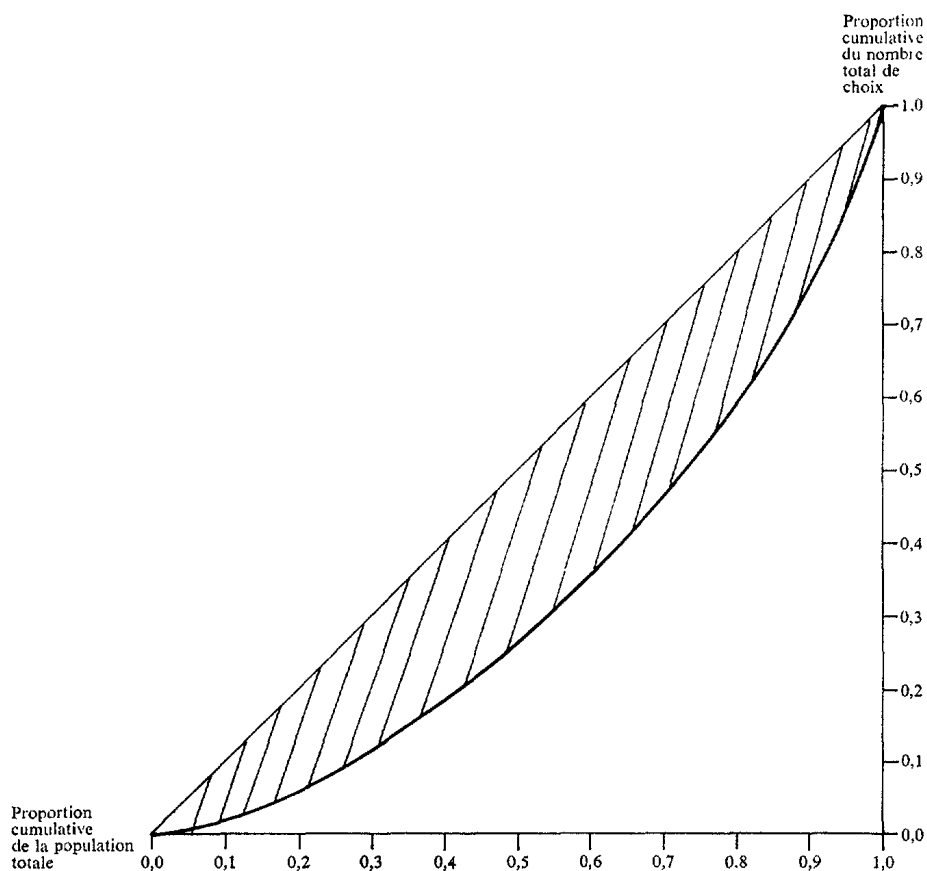


Fig. 1 : Courbe de Lorenz représentant la distribution du nombre de choix sociométriques reçus, étudiants de Marketville, automne. La partie hachurée représente le numérateur de l'indice de Gini, et l'ensemble du triangle le dénominateur.

L'indice de Gini correspondant aux données du tableau 1 est de 0,344, ce qui veut dire que la distance à laquelle le groupe se trouve d'une répartition absolument égalitaire des choix sociométriques correspond à 34,4% du maximum d'inégalité

La courbe de Lorenz a ce grand avantage de traduire clairement les tendances extrêmes. Si, dans une population donnée, la répartition d'un bien est absolument égalitaire, tous les points de la courbe se trouveront sur la droite qui relie (0, 0) à (1, 1) — la diagonale — puisqu'à toute proportion donnée X de la population doit correspondre exactement la même valeur X sur l'axe de la quantité du bien. A l'opposé, la répartition la plus inégalitaire qui soit, c'est-à-dire la possession de tous les biens par un seul individu, produirait une courbe qui coïnciderait avec l'abscisse jusqu'au dernier moment, où elle monterait presque à la verticale rejoindre le point (1, 1). Les courbes réelles se situent entre ces deux extrêmes, et à cause de la condition que nous avons vue ci-haut, elles forment, sous la diagonale, un « ventre » d'autant plus important qu'il tend vers l'équerre qui représente le maximum d'inégalité. C'est cette propriété que met à profit l'indice de Gini ; il se définit simplement comme le rapport de la surface entre la courbe de Lorenz et la diagonale, à la surface totale du triangle formé par les points (0, 0), (1, 0) et (1, 1). L'indépendance de la courbe de Lorenz et de l'indice de Gini par rapport aux populations et aux biens analysés vient tout simplement du fait que chacune de ces variables est normalisée, c'est-à-dire traitée sous forme de proportion.

possible. La figure 1 illustre cette situation. Afin de fournir une base d'interprétation, mentionnons que l'ordre de grandeur de cet indice est proche de celui que l'on trouve pour la distribution des revenus dans la société américaine : d'après les données de Kolko¹², l'indice en était, en 1959, de 0,396.

Nous nous retrouvons donc, en ce moment, dans une situation tout à fait parallèle à celle de l'analyse de la stratification sociale : la variable centrale n'est plus l'occupation et son prestige, le revenu ou l'éducation, mais nous avons tout de même un continuum sur lequel se situent des individus qui possèdent des quantités diverses d'un bien¹³. Et nous pouvons, oubliant pour le moment la mesure d'arbitraire que comporte le découpage d'un continuum, répartir notre population d'étudiantes en diverses *catégories* : depuis les isolats jusqu'aux étoiles sociométriques — pour employer les termes classiques de la sociométrie —, en passant par une importante « classe moyenne ».

II. LES LIMITES DE L'ANALYSE DES STRATES SOCIOMÉTRIQUES

Jusqu'à quel point la *stratification sociométrique*, c'est-à-dire la distribution de popularité, est-elle utile comme instrument d'analyse des relations sociales au sein des groupes ? Certes, on peut accorder au départ une certaine importance au fait que les individus sont plus ou moins populaires au sein des groupes dont ils font partie ; il est clair, par exemple, qu'il y aura corrélation entre popularité et leadership, ou encore accès privilégié aux ressources qui sont à la disposition du groupe. Mais quelle proportion de la totalité de l'information contenue dans la matrice des choix sociométriques¹⁴ s'exprime dans la distribution de popularité, c'est-à-dire dans les marginales de colonnes de cette matrice ? Plus précisément, est-il légitime d'agrèger, de considérer comme équivalents, tous les individus qui ont obtenu un même nombre de choix, sans tenir compte du fait que ces choix originent d'émetteurs différents dans le cas de chaque récepteur ? Est-il même légitime, pour un récepteur donné, d'agrèger tous les choix reçus sans tenir compte des différences entre les divers émetteurs de ces choix ? S'il existe de réelles compositions d'effets entre relations, de sorte que l'on ne puisse interpréter un lien donné sans connaître les autres liens qui aboutissent aux deux individus concernés — ce qui est l'idée de base des *modèles de réseaux sociaux* —, on doit répondre

12. Gabriel Kolko, *Wealth and Power in America*, New York, Praeger, 1962, p. 14.

13. Il est vrai que notre indice de statut est pour le moment unique, alors que l'analyse de la stratification sociale nous a habitués à tenir compte de plusieurs critères de statut. Mais nous verrons plus loin qu'il existe divers types de choix sociométriques, chacun produisant une image distincte du statut sociométrique. La confrontation et la réconciliation de ces différentes lectures du système de statuts se révèlent être deux des principales tâches de qui veut interpréter les sociogrammes, de la même façon que l'étude des écarts interstatuts (*status discrepancies*) représente l'un des problèmes les plus intéressants de l'analyse de la stratification sociale. Voir par exemple W. S. Landecker, « Class Boundaries », *American Sociological Review*, vol. 25, n° 6, décembre 1960, p. 868-877.

14. Par convention, on représentera les choix sociométriques par une matrice carrée, où chaque rangée représente un individu en tant qu'émetteur de choix, et chaque colonne un individu comme récepteur. Cette matrice est booléenne : un 1 dans la case (i, j) signifie que l'individu i a choisi j , un 0 qu'il n'y a pas eu de tel choix.

par la négative aux deux questions précédentes. Dans le cas contraire, l'agrégation ne pose pas de problèmes majeurs, et l'on peut procéder à l'élaboration et à l'exploitation de *modèles par catégories*.

TABLEAU 2

Nombre de personnes recevant un nombre donné de choix, école Slauson (N = 859)

| nombre de votes reçus | premier choix | second choix | troisième choix | quatrième choix | cinquième choix | sixième choix | septième choix | huitième choix |
|--------------------------------|---------------|--------------|-----------------|-----------------|-----------------|---------------|----------------|----------------|
| 0 | 380 | 399 | 413 | 413 | 407 | 417 | 418 | 439 |
| 1 | 284 | 257 | 263 | 265 | 257 | 252 | 264 | 244 |
| 2 | 136 | 145 | 112 | 116 | 133 | 122 | 118 | 115 |
| 3 | 42 | 33 | 38 | 35 | 41 | 50 | 35 | 44 |
| 4 | 11 | 19 | 22 | 18 | 11 | 12 | 17 | 8 |
| 5 | 5 | 3 | 10 | 8 | 10 | 2 | 3 | 6 |
| 6 | 0 | 1 | 0 | 3 | | 2 | 4 | 3 |
| 7 | 0 | 1 | 1 | 1 | | 2 | | |
| 8 | 0 | 1 | | | | | | |
| 9 | 0 | | | | | | | |
| 10 | 1 | | | | | | | |
| nombre de bulletins inutilisés | 98 | 101 | 113 | 120 | 119 | 129 | 147 | 173 |

SOURCE : A. Rapoport et W.J. Horvath, « A Study of A Large Sociogram », *Behavioral Science*, vol. 6, 1961, p. 281, tableau 1.

Les modèles par catégories ne prennent tout leur sens que quand on emploie plusieurs systèmes de catégories à la fois, c'est-à-dire quand on peut classifier une même population de plusieurs façons simultanément. C'est à la systématisation de ces multiclassifications que sont employées les diverses techniques d'analyse des données. Dans la même veine, il serait intéressant de comparer plusieurs distributions de popularité pour la même population ; c'est ce que nous ferons à partir des résultats d'une recherche de Rapoport et de ses associés¹⁵ sur deux écoles secondaires. Ces chercheurs ont demandé aux étudiants de nommer leur meilleur ami, le meilleur hors le premier, le meilleur hors les deux premiers, et ainsi de suite jusqu'au huitième. Les distributions de popularité obtenues dans l'une des écoles sont présentées dans le tableau 2¹⁶.

15. A. Rapoport et W.J. Horvath, « A Study of a Large Sociogram », *Behavioral Science*, vol. 6, 1961, p. 279-291. L'étude des mêmes sociogrammes se poursuit dans C.C. Foster, A. Rapoport et C. J. Orwant, « A Study of a Large Sociogram II. Elimination of Free Parameters » *Behavioral Science*, vol. 8, 1963, p. 56-65, et dans C. C. Foster et W. J. Horvath, « A Study of a Large Sociogram III. Reciprocal Choice Probabilities as a Measure of Social Distance », *Behavioral Science*, vol. 16, 1971, p. 429-435.

16. Notons que nous avons ici une classification multiple mais non croisée des individus, c'est-à-dire que les données présentées par Rapoport et ses associés ne nous permettent pas, par exemple, de déterminer où se trouve au second choix un individu qui occupait une position donnée au premier choix. Quoique cette limitation soit sérieuse, ces données suffiront pour nos besoins immédiats.

Les indices de Gini que nous calculons à partir de ces distributions se trouvent au tableau 3. Deux caractéristiques de ces indices ressortent avec clarté : d'une part leur quasi-constance du premier au huitième choix ; d'autre part, le fait qu'ils oscillent autour de 60%, alors que l'indice calculé pour les données de Coleman au tableau 1 était de 34,4%.

TABLEAU 3

*Comparaison des indices de Gini attendus et réels
calculés à partir des données du tableau 2*

| | premier choix | second choix | troisième choix | quatrième choix | cinquième choix | sixième choix | septième choix | huitième choix |
|--|------------------|-----------------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| indices de Gini pour les distributions de popularité du tableau 2 (1) | 0,585 | 0,606 | 0,628 | 0,627 | 0,612 | 0,623 | 0,624 | 0,641 |
| indices de Gini pour les distributions de Poisson (2) | 0,550 | 0,551 | 0,554 | 0,556 | 0,556 | 0,559 | 0,565 | 0,573 |
| indice réel (1) indice de Poisson (2) (3) | 1,063 | 1,099 | 1,132 | 1,126 | 1,100 | 1,114 | 1,105 | 1,119 |

Considérons ce dernier fait d'abord. L'inconstance de l'indice d'une recherche à l'autre montre-t-elle que la stratification sociométrique est une variable instable et donc incapable de porter le poids que nous nous apprêtons à lui confier comme instrument d'analyse ? Non, la raison en est beaucoup plus simple : nous avons ici une série ordonnée de choix distincts, alors que nous avons, dans le cas des données de Coleman, un agrégat de plusieurs choix sans égard à leur ordre ; 5 choix reçus, dans l'une des colonnes du tableau 2, signifie 5 choix d'un rang donné, alors que dans le tableau 1, la même donnée peut tout aussi bien résulter de 3 deuxièmes choix et de 2 troisièmes, ou encore d'un premier, de 2 troisièmes et de 2 cinquièmes. L'agrégation des choix tend à accroître la fréquence des valeurs intermédiaires aux dépens des valeurs extrêmes de la distribution de popularité¹⁷ : s'il est, par exemple, facile à un individu de n'être jamais choisi comme troisième meilleur ami, il lui est par contre beaucoup plus difficile de n'être jamais choisi ni comme premier, ni comme second, et ainsi de suite ; le même raisonnement s'applique également aux valeurs extrêmes supérieures. Étant donné ces tendances, la

17. On obtient le même effet si l'on agrège les résultats d'épreuves aléatoires : la distribution de probabilité d'une expérience avec un dé est rectangulaire, mais celle de l'agrégation des résultats de 2 dés (par la somme ou la moyenne) manifeste déjà une tendance à l'inflation relative des valeurs intermédiaires. Voir H. M. Blalock, *Social Statistics*, New York, McGraw Hill, 1960, p. 13.

baisse de l'indice d'inégalité de Gini est donc tout à fait prévisible dans le cas des données de Coleman. On en trouve confirmation dans le fait que l'indice de Gini descend à 0,366 si l'on agrège les huit choix dans l'étude de Rapoport et de ses associés¹⁸. Il faut se garder, par ailleurs, de ne voir dans l'indice de Gini qu'une fonction du nombre de choix agrégés ; non seulement dépend-il de la structure sociale particulière du groupe social étudié, mais encore obtient-on, semble-t-il, un effet asymptotique : une fois passé un certain point, on peut continuer à accroître le nombre moyen de choix agrégés sans que la distribution en soit beaucoup affectée. Dans le cas qui nous occupe, les Ginis sont voisins — 0,344 chez Coleman, 0,366 chez Rapoport —, alors que les nombres moyens sont de 4,097 et de 6,836 choix reçus respectivement.

Avant d'en venir à la comparaison des huit choix, il nous faut enrichir notre interprétation de l'indice de Gini. À celui-ci on pourrait, en effet, reprocher de se définir par rapport à un modèle peu réaliste d'un point de vue sociologique : l'indice de Gini d'une distribution marque une distance de celle-ci par rapport à une répartition parfaitement égalitaire des biens ; mais on sait que l'égalité des fortunes ne se rencontre pour ainsi dire jamais dans un groupe social ; peut-être aurions-nous plus de garanties d'obtenir des comparaisons significatives si nous utilisions un étalon qui soit plus proche de la réalité. Le plus révélateur est probablement la distribution de Poisson, c'est-à-dire la distribution du nombre de choix que produirait le seul jeu du hasard¹⁹. Il s'agit du modèle de l'égalité des chances, par opposition à celui de l'égalité des fortunes ; il se révèle beaucoup plus proche que ce dernier des données réelles de la situation, même s'il en sous-estime encore le degré d'inégalité : le tableau 3 révèle que tandis que le Gini réel se situe autour de 60%, celui de la courbe de Poisson oscille autour de 55%. Dans cette perspective, l'indice d'inégalité prend une signification différente : la force, quelle qu'elle soit, qui déclenche la réalisation à 60% du maximum d'inégalité n'apparaît plus comme si puissante, maintenant que nous savons que le hasard en ferait autant à 5% près.

Ceci ne remet aucunement en question l'importance de la stratification sociométrique en ce qui concerne ses effets. Mais il en va autrement si l'on prête attention aux causes de cette inégalité : non pas que nous prétendions que le

18. Le nombre de choix reçus varie alors de 0 à 29. On trouvera cette distribution dans A. Rapoport et W. J. Horvath, « A Study of a Large Sociogram », *Behavioral Science*, vol. 6, 1961, p. 285, tableau 5.

19. Rappelons que l'égalité des fortunes est non seulement empiriquement rare, mais également hautement improbable ; en d'autres termes, le hasard laissé à lui-même produira dans la plupart des cas de fortes inégalités. Si les choix sociométriques faits dans un groupe étaient distribués aléatoirement entre les membres de ce groupe, de façon qu'à tout moment la chance de l'un quelconque des individus d'être l'objet du prochain choix soit égale à celle de tous les autres, indépendamment du nombre de choix qu'ils ont reçu jusque-là, on aurait pour résultat que certains ne seraient jamais choisis et que d'autres le seraient très souvent, alors que la plupart recevraient quelques choix. C'est cette distribution des individus dans les catégories du nombre de choix reçus que calcule la formule de Poisson :

$$\text{prob. } (x; \lambda) = \lambda^x e^{-\lambda} / x!$$

où x est un nombre donné de choix reçus, et λ est le nombre moyen de choix reçus. On trouvera une application de la distribution de Poisson à des données sociométriques dans J. S. Coleman, *Introduction to Mathematical Sociology*, New York, The Free Press, 1964, p. 315-319. Rapoport et ses associés l'utilisent également comme première approximation de la distribution de popularité. Voir A. Rapoport et W. J. Horvath, « A Study of a Large Sociogram », *Behavioral Science*, vol. 6, 1961, p. 281-282.

hasard représente un modèle adéquat d'explication d'une bonne partie de l'inégalité, l'organisation sociale ne fournissant qu'un appoint. Mais si les mécanismes de causalité qui sont à l'œuvre ne produisent qu'une distribution de popularité somme toute assez rapprochée du modèle aléatoire, peut-être cette distribution, trop effacée, n'est-elle pas propre à révéler adéquatement ces mécanismes ²⁰.

Ce n'est pas là la seule indication du fait que la stratification sociométrique contient bien moins d'information à propos de la structure des réseaux sociométriques qu'il n'avait semblé tout d'abord. C'est ce que révèle aussi une analyse de la quasi-constance de l'indice de Gini du premier au huitième choix dans les données de Rapoport et de ses associés. Une lecture de ceux-ci dans le tableau 3 révèle que si le premier est un peu inférieur et le dernier un peu supérieur aux autres, l'accroissement de l'un à l'autre est bien minime et assez irrégulier. On ne peut discerner, non plus, aucune tendance systématique en comparant les coordonnées des différentes courbes de Lorenz ²¹, à l'exception d'une augmentation assez régulière de la proportion de gens qui ne reçoivent aucun choix — celle-ci passe de 42,2% à 51,1% de la population et rend compte à elle seule approximativement de la moitié de l'écart entre les indices de Gini du premier et du huitième choix. Enfin, si l'on compare les indices de Gini réels aux indices attendus en fonction de la distribution de Poisson, le tableau 3 révèle encore une quasi-constance, ou tout au plus un léger accroissement irrégulier du premier au huitième choix.

Cette quasi-constance des indices d'inégalité nous conduit à inférer que chacun de ces choix, *les derniers tout autant que les premiers*, constituent un bien que les individus convoitent, et qu'ils se répartissent conséquemment tout aussi inégalement. En effet, si la réception — et, par la même logique, l'émission — d'un huitième choix laissait relativement indifférent, on s'attendrait à ce que la distribution en soit étalée sur une plus large population-cible, plus au hasard, si l'on veut, et l'indice de Gini devrait donc se rapprocher de celui de la distribution de Poisson, alors qu'il s'en éloigne légèrement. On a toutefois l'impression contraire si l'on observe une autre caractéristique de ces huit choix : l'examen de la dernière ligne du tableau 2 révèle qu'un nombre croissant d'individus ne mentionnent

20. Les tentatives de Rapoport et de ses associés à cet égard sont révélatrices. Pour tenter de combler l'écart entre la distribution réelle et la distribution de Poisson, ils proposent finalement deux modèles qui, tout en produisant des résultats mathématiquement équivalents et relativement satisfaisants ont des implications sociologiques très différentes : « Greenwood et Yule supposent que les événements sont indépendants les uns des autres et que leur intensité varie d'un individu à l'autre, tandis que Polya suppose une dépendance stochastique, l'apparition d'un événement augmentant la probabilité que d'autres événements s'ensuivront » (A. Rapoport et W.J. Horvath, « A Study of a Large Sociogram », *Behavioral Science*, vol. 6, 1961, p. 282). En bref, l'un des modèles suppose que chaque individu possède de façon permanente une capacité propre d'attirer les choix sociométriques, alors que l'autre laisse cette capacité varier de telle sorte que « les riches deviennent de plus en plus riches », la réception d'un choix entraînant la croissance de la capacité qu'a l'individu d'en attirer d'autres. Chacun de ces deux modèles prédit également bien les distributions de popularité étudiées, et celles-ci sont donc impuissantes à déterminer, à tout le moins, lequel de ces deux modèles incompatibles est faux. Bien sûr en un sens ce sont ces modèles eux-mêmes qui sont trop grossiers et qui produisent des résultats ambigus. Mais au fond, c'est le phénomène lui-même qui commande la construction de ces modèles, ce qui nous ramène à l'idée que les distributions de popularité n'ont pas, en elles-mêmes, la richesse nécessaire pour susciter des modèles à la fois adéquats et spécifiques.

21. Ces résultats ne sont pas présentés ici, mais une lecture du tableau 2 permettra au lecteur de faire des observations tout à fait équivalentes.

personne comme ami à mesure que l'on va du premier au huitième choix²² ; cela semble indiquer, contrairement à ce que nous mentionnions plus haut, que *les derniers choix sont moins importants que les premiers, à tout le moins pour certaines personnes*. L'analyse des distributions de popularité nous conduit donc à un *paradoxe*²³.

Rapoport et ses associés ne mentionnent pas ces tendances contradictoires ; ils sont cependant amenés à faire une remarque qui a une incidence sur le problème. Ils notent que les deux seuls changements majeurs du tableau 2, quand on le lit de gauche à droite, sont l'augmentation du nombre d'individus qui ne sont pas choisis, et l'augmentation du nombre de bulletins inutilisés. Ils arguent que le second phénomène rend compte du premier : si plus de gens ne reçoivent aucun choix, c'est que moins de gens votent au total²⁴. À ce niveau de généralité, il est évidemment difficile de se tromper ; mais ce qui importe, c'est de découvrir les caractéristiques des abstentionnistes et de ceux qui portent le poids du déficit, ou à tout le moins la nature des relations entre ces deux groupes.

III. ÉMETTEURS ET RÉCEPTEURS DE CHOIX SOCIOMÉTRIQUES

L'hypothèse la plus simple à cet égard consiste à supposer qu'il n'y a aucun lien entre le statut d'un individu comme émetteur et son statut comme récepteur de choix, de sorte que l'on peut traiter les deux aspects indépendamment l'un de l'autre. Mettons cette hypothèse à l'épreuve en utilisant le modèle suivant²⁵ :

22. L'hypothèse la plus simple et la plus raisonnable pour interpréter ce nombre croissant de bulletins inutilisés est de supposer qu'il s'agit d'un total cumulatif, c'est-à-dire que les 101 qui ne font pas de second choix sont vraisemblablement les 98 qui n'ont pas fait non plus de premier choix, auxquels s'en ajoutent 3 nouveaux, et ainsi de suite. Il est en effet difficile de voir comment un individu peut avoir, par exemple, un quatrième meilleur ami en l'absence d'un premier, d'un second ou d'un troisième. Rapoport et ses associés ne fournissent aucune indication supplémentaire à cet égard ; mais le compte croît d'une façon si régulière — à une exception près — qu'il prête beaucoup de vraisemblance à cette interprétation.

23. Notons qu'en un sens le paradoxe apparaît déjà dès le premier choix : on a, en effet, un indice d'inégalité de près de 60%, et pourtant 98 des 859 individus laissent leurs bulletins inutilisés. Mais les résultats sont plus probants quand on considère l'ensemble des huit choix, pour deux raisons principales : d'une part, on pourrait arguer que les 98 non-voteurs du début sont des individus très marginaux, qui n'appartiennent pas réellement au système social que nous étudions et qu'on aurait mieux fait d'exclure de l'analyse dès le départ ; mais on ne peut tenir le même raisonnement en ce qui concerne les 75 autres qui viennent s'ajouter à ceux-ci à mesure que l'on va vers le huitième choix, car ils ont donné la preuve de leur implication dans ce système social. D'autre part, la démonstration du paradoxe dans le cas du premier choix repose sur une affirmation qui est de soi contestable, à savoir qu'il s'y manifeste une importante inégalité ; si au contraire on utilise les huit choix, il suffit, pour poser le problème, de montrer qu'à inégalité constante, l'abstentionnisme s'accroît.

24. Voir A. Rapoport et W.J. Horvath, « A Study of a Large Sociogram », *Behavioral Science*, vol. 6, 1961, p. 281.

25. La solution la plus simple consisterait évidemment à vérifier si les abstentionnistes ont une distribution de popularité différente de celle des autres individus. Malheureusement les articles de Rapoport et de ses associés ne fournissent pas cette donnée. Il nous faut donc poser le problème de façon légèrement différente, de façon à pouvoir utiliser pour sa solution les données de la recherche de Coleman, qui elles ne comportent pas de choix ordonnés.

Rapoport et Horvath ont montré que pour reproduire les distributions de popularité empiriques, on doit utiliser non pas une, mais la composition de plusieurs distributions de Poisson, chacune ayant un nombre moyen de choix reçus différent ; en d'autres termes, le hasard seul ne rend pas compte de toute l'inégalité présente, et il faut supposer qu'il existe une distribution des individus en fonction de leur inégale aptitude à attirer les choix sociométriques. Ces chercheurs ont aussi montré que l'on peut raisonnablement supposer ces aptitudes constantes du premier au huitième choix pour chaque individu donné²⁶. Tirons profit de ce fait en comparant la distribution empirique du huitième choix à la distribution calculée en prenant comme paramètre de la distribution de Poisson composée, la valeur moyenne de ces paramètres pour les huit choix²⁷ ; toute déviation importante indiquerait que le dernier choix n'obéit pas aux mêmes lois que les premiers en ce qui concerne la façon dont les individus se le distribuent²⁸.

Les résultats obtenus sont les suivants. Aucun choix : 409 (439) ; un choix : 265 (244) ; deux choix : 116 (115) ; trois choix : 44 (44) ; quatre choix : 15 (8) ; cinq choix : 5 (6) ; six choix : 1,5 (3) — entre parenthèses se trouve le nombre réel de huitième choix, reporté du tableau 2. On voit que la supposition de paramètres de popularité constants pour tous les choix conduit à une sous-estimation des extrêmes et par conséquent à une surestimation des valeurs intermédiaires ; c'est-à-dire que l'on prédit moins d'inégalité qu'il n'en existe en fait. Comme le gros de ces différences concerne les individus qui ont zéro ou un choix, le principal effet du passage du premier au huitième choix consiste à exclure en tant que récepteurs de choix sociométriques un certain nombre de gens qui n'en avaient auparavant que relativement peu ; mais au même moment, le nombre de ceux qui cessent de faire des choix s'accroît ; on peut donc penser que les deux groupes se recoupent : il y aurait des individus qui épuisent, plus ou moins, leur cercle d'amis au cours des quelques premiers choix, de sorte que quand on en vient aux choix de rang élevé, il ne reste plus personne avec qui ils soient en relation, pour les choisir ou leur servir de cibles ; de tels individus viennent graduellement grossir les effectifs des abstentionnistes et de ceux qui ne reçoivent aucun choix. Par opposition, d'autres individus sont en relation avec un nombre suffisamment grand d'amis pour pouvoir faire, par exemple, un huitième choix qui soit significatif, et inversement, pour être eux-mêmes les cibles de huitièmes choix significatifs ; ce sont ceux-là, à l'exclusion des premiers, qui se partagent effectivement les derniers choix. En vertu de cette hypothèse, il est clair que le statut d'un individu comme émetteur et son statut comme récepteur de choix ne peuvent se comprendre indépendamment l'un de l'autre.

Afin de mettre cette hypothèse à l'épreuve, étudions la relation entre le nombre de choix émis et le nombre de choix reçus. Le tableau 4 révèle en effet une

26. Voir A. Rapoport et W.J. Horvath, « A Study of a Large Sociogram », *Behavioral Science*, vol. 6, 1961, p. 283-285. Notons toutefois que leur démonstration repose sur la prédiction du nombre de choix reçus au total en agrégeant les huit ordres de choix. Les résultats obtenus quand ils tentent de prédire certaines des huit distributions de popularité en particulier sont, de leur aveu même, moins probants.

27. C'est-à-dire que l'on appliquera à l'équation (3) les valeurs $\gamma = 3.08$ et $\alpha = 2.64$ calculées au tableau 3 dans A. Rapoport et W.J. Horvath, *ibid.*, p. 282-283.

28. L'argument s'applique évidemment, toutes proportions gardées, aux autres choix de rang inférieur par rapport à ceux qui les précèdent.

TABLEAU 4

*Nombre de choix sociométriques émis et reçus,
étudiantes de Marketville, automne*

| nombre d'individus ayant émis et reçu le nombre de choix indiqué | choix reçus | | | | | | | | | | | | | | | total des individus | |
|---|-------------|----|----|----|----|----|---|---|---|---|----|----|----|----|----|------------------------|-----|
| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | | 15 |
| choix émis 0 | | | 1 | 1 | | 1 | | | | | | | | | | | 3 |
| 1 | | 3 | 2 | 2 | 1 | | | | | | | | | | | | 8 |
| 2 | 2 | 3 | 4 | 7 | 5 | 2 | | | | | 1 | | | | | | 24 |
| 3 | | 3 | 6 | 6 | 4 | 3 | 2 | | | | | | | | | | 24 |
| 4 | | 3 | 3 | 6 | 4 | 7 | 1 | 2 | 1 | 1 | | | | | | | 28 |
| 5 | 3 | 1 | 5 | 9 | 7 | 7 | 4 | 6 | 4 | 1 | 1 | 3 | 1 | 1 | | | 53 |
| 6 | | 1 | 2 | 3 | 4 | 2 | 1 | 1 | | | | | | | | | 14 |
| 7 | | 1 | 1 | 2 | | 1 | | | 1 | | | | | | | | 6 |
| 8 | | 1 | | | | | | | | | | 1 | | | | | 2 |
| 9 | | | 1 | | | | | | | | | | | | | 1 | 2 |
| 10 | | | | | | | 1 | | | | | | | | | | 1 |
| total des individus | 5 | 16 | 25 | 36 | 25 | 23 | 9 | 9 | 6 | 2 | 2 | 4 | 1 | 1 | 0 | 1 | 165 |

relation positive entre les deux variables ; le coefficient de corrélation linéaire est de 0,313. Il est clair que bien d'autres facteurs que la popularité des individus contribuent à expliquer le nombre de choix qu'ils émettent, et que ce dernier lui-même ne rend que partiellement compte du nombre de choix reçus. Pour découvrir ces facteurs, il nous faut étudier plus en détail la façon dont les deux variables sont associées. Notons en premier lieu que la vérification de l'hypothèse spécifique que nous avons faite est plus satisfaisante que ne le laisse croire un taux de corrélation assez modéré : nous ne prédisions pas que les individus populaires feraient plus de choix, mais seulement qu'il leur était loisible de le faire, des cibles se trouvant disponibles ; nous nous limitons à prédire que les individus qui reçoivent peu de choix tendent aussi à en faire peu. Les données correspondent assez bien à cette description. Si nous considérons, par exemple, les individus qui ont reçu un nombre de choix inférieur à la médiane, soit de 0 à 3, nous en trouvons 40 qui ont émis 3 choix ou moins, soit beaucoup plus que la fréquence attendue de 29,3. Ailleurs dans le tableau, on trouve en général une confirmation, mais beaucoup plus faible, de la relation, à l'exception des individus qui sont dans le quartile supérieur du nombre de choix émis, soit de 6 à 10 : la façon dont ceux-ci se distribuent dans les quartiles du nombre de choix reçus est quasi identique à ce que l'on attend du hasard. L'émission d'un nombre élevé de choix est donc ouverte à différentes interprétations, puisqu'elle s'accompagne parfois de la réception de beaucoup de choix, mais se rencontre aussi, dans bien des cas, chez des individus assez peu populaires. Nous savons donc mieux pourquoi certains individus émettent et reçoivent *peu* de choix, mais le problème des raisons pour lesquelles l'on a ou l'on fait *beaucoup* de choix reste à peu près entier.

Nous avons cependant établi jusqu'ici une présomption favorable aux modèles de réseaux sociaux. Nous nous éloignons de la conception assez grossière des choix sociométriques présentée au début, en vertu de laquelle ceux-ci constitueraient un bien homogène qu'une population se répartirait inégalement. Au contraire, nous avons montré l'hétérogénéité de ces choix, et en particulier leur inégale propension à se diriger vers une cible donnée selon le nombre de choix que cette cible elle-même émet. S'il s'avère que cette relation entre nombres de choix émis et reçus dépend d'une tendance qu'auraient les membres de cercles d'amis à se choisir mutuellement, il serait essentiel de décrire les relations sociales dont ces choix témoignent comme un réseau, formé de sous-ensembles de points densément interreliés, ces sous-ensembles étant à leur tour rattachés entre eux par des connections beaucoup plus lâches, ou à tout le moins d'une nature différente. On perdrait évidemment beaucoup à décrire ces choix sans tenir compte de leur origine et de leur intégration, tels que les agrège la distribution de popularité. Notre prochaine tâche consiste par conséquent à étudier la question de la réciprocité des choix.

IV. CHOIX SYMÉTRIQUES ET ASYMÉTRIQUES

Suivant la suggestion de Davis et Leinhardt²⁹, nous considérerons que si deux individus se choisissent mutuellement, c'est qu'ils ont une relation à peu près égalitaire d'amitié, tandis que si l'un choisit l'autre mais sans la réciproque, cela traduit une différence de statut entre eux, le premier étant inférieur au second. La justification de ce postulat dépend ultimement de son utilité, c'est-à-dire de la mesure dans laquelle ces deux types de choix se conformeront à ce que l'on attend d'eux en tant qu'indicateurs de l'interaction sociale et d'une hiérarchie. On peut cependant proposer une première justification de cette conception des choix asymétriques : on peut supposer qu'un tel choix correspond en fait à une certaine quantité d'interaction entre deux personnes, mais que cette interaction apparaît sous un jour tout à fait différent à l'un et à l'autre ; pour celui qui choisit, elle est importante et digne de mention, alors qu'elle représente une partie moins notable de l'expérience du second ; cela paraît indiquer, tout au moins au niveau de la relation dyadique, que ce dernier a un statut supérieur au premier.

La distribution des choix symétriques est la suivante : aucun choix : 19 ; un choix : 29 ; deux choix : 54 ; trois choix : 26 ; quatre choix : 18 ; cinq choix : 15 ; six choix : 2 ; sept choix : 2. Les 165 individus se répartissent les 388 choix symétriques de façon à peu près aussi égalitaire qu'ils se distribuaient l'ensemble des choix, puisque l'indice de Gini dans ce cas-ci est de 0,364 — comparé à 0,344 pour tous les choix. Ces deux indices de Gini se comparent toutefois très différemment aux indices calculés à partir de leurs distributions de Poisson respectives. Pour l'ensemble des choix, l'indice d'inégalité sous l'hypothèse d'une égalité des chances est de 0,274, de sorte que l'inégalité réelle est de 1,253 fois la valeur attendue ; pour les choix symétriques, le même facteur n'est que de 1,018, puisque l'indice de Gini de la distribution de Poisson est de 0,357. Si, donc, on trouve

29. J.A. Davis et S. Leinhardt, « The Structure of Positive Interpersonal Relations in Small Groups », dans J. Berger, éd., *Sociological Theories in Progress, II* (à paraître).

dans l'ensemble des choix une tendance à l'inégalité qui dépasse les lois du hasard, cela n'est à peu près pas dû à la distribution des choix symétriques, c'est-à-dire à la différence entre nombres d'amis clairement reconnus comme tels.

Nous devons donc supposer que ce sont les choix asymétriques qui contribuent le plus à porter le niveau d'inégalité au-delà de ce que l'on attendrait du jeu du hasard ; cela concorde bien, d'ailleurs, avec l'interprétation que nous en avons proposé ci-haut : si ces choix traduisent des différences de statut, on s'attend à ce que certains en accumulent beaucoup alors que bon nombre d'autres en seront complètement privés. C'est bien là ce qui se produit, puisque l'indice de Gini est dans ce cas de 0,527, soit 1,284 fois celui de la distribution de Poisson ³⁰.

TABLEAU 5

*Nombre de choix sociométriques asymétriques émis et reçus,
étudiantes de Marketville, automne*

| nombre d'individus ayant émis et reçu le nombre de choix indiqué | choix reçus | | | | | | | | | | total des individus | |
|---|-------------|----|----|----|----|----|---|---|---|---|------------------------|-----|
| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | | 10 |
| choix émis | 0 | 7 | 19 | 11 | 7 | 2 | 2 | 3 | | 1 | | 52 |
| | 1 | 9 | 7 | 6 | 4 | 4 | 1 | 1 | | 1 | | 32 |
| | 2 | 10 | 11 | 7 | 2 | 1 | 2 | | 1 | | 1 | 35 |
| | 3 | 7 | 8 | 3 | 2 | | 1 | | | | | 21 |
| | 4 | 3 | 2 | 3 | 1 | 2 | | | | | | 11 |
| | 5 | 5 | 2 | 2 | 1 | | | | | | | 10 |
| | 6 | | | | | | | | | | | 0 |
| | 7 | 2 | 1 | | | | | | | | | 3 |
| | 8 | | | | | 1 | | | | | | 1 |
| total des individus | | 43 | 50 | 32 | 17 | 10 | 5 | 4 | | 3 | 1 | 165 |

Comment ces différents niveaux d'inégalité se manifesteront-ils si nous tenons compte du statut des individus à la fois comme émetteurs et comme récepteurs de choix ? Dans le cas des choix symétriques, évidemment, le tableau des nombres de choix émis et reçus n'a d'entrées que sur la diagonale principale, et la corrélation entre les deux variables est de 1,0. Dans le cas des choix asymétriques, on peut prévoir une relation inverse modérée entre nombres de choix émis et reçus puisque, en gros ³¹, plus on fait de choix, moins on a un statut élevé, et inversement plus on est choisi, plus on a un statut élevé.

30. On pourra s'étonner que la combinaison de la distribution des choix symétriques et de la distribution des choix asymétriques, dont les indices de Gini sont de 0,364 et de 0,527 respectivement, produise une distribution d'ensemble dont le Gini n'est pas intermédiaire, mais inférieur aux deux précédents, soit 0,344. Mais il n'y a rien là que de très normal ; cela signifie seulement que, en dépit de la corrélation positive entre le nombre de choix symétriques et le nombre de choix asymétriques reçus — qui est de 0,245 —, il y a suffisamment d'individus qui se retrouvent simultanément aux extrêmes opposés des deux distributions pour que ces effets s'annulent et que ces gens viennent grossir le total des valeurs intermédiaires dans la distribution d'ensemble.

31. Nous verrons qu'une évaluation sérieuse du statut social d'un individu exige à son tour que l'on tienne compte du statut de ceux qui lui adressent des choix asymétriques, et ainsi de suite en suivant les chaînes que forment ces choix.

Le tableau 5 révèle en effet une telle tendance. Le taux de corrélation linéaire est de $-0,155$; c'est évidemment assez faible, mais on doit interpréter ce résultat dans son contexte : d'une part, ce $-0,155$ marque un changement important par rapport au $+0,313$ que l'on obtenait quand on considérait tous les choix reçus indistinctement, et les choix asymétriques voient donc leurs caractéristiques propres reconnues ; d'autre part les données du tableau 5, qui ne concernent que les choix asymétriques bruts, traduisent trop grossièrement l'idée de hiérarchie pour que l'on en attende des résultats très révélateurs. Mentionnons deux exemples : d'abord, on conçoit très bien qu'il existe une hiérarchie des individus et des petits groupes au sein d'une collectivité plus large sans que nécessairement tous y trouvent place ; on s'attendrait même plutôt à ce que quelques individus restent en marge. C'est le cas, au tableau 5, des gens qui n'émettent ni ne reçoivent aucun choix, et probablement de plusieurs de ceux qui se trouvent dans les cases adjacentes à celle-ci ; il est donc, en un sens, illégitime qu'ils contribuent à réduire le coefficient de corrélation du tableau. De même, les cas où un individu émet *et* reçoit beaucoup de choix asymétriques ne sont pas nécessairement tous des signes défavorables à l'idée de hiérarchie ; s'il s'agit de gens qui occupent des positions intermédiaires dans la hiérarchie, cela est au contraire normal ; un arrangement hiérarchique exige seulement qu'il existe, au sommet, des individus qui reçoivent un assez grand nombre de choix asymétriques sans en émettre, et inversement pour ceux qui se situent à la base.

On voit donc qu'il est difficile de s'arrêter à mi-chemin dans le développement de modèles de réseaux sociaux. Jusqu'ici nous avons montré qu'on ne peut pas considérer tout individu à qui aboutissent un certain nombre de choix comme équivalent à tout autre qui possède la même caractéristique, et qu'il faut analyser l'individu comme point où s'enclenchent des relations sociales et où s'articulent deux groupes de gens, ceux qu'il rejoint et ceux qui le rejoignent. Nous avons alors appliqué l'une des idées les plus élémentaires de l'analyse des réseaux en vérifiant le recouvrement de ces deux groupes. Cela nous a permis de définir deux types de relations, symétriques et asymétriques³², chacun avec sa distribution propre dans la population. Les choix asymétriques manifestent un degré beaucoup plus élevé d'inégalité, mais il demeure très difficile d'interpréter les nombres de choix asymétriques émis et reçus en l'absence d'un modèle de hiérarchie pleinement développé, au sein duquel chaque individu puisse être situé et son comportement interprété. L'élaboration d'un tel modèle dépasse notre propos³³, mais nous pouvons tenter

32. La distinction entre choix symétriques et asymétriques est la plus élémentaire, mais non pas la seule possible. Rapoport et ses associés, par exemple, rendent compte de la connectivité d'un sociogramme à l'aide de deux paramètres, un biais parental (*parent bias*) et un biais fraternel (*sibling bias*) ; il s'agit dans le premier cas de la tendance d'un individu à choisir quelqu'un qui l'a déjà choisi — c'est donc la symétrie telle que nous l'entendons ici — et dans le second cas de la tendance de *a* à choisir *b* si tous deux ont été choisis par un tiers *c*. Les deux tendances sont d'inégale importance : Rapoport et ses associés estiment le biais parental à 0,395, le biais fraternel à 0,170 pour leurs données. Mais outre cela, c'est l'idée même d'un biais fraternel qui convient peu à nos besoins : on n'y tient pas compte, en effet, de la symétrie ou de l'asymétrie des choix entre « frères » ou entre ceux-ci et leurs « parents », de sorte que cette classification, tout à fait légitime dans le contexte où elle est utilisée, n'introduirait ici que confusion en regard du problème de l'inégalité.

33. On trouvera un tel modèle, de même qu'une tentative de le justifier statistiquement dans J.A. Davis et S. Leinhardt, « The Structure of Positive Interpersonal Relations in Small Groups », dans J. Berger, édit., *Sociological Theories in Progress, II* (à paraître).

d'en répliquer et d'en analyser plus ou moins sommairement les caractéristiques en considérant les chaînes que forment les choix asymétriques.

V. HIÉRARCHIE ET CHAÎNES DE CHOIX ASYMÉTRIQUES

La position d'un individu dans une hiérarchie dépend moins de ses subordonnés immédiats que de l'ensemble des gens qu'il domine à travers des chaînes plus ou moins longues d'intermédiaires. Il nous faut donc dépasser le simple compte du nombre de choix asymétriques bruts reçus, et analyser l'interaction entre ceux-ci. Pour ce faire, nous allons considérer la fermeture transitive de la matrice des choix asymétriques, c'est-à-dire calculer la matrice de la plus petite relation *transitive* qui contient la relation asymétrique originale. Cela consiste simplement à définir, pour chaque individu, l'ensemble de ceux qui le choisissent asymétriquement — la première génération — auxquels on ajoute l'ensemble de ceux qui choisissent asymétriquement quelqu'un de la première génération — la seconde génération —, et ainsi de suite tant que des émetteurs nouveaux viennent s'ajouter. Le rythme auquel les choix s'accumulent est le suivant, pour l'ensemble des choix reçus par tous les individus : première génération : 288 ; seconde : 345 ; troisième : 419 ; quatrième : 451 ; cinquième : 473 ; sixième : 390 ; septième : 249 ; huitième : 161 ; neuvième : 66 ; dixième : 31 ; onzième et subséquentes : 14 ; pour un total de 2 887 choix asymétriques directs et indirects dans la matrice de la fermeture transitive ³⁴.

Que nous apprend cette matrice des choix hiérarchiques car c'est ainsi que nous appellerons désormais, par convention, la fermeture transitive de la matrice des choix asymétriques ? Vérifions en premier lieu si elle possède à tout le moins la propriété essentielle d'une hiérarchie, soit l'antisymétrie : s'il y a un choix hiérarchique de *a* vers *b*, il ne doit pas y en avoir un de *b* vers *a*. Dans le cas des choix asymétriques directs, cette propriété était donnée dès le départ, puisque nous avons construit la matrice en excluant, parmi les choix originaux, ceux qui étaient réciproques. Mais il n'en va pas de même des choix hiérarchiques : il est tout à fait possible que *a* choisisse asymétriquement *b*, que celui-ci choisisse à son tour asymétriquement *c*, et qu'enfin ce dernier choisisse asymétriquement *a* ; la longueur de ces cycles est évidemment variable. En fait, on trouve deux cycles, où sont impliqués 7 des 165 individus et 25 des 2 887 choix hiérarchiques. C'est dire que la composition des choix asymétriques se fait avec une cohérence remar-

34. Les totaux de l'énumération ci-haut ont été calculés de la façon suivante : par simple multiplication matricielle, nous avons obtenu de la matrice des choix asymétriques bruts, A , la matrice des choix asymétriques comportant un intermédiaire, A^2 . L'union de ces deux matrices produit la matrice des relations de première ou de seconde génération, U_2 . La différence ($U_2 - A$) représente les relations qui n'apparaissent qu'à la seconde génération, soit 345, comme indiqué ci-haut. Et ainsi de suite pour les matrices A^n , U_n et ($U_n - U_{n-1}$) jusqu'à ce que soit atteinte la fermeture transitive, c'est-à-dire jusqu'à ce que la différence ($U_n - U_{n-1}$) soit égale à zéro pour une valeur quelconque de n . De cette façon, on peut être sûr qu'une relation donnée d'inférieur à supérieur n'est comptée qu'une fois, dans la première génération où elle apparaît. Cela correspond bien à notre objectif, car nous voulons compter le nombre de subordonnés qu'a chaque individu, et non pas les multiples façons dont les premiers sont reliés au dernier.

quable ; les logiques locales qui président à l'émission, au niveau de la relation dyadique, de choix asymétriques se combinent en une logique hiérarchique globale qui souffre peu d'exceptions ³⁵.

Au sein de la hiérarchie que forment les choix asymétriques directs et indirects, il y a deux façons de décrire l'inégalité sociale. En premier lieu, on peut considérer la position qu'occupe l'individu dans la hiérarchie, avec les ensembles *particuliers* d'individus qui le choisissent et auxquels il réfère. Ce que l'on gagne ici à être concret, on le perd cependant en comparabilité : non seulement deux individus peuvent-ils n'avoir entre eux aucune chaîne de choix asymétriques, de sorte que la position de chacun par rapport à l'autre demeure indéterminée, mais encore peuvent-ils se retrouver dans deux sous-ensembles plus ou moins disjoints, ne partageant que quelques inférieurs et/ou supérieurs ³⁶, ce qui rend difficile, voire impossible, la détermination approximative de leur situation relative dans la hiérarchie. On peut contourner ce problème et faire une autre lecture de l'inégalité sociale en prenant simplement comme indice de la position d'un individu, le *nombre* de ceux qui lui adressent des choix hiérarchiques. Cela présente les mêmes difficultés que nous avons mentionnées au début à propos des distributions de popularité : nous agrégeons les choix reçus sans tenir compte de leurs différents émetteurs ou du nombre d'intermédiaires qui séparent ceux-ci de leurs cibles. L'objet dont nous faisons le compte est cependant beaucoup mieux défini et beaucoup plus riche que ce n'était le cas auparavant, puisque nous prenons en considération la façon dont les choix sociométriques s'enclenchent les uns dans les autres.

La forme même de la distribution de popularité des choix hiérarchiques correspond beaucoup mieux que celle des choix asymétriques bruts à ce que l'on attend de relations sociales qui comportent des différences de statut. La distribution des choix directs apparaît compressée, alors que celle des choix directs et indirects donne toute latitude aux phénomènes extrêmes de se manifester, comme on le voit dans les marginales du tableau 6 : d'une part, en effet, le mode de la distribution se trouve chez ceux qui ne reçoivent aucun choix, et d'autre part, la longue queue de la distribution atteste la présence d'une élite qui reçoit un nombre de choix sans commune mesure avec celui du reste de la population. Cette impression, que l'inégalité contenue dans les choix asymétriques se marque plus fortement quand on considère les chaînes que forment ceux-ci, est d'ailleurs confirmée par l'évolution de l'indice de Gini, qui de 0,527 pour les choix bruts passe à 0,686 pour les choix hiérarchiques. De même, la corrélation linéaire négative, que nous trouvons entre les nombres de choix asymétriques émis et reçus, s'accroît quand nous considérons simultanément choix directs et indirects, passant de -0,1547 à -0,2526 ; c'est là un signe supplémentaire du fait que l'arrangement hiérarchique se précise dans ce dernier cas.

35. À cet égard, la logique pleinement transitive que proposent Davis et Leinhardt nous apparaît beaucoup trop contraignante, et nous lui préférons une logique anticyclique telle que celle ébauchée ici. Voir J.A. Davis et S. Leinhardt, « The Structure of Positive Interpersonal Relations in Small Groups », dans J. Berger, édit., *Sociological Theories in Progress, II* (à paraître).

36. Ceci suggère qu'il vaut mieux éviter d'associer l'idée de hiérarchie présentée ici à celle d'arbre. On pourrait probablement utiliser avec plus de profit un modèle plus souple comme celui du semi-trellis proposé dans Morris F. Friedell, « Organizations as Semilattices », *American Sociological Review*, vol. 32, n° 1, 1967, p. 46-54.

TABLEAU 6

*Nombre de choix asymétriques directs reçus
et nombre de choix asymétriques directs et indirects reçus,
étudiantes de Marketville, automne*

| nombre d'individus, ayant reçu le nombre de choix indiqué | choix asymétriques directs et indirects | | | | | | | | | | | | | | | | total des indi- vidus | | | | | | | | |
|--|---|----|----|----|---|---|---|---|---|---|----|----|----|----|----|----|--------------------------------|----|----|----|----|----|----|----|-----|
| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 | | 20 | 30 | 40 | 50 | 60 | 70 | 80 | |
| | | | | | | | | | | | | | | | | | à | à | à | à | à | à | à | à | |
| | | | | | | | | | | | | | | | | | 19 | 29 | 39 | 49 | 59 | 69 | 79 | 89 | |
| choix | 0 | 43 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 43 | |
| asymé- | 1 | | 20 | 6 | 3 | 2 | | 4 | 1 | 4 | | | | | 2 | 5 | 2 | | 1 | | | | | 50 | |
| triques | 2 | | | 5 | 4 | 2 | | 2 | 1 | 2 | | 1 | 1 | 1 | 1 | 4 | 3 | 1 | 2 | | 2 | | | 32 | |
| directs | 3 | | | | | | 1 | 1 | 1 | | 1 | | 1 | 1 | 1 | | 3 | 2 | 3 | | | 2 | | 17 | |
| | 4 | | | | | | | | | | | | | | 2 | 2 | 1 | 1 | 2 | | 2 | | | 10 | |
| | 5 | | | | | | | | | | | | | | 1 | 1 | | 1 | | | | 2 | | 5 | |
| | 6 | | | | | | | | | | | | | | | 1 | | | 2 | | | 1 | | 4 | |
| | 7 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 0 | |
| | 8 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 3 | | 3 | |
| | 9 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 0 | |
| | 10 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 | | 1 | |
| total des individus | | 43 | 20 | 11 | 7 | 4 | 0 | 1 | 7 | 2 | 1 | 6 | 1 | 1 | 2 | 2 | 7 | 13 | 9 | 5 | 10 | 0 | 5 | 8 | 165 |

Le nombre de choix asymétriques bruts reçus et le nombre de choix hiérarchiques reçus sont évidemment reliés par une assez forte corrélation positive, soit 0,7480. En dépit de cela, la seconde variable présente une forte variabilité au sein des catégories de la première ; des 32 individus qui ont deux subordonnés immédiats, par exemple, plus du tiers ne réussiront finalement à susciter des choix hiérarchiques que de quatre personnes ou moins, alors qu'un autre tiers, au contraire, décuplent leur nombre de départ ou plus. Il y a donc beaucoup à tirer des chaînes de choix asymétriques, au-delà de ce que ces choix à l'état brut nous apprennent : ce qui est normal, d'ailleurs, puisque ces choix représentent des ensembles hiérarchiques, et non pas des situations locales sujettes à toutes sortes de fluctuations et d'idiosyncrasies. La variabilité du nombre de choix hiérarchiques est moins marquée chez ceux qui recevaient déjà un grand nombre de choix bruts, mais elle y demeure importante en dépit du nombre assez restreint de cas : des 40 individus qui ont reçu trois choix ou plus — c'est-à-dire le quartile supérieur — 26 seulement, soit moins des deux-tiers, reçoivent 30 choix indirects ou plus — c'est-à-dire font partie du quartile supérieur de cette dernière variable. On constate donc que la notion d'élite ne peut reposer sur les catégories d'une simple distribution de popularité, mais doit au contraire se fonder sur le réseau de relations sociales que représentent les choix sociométriques.

Une dernière épreuve nous permettra de vérifier que les choix asymétriques et les chaînes qu'ils forment sont à juste titre interprétés comme formant une hiérarchie. Il s'agit de confronter cette dernière à l'image que les membres du

groupe ont du système social qu'ils forment et de ses élites. À ces fins, nous utiliserons les réponses à la question de Coleman demandant aux étudiants de nommer ceux qui appartenaient à l'élite (*leading crowd*)³⁷. Un modèle linéaire d'analyse se révélera complètement inadéquat ici, pour deux raisons : d'une part l'appartenance à l'élite doit par définition n'être le fait que du petit nombre ; nous ne nous attendons donc pas à une augmentation graduelle du nombre de choix d'élite avec l'accroissement du nombre de choix hiérarchiques, mais au contraire à un changement abrupt au moment où nous atteignons le sommet de cette dernière distribution. D'autre part, nous faisons l'hypothèse qu'un individu se voit reconnaître comme membre de l'élite pour deux types de raisons : soit parce qu'il occupe une position supérieure à ceux qui le choisissent dans un réseau hiérarchique et que sa réputation s'est rendue jusqu'à ces derniers à travers les chaînes qui forment ce réseau ; soit parce que certains moyens de communication ont assuré une diffusion de masse (*broadcasting*) de sa réputation — on pense ici à la popularité dont jouissent certains étudiants du secondaire parce qu'ils excellent dans les sports ou quelque autre activité bénéficiant d'une large publicité. Cette diffusion de masse s'exerce indépendamment de la position qu'occupent les individus dans la hiérarchie, et l'on s'attend donc à ce que dans bon nombre de cas, des individus reçoivent beaucoup de choix comme membres de l'élite sans que cela s'accompagne de la réception d'un nombre de choix hiérarchiques. Notre prédiction est par conséquent à sens unique : on devrait trouver assez peu d'individus qui reçoivent beaucoup de choix hiérarchiques et cependant ne sont pas largement considérés partie de l'élite.

L'hypothèse est en général confirmée, comme on le voit au tableau 7. Considérons les individus qui sont dans le dernier quartile du nombre de choix reçus comme membres de l'élite — c'est-à-dire ceux qui reçoivent sept choix ou plus : ils constituent 11,6% de ceux qui n'ont reçu aucun choix hiérarchique — soit le quartile inférieur de cette dernière distribution ; 16,7% de ceux du second quartile (1 à 4 choix hiérarchiques) ; 9,3% de ceux du troisième quartile (5 à 29 choix hiérarchiques) ; mais 66,7% de ceux du quartile supérieur (30 à 89 choix hiérarchiques). Il est vrai que parmi ceux qui reçoivent 30 choix hiérarchiques ou plus, 12 ne sont pas considérés membres de l'élite, malgré le grand nombre d'individus qui leur sont en principe subordonnés ; c'est à l'analyse détaillée de la position hiérarchique de tels individus que devront être consacrées des analyses ultérieures. Le changement est cependant considérable et très abrupt entre les trois quartiles inférieurs et le quartile supérieur, ce qui incline à penser que la hiérarchie construite à partir de la composition des choix dyadiques rend compte, partiellement du moins, de la perception globale qu'ont les acteurs de l'inégalité au sein de leur système social.

Jusqu'ici nous avons seulement analysé la relation entre la distribution de popularité des choix hiérarchiques et celle des choix comme membre de l'élite. C'est là traiter cette dernière variable tout à fait à la manière de Coleman³⁸, nous limitant à compter si un individu a reçu un nombre suffisant de choix comme membre de l'élite pour qu'on l'y compte ou non. On peut dépasser ce type d'ana-

37. Voir J.S. Coleman, *The Adolescent Society*, p. 98.

38. Voir *ibid.*, p. 102-103.

TABLEAU 7

*Nombre de choix asymétriques directs et indirects reçus
et nombre de choix comme membre de l'élite,
étudiantes de Marketville, automne*

| nombre d'individus ayant reçu le nombre de choix indiqué | choix comme membre de l'élite | | | | | | | | | | | | | | | | total des individus | | | | |
|---|-------------------------------|----|----|----|----|---|---|---|---|---|----|----|----|----|----|---------------|------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 à 19 | | 20 à 29 | 30 à 39 | 40 à 49 | 50 à 56 |
| choix | 0 | 19 | 10 | 5 | 3 | 1 | | 1 | 1 | | 1 | 1 | | | | | | | | 1 | 43 |
| asymétriques | 1 | 8 | 2 | 3 | 3 | | | | 1 | | | | | | | 1 | 1 | 1 | | | 20 |
| directs | 2 | 6 | 2 | 2 | | | | | | | | | | | | 1 | | | | | 11 |
| et indirects | 3 | 2 | 2 | | | 1 | | 1 | | | | | | 1 | | | | | | | 7 |
| | 4 | 2 | 1 | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | | 4 |
| | 5 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 0 |
| | 6 | | | | | 1 | | | | | | | | | | | | | | | 1 |
| | 7 | 4 | 3 | | | | | | | | | | | | | | | | | | 7 |
| | 8 | 2 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 2 |
| | 9 | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 |
| | 10 | 3 | 2 | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | | 6 |
| | 11 | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 |
| | 12 | 1 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 1 |
| | 13 | 1 | | | | 1 | | | | | | | | | | | | | | | 2 |
| | 14 | | 1 | | | | | | | 1 | | | | | | | | | | | 2 |
| | 15-19 | 2 | 1 | 2 | | | | | 1 | | | | | | | | 1 | | | | 7 |
| | 20-29 | 4 | 4 | 1 | 2 | | 1 | | | | | | | | | | 1 | | | | 13 |
| | 30-39 | 3 | | | 2 | 1 | | | | 1 | | 1 | | | | 1 | | | | | 9 |
| | 40-49 | | 1 | | | 1 | | | | | | | | | | 1 | 1 | | | 1 | 5 |
| | 50-59 | | | | | | 1 | 1 | | 1 | 1 | | | 1 | 2 | 1 | 2 | | | | 10 |
| | 60-69 | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | 0 |
| | 70-79 | 2 | 1 | | | | | | | 1 | | | | 1 | | | | | | | 5 |
| | 80-89 | | | | | | | 1 | | | | 2 | 1 | 1 | | | 1 | | 2 | | 8 |
| total des individus | | 61 | 30 | 14 | 11 | 0 | 5 | 3 | 2 | 3 | 5 | 2 | 3 | 3 | 3 | 5 | 7 | 1 | 2 | 2 | 165 |

lyse, fondé en grande partie sur des catégories, en étudiant l'intersection des deux types de choix : un individu tend-il à recevoir des choix comme membre de l'élite de la part de ceux qui lui sont subordonnés directement ou indirectement dans la hiérarchie ? La réponse est significativement affirmative, mais laisse une large place au phénomène de la diffusion de masse mentionné ci-haut : 28,1% des choix reçus à titre de membre de l'élite le sont de la part d'individus qui s'avèrent les subordonnés de leur cible dans la hiérarchie. C'est là cependant un résultat qui fluctue énormément selon le caractère de la cible : l'intersection des émetteurs des deux types de choix est évidemment nulle dans le quartile inférieur — c'est-à-dire chez les gens qui ne reçoivent aucun choix hiérarchique ; elle est négligeable dans le second quartile, chez ceux qui reçoivent de 1 à 4 choix hiérarchiques ; elle se rapproche de la moyenne dans le troisième quartile ; dans le quartile supérieur, on trouve non seulement que l'intersection est singulièrement

plus importante, mais aussi qu'elle se distribue très inégalement : des 450 choix comme membres de l'élite dont sont l'objet les individus qui sont à la fois dans les quartiles supérieurs des deux distributions, 44,4% proviennent d'émetteurs qui sont inférieurs à leur cible en vertu de la logique hiérarchique, alors que cette proportion n'est que de 25% chez ceux qui appartiennent aux trois quartiles inférieurs du nombre de choix reçus comme membre de l'élite. Les chaînes de choix asymétriques ont donc leur effet principal sur la perception de la hiérarchie quand c'est le statut de ceux qui se situent vraiment au sommet de cette hiérarchie qui est en cause.

On pourrait objecter à cette comparaison que les chances d'intersection entre émetteurs de choix d'élite et émetteurs de choix hiérarchiques sont évidemment plus grandes dans le quartile supérieur, puisque dans ce cas le nombre total des derniers est plus élevé. Normalisons donc en divisant le nombre d'intersections par la somme du nombre de choix reçus comme membres de l'élite *et* du nombre de choix hiérarchiques reçus ; nous aurons donc un indice qui traduit grossièrement la probabilité qu'ont un choix hiérarchique donné et un choix d'élite donné d'avoir été adressés à une cible donnée par un même émetteur. Depuis le quartile inférieur jusqu'au quartile supérieur de la distribution des choix hiérarchiques, cette mesure d'intersection se lit comme suit : 0,0 ; 0,025 ; 0,031 ; 0,079. Si l'on ne considère que les individus ayant reçu un nombre élevé de choix comme membres de l'élite (7 ou plus) — qui constituent, après tout, le groupe auquel nous nous intéressons vraiment — on doit regrouper les trop peu nombreux cas des trois quartiles inférieurs, et l'on obtient un indice d'intersection de 0,057 dans ce cas, contre 0,099 pour le quartile supérieur. Il est donc clair que si la hiérarchie construite sur la base de la transitivité des choix asymétriques dyadiques ne rend que partiellement compte de la perception qu'ont les membres du groupe de la composition de l'élite, elle joue son rôle le plus marqué dans le cas des individus qui sont au sommet de cette hiérarchie, en les désignant, à travers diverses chaînes, comme cibles aux choix d'élite de leurs subordonnés.

VI. ÉLITES, CATÉGORIES ET RÉSEAUX

Nous nous sommes intéressé, au cours de cette analyse, au problème de l'inégalité au sein des groupes sociaux telle qu'elle se manifeste dans la distribution des choix sociométriques et des relations sociales que ceux-ci représentent. Nous avons montré que les modèles par catégories ne nous apportent aucune indication qui nous aide à construire une théorie des causes de cette inégalité. Nous avons également montré que même si on se limite à vouloir expliquer les effets de cette inégalité, l'agrégation en catégories de popularité confond plus qu'elle ne révèle ; en particulier, elle ne permet pas l'analyse des réseaux de relations réciproques et de l'arrangement hiérarchique de ce réseau en fonction des choix asymétriques et des chaînes qu'ils forment. En d'autres termes, nous avons montré qu'il faut dépasser la notion de strates sociométriques pour arriver à celle d'élite, c'est-à-dire

d'un ou plusieurs groupes d'individus qui doivent leur position et leur pouvoir non pas à la possession de quelque qualité intrinsèque³⁹, mais à la logique de composition des relations sociales elles-mêmes.

RÉSUMÉ

L'auteur utilise des données sociométriques sur des étudiants du secondaire pour montrer que l'on ne peut étudier adéquatement les relations sociales d'un groupe au moyen de modèles par catégories, et qu'il faut au contraire utiliser des modèles de réseaux sociaux. Prenant comme exemple la notion d'inégalité sociale, il montre que les distributions de popularité sont trompeuses, et qu'il faut, pour définir une réelle hiérarchie des relations sociales, considérer en détails comment ces dernières s'enclenchent les unes dans les autres et forment des chaînes. Il montre enfin comment de telles chaînes rendent partiellement compte de la perception que les individus ont de la stratification au sein de leur propre système social.

ABSTRACT

[*Sociometric Stratification and Social Networks*] The author uses sociometric data on high school students to show that social relationships within groups cannot be adequately studied with categorical models, but that social network models have to be used. Taking as an example the question of social inequality, he shows that popularity distributions are misleading, and that in order to describe the hierarchical arrangement of social relationships, one has to show how the latter compose with one another and form chains. Finally, he shows how such chains partially account for the perception individuals have of stratification within their own social system.

RESUMEN

[*Estratificación sociométrica y canales sociales*] El autor utiliza datos sociométricos, de estudiantes de secundaria, para mostrar que no se puede estudiar adecuadamente las relaciones sociales de un grupo sirviéndose de los modelos por categorías, y que es necesario, al contrario, utilizar los modelos de canales sociales. Tomando como ejemplo la noción de desigualdad social, muestra que las distribuciones de popularidad son engañosas y que es necesario, para definir una verdadera jerarquía de relaciones sociales, considerar en detalle como estas últimas se enlazan las unas dentro de las otras y forman cadenas. Finalmente muestra como esas cadenas rinden parcialmente cuenta de la percepción que, los individuos tienen de la estratificación en el seno de su propio sistema social.

39. Il est clair que de telles qualités intrinsèques servent de fond de scène aussi bien à la conception des élites que propose Coleman qu'au modèle de la distribution de Poisson composée que Rapoport et ses associés suggèrent comme explication de leurs distributions de popularité.