

Recherches sociographiques



La rationalité des étudiants des secteurs scolaires français et anglais : un réexamen

François Béland

Volume 21, numéro 3, 1980

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/055897ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/055897ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département de sociologie, Faculté des sciences sociales, Université Laval

ISSN

0034-1282 (imprimé)

1705-6225 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cette note

Béland, F. (1980). La rationalité des étudiants des secteurs scolaires français et anglais : un réexamen. *Recherches sociographiques*, 21(3), 347–353.
<https://doi.org/10.7202/055897ar>

Résumé de l'article

Les acteurs issus de classes culturelles différentes établissent-ils des stratégies scolaires différentes? Dans la seconde partie d'un article publié récemment dans *Recherches sociographiques*, Alain MASSOT examine les relations entre la classe culturelle des familles des acteurs, leurs résultats scolaires en secondaire V et leurs taux de passage au cégep, en considérant tour à tour deux échantillons d'étudiants tirés des secteurs francophone et anglophone du système scolaire de l'île de Montréal. La question posée par Massot sera reprise ici en élaborant un modèle formel qui peut être soumis à l'épreuve d'un test statistique. Cette façon de procéder permettra de corriger et de préciser certaines de ses conclusions.

LA RATIONALITÉ DES ÉTUDIANTS DES SECTEURS SCOLAIRES FRANÇAIS ET ANGLAIS : UN RÉEXAMEN *

Les acteurs issus de classes culturelles différentes établissent-ils des stratégies scolaires différentes? Dans la seconde partie d'un article publié récemment dans *Recherches sociographiques*,¹ Alain MASSOT examine les relations entre la classe culturelle des familles des acteurs, leurs résultats scolaires en secondaire V et leurs taux de passage au cégep, en considérant tour à tour deux échantillons d'étudiants tirés des secteurs francophone et anglophone du système scolaire de l'Île de Montréal. La question posée par Massot sera reprise ici en élaborant un modèle formel qui peut être soumis à l'épreuve d'un test statistique. Cette façon de procéder permettra de corriger et de préciser certaines de ses conclusions.

1. *L'hypothèse de la rationalité des acteurs*

L'hypothèse de la rationalité des acteurs implique que les résultats scolaires, socialement déterminés bien sûr (392-393)², sont des éléments dans la destinée des étudiants qui font varier leur appréciation des risques et des bénéfices de la fréquentation scolaire. Mais puisque les coûts de la scolarité varient par classes culturelles, à résultats scolaires égaux, la scolarisation sera plus ou moins poussée selon l'appartenance de classe. Par exemple, les étudiants de classe culturelle « supérieure » prendraient des risques moins élevés que les étudiants de classe culturelle « inférieure » en poursuivant leurs études en collège I général. La relation entre classes culturelles et taux de passage variera donc selon les résultats scolaires. Ce rapport conditionnel entre variables est au centre même de l'exposé de Massot. Il découle de l'hypothèse de la rationalité de l'acteur. Nous n'examinerons pas la possibilité qu'il soit aussi la conséquence d'une autre hypothèse.

Ce rapport entre les trois variables peut être analysé par des méthodes statistiques connues (BÉLAND, 1980a; BISHOP *et al.*, 1975; GOODMAN, 1970) qui

* Ce texte n'engage que l'auteur. Le traitement des données a été assumé par la recherche ASOPE. Je souligne l'apport de M. M. DeSève à la rédaction du texte.

1. Alain MASSOT, « Destins scolaires des étudiants de secondaire V. Une analyse comparative des secteurs français et anglais », *Recherches sociographiques*, XX, 3, 1979 : 383-401.

2. Les chiffres entre parenthèses réfèrent aux pages de l'article de Massot (1979).

permettent la construction de modèles formels correspondant à des hypothèses de la nature de celles proposées par Massot.

2. Vérification et relations cruciales

Ce qui nous intéresse ici c'est la capacité des données utilisées par Massot d'appuyer son hypothèse; autrement dit, de démontrer l'existence d'une relation entre classes culturelles et taux de passage en collège I général, qui soit conditionnelle aux résultats scolaires.

Les tableaux 6B et 7B de Massot (395-396) présentent des données nominales qui permettent de construire un tableau de contingence multivarié (tableau 1). Des tableaux de cette nature, lorsqu'ils proviennent d'échantillons tirés au hasard permettent de pratiquer des tests de modèles d'association et d'homogénéité selon la partition du G^2 .³ D'ailleurs, Massot a utilisé les propriétés du χ^2 dans ses tableaux bivariés, négligeant d'utiliser la même

TABLEAU 1

Distribution des étudiants selon leur origine culturelle, leurs résultats scolaires et leur passage en collège I général

N	R	C	Étudiants du secondaire V	
			Secteur français	Secteur anglais
1	1	1	50	124
1	1	2	22	8
1	2	1	99	76
1	2	2	58	22
1	3	1	27	41
1	3	2	65	45
2	1	1	65	54
2	1	2	40	8
2	2	1	89	60
2	2	2	138	19
2	3	1	27	22
2	3	2	117	55
3	1	1	24	111
3	1	2	19	40
3	2	1	30	118
3	2	2	96	97
3	3	1	17	83
3	3	2	110	154

N: classes culturelles: 1 = élevée; 2 = moyenne; 3 = basse.

R: résultats scolaires: 1 = excellents; 2 = moyens; 3 = médiocres.

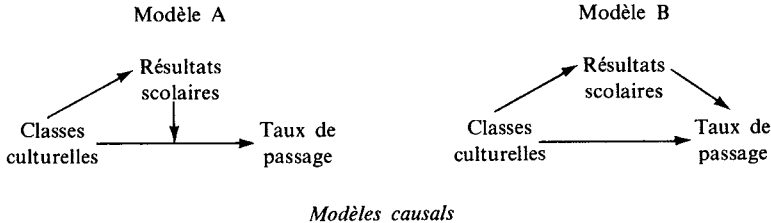
C: passage en collège I général: 1 = oui; 2 = non.

3. Équivalent au χ^2 lorsque le nombre d'observations est grand. χ^2 et G^2 sont distribués comme χ^2 .

procédure pour les tableaux 6B et 7B (395-396) qui pourtant contiennent les données nécessaires à l'examen de relations cruciales pour la théorie de la rationalité de l'acteur.

Le rapport entre les classes culturelles et les résultats scolaires est examiné aux tableaux 6A et 7A (395-396). L'importance de la relation conditionnelle entre classes culturelles et taux de passage fait ensuite l'objet des commentaires des tableaux 6B et 7B. Les relations entre ces trois variables peuvent être illustrées selon deux modèles causals (graphique 1) qui prévoient tous deux que le rapport entre classes culturelles et résultats scolaires est indépendant des taux de passage, tandis que la variation des taux de passage est expliquée par les deux variables précédentes. Dans le modèle A, les résultats scolaires font varier le rapport entre classes culturelles et taux de passage; dans le modèle B, nous avons ce que Massot appelle un modèle causal linéaire (400) selon lequel les effets du niveau culturel et des résultats scolaires s'additionnent les uns aux autres pour influencer le taux de passage au cégep. Le premier modèle suppose que l'interaction entre les variables N, R et C est présente, le second implique l'absence d'interaction d'ordre second. Un test d'hypothèse peut donc être utilisé.

GRAPHIQUE 1



Dans le tableau 2, la première section indique que l'hypothèse voulant que le rapport entre les classes culturelles et les résultats scolaires ne diffère pas d'un échantillon à l'autre, ne peut être rejetée. Cependant, la distribution des classes culturelles et celle des résultats scolaires varient par échantillon. Le seuil de signification habituel de .05 a été choisi. Ce résultat permet d'utiliser un seul tableau pour décrire la distribution conjointe des variables N et R,⁴ plutôt que les deux tableaux 6A et 6B commentés par Massot. La relation entre classes culturelles et résultats scolaires est donc identique dans les systèmes scolaires francophone et anglophone.

4. Dans le cas qui nous préoccupe, la relation entre N et R est la même dans chacun des secteurs d'enseignement. Cependant elle doit être calculée depuis les estimations de chacun des secteurs d'enseignement au tableau 2. Il s'agit d'une application du paradoxe de Simpson (1951).

Les informations permettant d'évaluer la validité des modèles A et B sont contenues dans la deuxième section du tableau 2. Si le modèle 2.2b du tableau 2 qui exprime l'influence conjointe de N et R sur C apparaît statistiquement impossible à rejeter, le modèle 2.2e qui exclut le terme crucial NRC ne peut être rejeté non plus au seuil .05. Cependant, les modèles A et B sont des modèles causaux qui définissent simultanément deux variables dépendantes soient la variable R et la variable C. L'addition des statistiques du modèle 2.1a du tableau 2 et des modèles 2.2b et 2.2e respectivement est donc nécessaire (L.A. GOODMAN, 1979). Il apparaît que seul le modèle A peut être accepté. L'apport du terme d'interaction NRC apparaît aussi significatif (partie 2.3 du tableau 2). Cependant les statistiques G^2 du modèle B et de l'apport spécifique de NRC sont extrêmement près de la valeur normative du $\chi^2_{.05}$. Mais, l'étude des modèles du tableau 2 et de l'apport du terme NRC montre que le modèle A ne peut être rejeté, tandis que celui du modèle B peut l'être.

Jusqu'ici seule a été étudiée et acceptée l'hypothèse dite des stratégies rationnelles sur la base du critère $\chi^2_{.05}$. Les stratégies concrètes des acteurs de différentes classes culturelles n'ont pas fait l'objet de vérification. Elles constituent cependant la base de l'argumentation de Massot qui les tire de l'étude des tableaux 6B et 7B. Dans ce qui va suivre, les stratégies retenues par Massot seront examinées à l'aide du critère $\chi^2_{.05}$. L'importance des associations significatives du modèle 2.2c du tableau 2 constituera le point de départ de cet examen.

TABLEAU 2

Statistiques utilisées pour distinguer les modèles A et B

Modèle	G^2	Degré de liberté	$\chi^2_{.05}$
2.1 Étude du rapport $N \rightarrow R$			
2.1a [NS], RS, NR	9.02	4	9.49
2.2 Étude des modèles A et B			
Signification du modèle A			
2.1a [NS], RS, NR	9.02	4	9.49
2.2b [NRS], NRC, RSC	7.18	6	12.60
2.2c modèle A	16.20	10	18.30
Signification du modèle B			
2.1a [NS], RS, NR	9.02	4	9.49
2.2e [NRS], RSC, NSC	14.88	8	15.50
2.2f modèle B	23.90	12	21.00
2.3 Étude de l'apport de NRC dans le modèle A			
2.3a [NRS], NC, RSC	18.83	10	18.30
2.2b [NRS], NRC, RSC	7.18	6	15.50
Apport de NRC	11.63*	4	9.49

* Significatif à $\alpha = .05$.

TABLEAU 3

Les proportions normalisées

Résultats scolaires	Classe culturelle	PASSAGE EN COLLÈGE I SECTEUR GÉNÉRAL	
		Oui	Non
Excellents	Élevée	58,74	41,26
	Moyenne	47,27	52,73
	Basse	43,98	56,02
Moyens	Élevée	67,59	32,42
	Moyenne	49,85	50,15
	Basse	32,56	67,44
Médiocres	Élevée	60,28	39,72
	Moyenne	46,10	53,90
	Basse	43,62	56,38

3. Les stratégies des acteurs

La signification statistique d'un modèle n'épuise pas son examen. Une relation faible entre variables peut être statistiquement significative, par exemple, si l'échantillon ou les échantillons sont importants. Aussi, la signification statistique doit-elle être examinée conjointement à l'importance de la relation à laquelle elle est associée.

Massot présente deux arguments depuis l'analyse des données. Le premier suppose des différences entre secteurs scolaires français et anglais quant aux relations des classes culturelles aux taux de passage, conditionnellement aux résultats scolaires. Mais le modèle causal 2.2b du tableau 2 implique que NRC ne varie pas significativement par échantillon. Le second argument se base sur l'étude du rapport entre taux de passage et résultats scolaires pour les seules classes culturelles élevées et basses. Il pose que ce rapport est différent pour chacune d'elles. Il reflète cependant l'effet conjoint des valeurs absolues de chacune des variables, l'effet de leurs associations deux par deux en plus de l'effet de l'interaction cruciale NRC pour les deux valeurs extrêmes des classes culturelles. Surtout il tient compte de la différence non significative entre secteurs scolaires français et anglais. Il est possible d'isoler l'interaction NRC (F. MOSTELLER, 1968) en utilisant les effectifs estimés par le modèle 2.2c du tableau 2. Le tableau 3 donne la valeur des proportions normalisées⁵ d'individus

5. Les proportions normalisées sont des statistiques différentes des pourcentages. Ces derniers sont influencés par les valeurs absolues des variables. Les proportions normalisées indiquent l'association entre variables nettes de leurs valeurs marginales absolues. Seule l'association entre les variables définit les proportions normalisées. Donc les proportions du tableau 3 sont : 1) normalisées, seul l'effet de l'interaction NRC du modèle 2.2c est retenu ; 2) conditionnelles, le rapport des origines culturelles aux taux de passage dépend des résultats scolaires et 3) obtenues depuis les effectifs estimés du modèle 2.2c, elles sont donc semblables dans chacun des secteurs scolaires français et anglais.

qui poursuivent ou non leurs études en collège I secteur général selon leurs classes culturelles ; cette relation étant contrôlée pour les résultats scolaires. Il est clair que les proportions d'individus se ressemblent grandement aux deux extrêmes des résultats scolaires. L'avantage d'être de classe culturelle « supérieure » augmente lorsque les résultats scolaires sont moyens, tandis que diminuent les chances relatives des individus de classe culturelle « inférieure » de passer en collège I secteur général si leurs résultats scolaires sont moyens. La conclusion de Boudon reproduite par Massot (1979 : 397) est partiellement vérifiée, mais la réussite ne doit pas être « médiocre » comme l'entend Boudon mais bien « moyenne » comme le laisse entrevoir l'analyse empirique de données montréalaises.

La signification statistique de l'identité des proportions normalisées dans les catégories « excellents » et « médiocres » des résultats scolaires peut être établie en utilisant une hypothèse de quasi-indépendance avec une variable fictive Z qui prend la valeur de 1 lorsque les résultats scolaires sont excellents et médiocres et de 2 lorsqu'ils sont moyens (O.D. DUNCAN, 1975). Le modèle ne peut être rejeté et le rapport entre les estimations et les effectifs observés est excellent ($G^2 = 7.28$, d.l. = 8). Cette amélioration sensible de la valeur comparée du G^2 à celle du $\chi^2_{.05}$ est due à une meilleure spécification de la structure d'association présente dans le tableau original des données (tableau 1). (Pour un autre exemple de l'effet d'une meilleure spécification voir Béland, 1980b). Mais avant d'être retenue, une étude utilisant les données de d'autres échantillons doit être menée pour vérifier cette hypothèse en utilisant la logique formelle du test d'hypothèse.

*
* *
*

La spécification de l'hypothèse principale de Massot a permis de dresser un modèle théorique qui a été soumis à un test d'hypothèse statistique relativement simple, le G^2 , au seuil habituellement choisi, $\alpha = .05$. Des gains secondaires ont cependant été acquis : 1) les relations entre les variables incluses ne se distinguent pas en fonction des secteurs scolaires linguistiques ; 2) les stratégies des acteurs ne diffèrent qu'entre ceux qui ont des résultats scolaires moyens, d'une part, et ceux qui obtiennent des résultats excellents ou médiocres, d'autre part. Donc, il y a une même inégalité des chances des classes culturelles lorsque les résultats scolaires sont excellents ou médiocres, même si, en chiffres absolus, plus d'étudiants qui obtiennent des résultats scolaires excellents plutôt que médiocres accèdent au collège I secteur général ; et 3) la spécification adéquate de la structure d'interaction laisse entrevoir la possibilité de reproduire par un modèle simple les distributions d'effectifs observés.

L'analyse des données de Massot selon la logique formelle du test d'hypothèse a non seulement permis d'accepter le modèle construit à partir de ses indications, mais il y a eu : 1) une simplification des interactions à considérer, d'où parcimonie ; et 2) spécification d'une, et d'une seule, stratégie concrète des acteurs située en continuité avec certaines théories élaborées à cet égard.

La thèse de la rationalité des acteurs est acceptée seulement si l'on croit qu'aucun autre cadre théorique ne permet de déduire le modèle vérifié ici. Et c'est là tout le champ de questions méthodologiques encore plus importantes que ce qui a été discuté ici.

François BÉLAND

*Ministère des affaires sociales,
Gouvernement du Québec.*

BIBLIOGRAPHIE

- BÉLAND, F., « ANHOMY : un programme en APL pour l'analyse log-linéaire des tableaux de contingence », *Les Cahiers d'ASOPE*, VII, 1980a.
- BÉLAND, F., *Une étude de la mobilité sociale au Québec et une méthode d'analyse statistique : des résultats divergents*, Québec, 1980b, (manuscrit).
- BISHOP, Y.M.M., S.E. FIENBERG et P.W. HOLLAND, *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice*, Cambridge, MIT Press, 1975.
- DUNCAN, O.D., « Partitioning polytomous variables in multiway contingency analysis », *Social Science Research*, IV, 3, 1975 : 167-182.
- GOODMAN, L.A., « The multivariate analysis of qualitative data : interactions away multiple classifications », *Journal of the American Statistical Association*, LXV, 329, 1970 : 226-256.
- GOODMAN, L.A., « A brief guide to the causal analysis of data from surveys », *American Journal of Sociology*, LXXXIV, 5, 1979 : 1078-1095.
- MASSOT, A., « Destins scolaires des étudiants de secondaire V. Une analyse comparative des secteurs français et anglais », *Recherches sociographiques*, XX, 3, 1979 : 383-402.
- SIMPSON, E.M., « The interpretation of interaction in contingency tables », *Journal of the Royal Statistical Society*, série B, 2, 1951 : 238-241.