

## Réplique — Vers une confirmation de l'hypothèse des délais Reply - Towards a Confirmation of the Time-lag Hypothesis

Jean RENAUD, Paul BERNARD et Monique BERTHIAUME

Volume 16, numéro 2, octobre 1984

Sociétés et vieillissement

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/001619ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/001619ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Les Presses de l'Université de Montréal

ISSN

0038-030X (imprimé)

1492-1375 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

RENAUD, J., BERNARD, P. & BERTHIAUME, M. (1984). Réplique — Vers une confirmation de l'hypothèse des délais. *Sociologie et sociétés*, 16(2), 136–139. <https://doi.org/10.7202/001619ar>

*Sociologie et sociétés*, vol. XVI, n° 2, octobre 1984, p. 136-139.

## RÉPLIQUE

### VERS UNE CONFIRMATION DE L'HYPOTHÈSE DES DÉLAIS

Jean Renaud

Paul Bernard

et Monique Berthiaume

François Béland met en doute une partie des interprétations que propose notre texte de 1980. À l'appui de ses affirmations, il apporte parfois des indications précises, qui militent cependant en faveur de notre hypothèse; le plus souvent, toutefois, il se limite à des suggestions heuristiquement intéressantes, mais impertinentes pour l'analyse. À tout événement, un nouvel examen des données met en échec la formalisation que Béland propose et fournit au contraire une confirmation et un raffinement de notre modèle initial.

Il y a trois façons d'aborder le problème de la multicollinéarité. La première se préoccupe de la singularité de la matrice de corrélation; les calculs mêmes de Béland démontrent que nos données satisfont très largement le critère défini par Rockwell (1975) à la suite de Haitovski. La deuxième consiste à appliquer une règle pragmatique comme celle que recommande Heise (1969): qu'aucune corrélation ne soit extrêmement forte. De nombreux chercheurs ont retenu un seuil maximum de 0,800. Dans le cas de nos données, les corrélations entre qualification et statut atteignent seulement 0,702 au premier emploi et 0,743 à 35 ans. D'ailleurs, les deux statuts successifs corrélaient à 0,699, ce qui est très voisin, et personne ne songerait cependant à demander que l'on retire de la circulation ces chevaux de force de tous les modèles d'acquisition de statut. Pourquoi? Parce que cette relation fait sens, parce que l'abandonner signifierait renoncer à toute une tradition d'analyse des carrières.

Ceci nous amène à parler de la troisième approche de la multicollinéarité, beaucoup plus fondamentale, celle qu'a soutenu Gordon dès 1968 dans un article resté célèbre: comme tout problème méthodologique, la multicollinéarité est avant tout une question théorique. Parlant du contrôle multivarié, il affirme:

*The object, of course, is not simply to destroy an observed relationship but, rather, to see whether it can be destroyed by controlling for a variable that has been hypothesized to be potentially relevant and conceptually distinct within the theoretical context in which one has chosen to operate. Without a theory, however, there is no way of telling what is conceptually distinct and what is not (1968: 593).*

Il est évident que notre démarche esquive cette critique, puisqu'elle se donne explicitement pour objet de tirer au clair théoriquement et empiriquement les rapports entre la qualification d'une part, et les autres caractéristiques des emplois de l'autre.

Cette distinction semble avoir échappé à Béland, qui affirme que «la théorie de RBB (...) suppose des mouvements différents de la qualification professionnelle et de l'occupation détenue». La mesure de la qualification que les données disponibles nous permettent d'effectuer passe de fait par les quelque 600 titres occupationnels que nous utilisons. La qualification ne peut donc être indépendante de l'occupation, mais, elle peut varier par rapport au statut de l'occupation, qui est

Par ailleurs, le coefficient de corrélation multiple entre SSE1 et l'ensemble des autres variables indépendantes est de .800, encore une fois, le coefficient de corrélation multiple le plus important parmi ceux que l'on peut obtenir des variables indépendantes. Il faut cependant remarquer qu'aucun des coefficients n'est inférieur à .650 sauf celui du REV1 qui n'est que de .288. Ce qui suggère soit une très importante unité conceptuelle entre les éléments de formation, de qualification professionnelle et de prestige de l'occupation, soit certaines difficultés propres aux instruments de mesure employés par RBB. Une analyse des composantes principales de la matrice de corrélation des variables indépendantes FG, FP, PPS1, SSE1, REV1 et SSE35 associe l'ensemble de ces variables dans un seul facteur sauf REV1 qui se constitue en facteur isolé. Ces deux facteurs comptabilisent 72% de la variance de la matrice de corrélation. Cette analyse ne se veut qu'une illustration des identités qui existent soit entre les concepts, soit entre les instruments de mesure utilisés. Nous ne suggérons aucunement le remplacement des six variables indépendantes par les deux facteurs dans une étude de la variation des SSE35.

### CONCLUSION

Après avoir consacré deux des cinq pages de leur article qui explicitent les cheminements de causalité au thème de l'effet négatif de PPS1 sur SSE35, RBB abandonnent ce thème dans leur conclusion. Pourtant, une interprétation substantielle de cet effet aurait permis de les qualifier quelque peu.

Quatre énoncés résument les résultats de l'analyse. Les deux premiers, qui nous concernent, sont fondés uniquement sur les corrélations entre variables plutôt que sur les cheminements de causalité: 1) la carrière préserve l'ordre créé par l'école, 2) elle est un système d'imposition de l'ordre créé par l'école, 3) l'association entre qualification et statut d'emploi est invariante et, 4) la carrière est un système où les rapports entre les qualifications d'une part et le statut d'emploi et le revenu d'autre part s'accroissent. Dans la mesure où un groupe de travailleurs parmi les moins qualifiés, réussissent à atteindre un statut d'emploi plus élevé que la moyenne, la détermination mutuelle de l'école et de la carrière n'apparaît plus si absolue. Il y a donc espoir pour les non qualifiés puisque, qui ne s'instruit ou ne se qualifie pas, peut s'enrichir quand même. Ce qui, pour la C.E.C.M. et le Conseil du patronat, qui sont cités au début et à la fin de l'article, peut paraître comme une bonne nouvelle malgré les commentaires d'une autre nature de la part des auteurs.

Il faut retenir de nos critiques qu'il y a deux façons d'interpréter le signe négatif du coefficient de régression multiple, ou coefficient de cheminement de causalité entre PPS1 et SSE35: 1) une interprétation substantielle qui requiert de nouvelles données de base analysées à l'aide d'un modèle d'analyse des résidus conforme à l'hypothèse des délais et des vacances d'emplois tel que proposé plus haut, ou 2) une interprétation plus statistique: il s'agit là d'un effet de multicollinéarité, le coefficient étant biaisé et instable. En regard de la lecture de l'inverse de la matrice de corrélation, la référence des auteurs à la reproduction de ce signe négatif lorsque l'échantillon est divisé en cohortes d'âge différent n'est pas convaincante (46, note 6)<sup>3</sup>. Si l'examen des nouvelles données ne permet pas de soutenir l'existence d'un modèle conforme à l'hypothèse des délais, quoique l'effet négatif se reproduise, l'utilisation de la régression par crête (*ridge regression*, Fenessey et D'Amico, 1980; voir aussi Gunst et Mason, 1977), peut être justifiée. Quoique les coefficients seront biaisés, ils pourront atteindre une certaine stabilité, l'effet négatif de PPS1 sur SSE35 disparaîtra probablement et surtout, les différences conceptuelles importantes entre les dimensions de l'occupation seront préservées. Mais, en l'état actuel des choses, l'analyse de la matrice de corrélation du tableau 1 par RBB, ne permet pas de soutenir leur hypothèse des délais.

### BIBLIOGRAPHIE

- BERK, K.E., (1977), «Tolerance and Condition in Regression Computation», *Journal of the American Statistical Association*, 72: 863-866.
- BLAU, P.M., et O.D. DUNCAN (1967), *The American Occupational Structure*, New York, Wiley.
- BLISHEN, B.R. et H.D. McROBERTS (1976), «A Revised Socio-economic Index for Occupations», *Canadian Review of Sociology and Anthropology*, 13.

3. L'effet de multicollinéarité est surtout relié à la valeur de  $C^{34}$ , soit l'inverse de la matrice de corrélation aux variables PPS1 et SSE1. Que cette valeur soit stable pour plusieurs cohortes n'est guère surprenant puisque la qualification (PPS1) est mesurée depuis les emplois. Le rapport d'une qualification à un emploi spécifique étant constant quelque soit la cohorte.

l'enjeu de notre analyse; c'est d'ailleurs pourquoi on obtient entre les deux variables des corrélations bien inférieures à l'unité. Il y a donc des occupations qui sont relativement bien pourvues de statut par rapport à leur niveau de qualification, et vice versa. C'est l'examen des règles d'accès à ces emplois qui nous a conduit à formuler l'hypothèse des délais. La vérification de celle-ci, une fois passé le test de Haitovski, ne peut se faire sur des bases techniques; elle exige qu'on examine le sens théorique des relations entre ces deux variables, ce qui nous amène à discuter la première partie de l'article de Béland.

Les trois premiers graphiques de Béland sont évocateurs, mais malheureusement dépourvus de toute signification opérationnelle. Sur quelle base pourrions-nous décider, au vu d'un diagramme de dispersion comme le graphique 1 par exemple, que nous nous trouvons bien en présence du modèle proposé par l'auteur? Le cheminement des moyennes du statut à 35 ans pour les diverses valeurs de la qualification au premier emploi ne peut bien sûr reproduire la bifurcation entre groupes a et b qui est recherchée. Ce n'est pas non plus affaire de diminution de la variance de la gauche à la droite du graphique; l'ensemble de nos hypothèses, y compris celle des délais, ne suppose en rien que le statut à 35 ans est plus homogène pour ceux qui commencent leur carrière dans un emploi fortement qualifié<sup>1</sup>, étant donné l'influence des autres variables en jeu dans le modèle et même hors de lui. La détection de deux groupes aux pentes différentes serait possible si l'on définissait *a priori* un critère extérieur de distinction, ce sur quoi Béland demeure muet.

Examinons donc directement ce qui est à la source même du débat, c'est-à-dire la *relation partielle* entre le statut à 35 ans (SSE35) et la qualification du premier emploi (PPS1) contrôlée pour l'éducation (FG et FP), la qualification exercée à 35 ans (PPS35) et le statut du premier emploi (SSE1). Seule cette relation partielle — et d'aucune façon les relations brutes (graphique 1 de Béland) ou semi-partielles (graphiques 2 et 3) — est négative et suggère par là l'hypothèse de délais. Cette relation peut être isolée, pour fins d'examen plus approfondi: elle n'est rien d'autre que celle unissant les résidus de SSE35 (ou R35), obtenus lorsqu'on défalque de la variation de SSE35 les effets des quatre prédicteurs autres que PPS1, aux résidus de PPS1 (ou R1), obtenus lorsqu'on défalque de la variation de PPS1 ce qui est commun avec les quatre autres prédicteurs de SSE35<sup>2</sup>.

À quoi s'attend-t-on en fonction de l'hypothèse des délais? Essentiellement à deux choses. D'abord à ce que cette relation partielle ne soit pas parfaitement linéaire, c'est-à-dire que le processus ne soit pas le même aux diverses valeurs de R1 (PPS1 *partialisé*) afin que pour certaines portions la courbe soit négative alors qu'aux autres portions elle ne le serait pas ou ne le serait que faiblement. On s'attend également à ce que les travailleurs peu qualifiés sur PPS1 soient surreprésentés dans la portion négative de la courbe. Ce n'est qu'en satisfaisant simultanément à ces deux conditions qu'on pourra conclure à la justesse de notre hypothèse originale:

certains travailleurs peu qualifiés attendront une vacance pour entrer dans un emploi ne requérant pas nécessairement plus de qualification que ce qu'ils possèdent déjà, mais conférant un statut plus élevé — pensons par exemple à plusieurs emplois du secteur public. Le même effet négatif semble indiquer que cette voie de promotion suivant le principe du « pied de grue » ne s'applique pas aux travailleurs dont le premier emploi était plus qualifié (p. 48).

La première condition est satisfaite, comme l'illustre le graphique ci-dessous<sup>3</sup>. On y voit que la relation estimée est positive pour les faibles valeurs de PPS1 partialisé (R1), négative pour la partie médiane de la courbe et presque nulle par la suite.

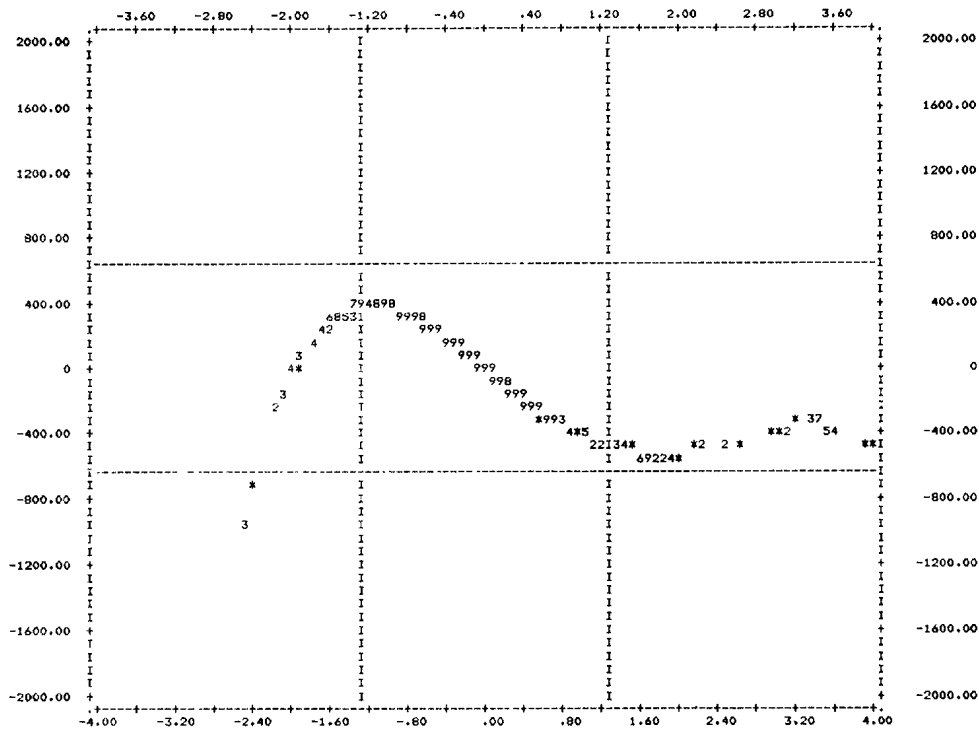
Contrairement à ce que fait Béland à son graphique 4, rien ne nous permet d'identifier directement sur cette courbe des groupes de travailleurs: ce serait négliger son trait fondamental qui est d'être une relation *partielle*, une fois contrôlés tous les autres processus. Les travailleurs peu qualifiés peuvent *a priori* se retrouver n'importe où sur cette courbe. Pour identifier où ceux-ci tendent à se situer, il suffit de croiser la variable originale PPS1 à la variable R1 trichotomisée

<sup>1</sup> Soulignons d'ailleurs que les variances de PPS35 sont à peu près les mêmes pour toutes les valeurs de PPS1, sauf dans le cas de la catégorie la plus élevée, où elle fléchit un peu. Cette catégorie ne contient qu'un peu plus de 4% des cas. Il ne semble donc pas y avoir de problème majeur d'hétéroscédasticité.

<sup>2</sup> On aura donc:  $R35 = SSE35 - (a_1 + b_1FG + b_2FP + b_3SSE1 + b_4PPS35)$ ;  $R1 = PPS1 - (a_2 + b_3FG + b_6FP + b_7SSE1 + b_8PPS35)$ .

<sup>3</sup> La relation estimée ( $R = 0,31$ ) est donnée par l'équation:  $R35 = -4,87 - 490,81 R1 + 93,69 R1^3 - 17,67 R1^4$ .

Diagramme de dispersion exprimant la relation entre les résidus de SSE35 (R35, axe vertical) et ceux de PPS1 (R1, axe horizontal)



(portion montante, descendante ou plate de la courbe). Le résultat, qui se trouve dans le tableau ci-dessous, satisfait à notre deuxième condition: les travailleurs peu qualifiés au premier emploi se retrouvent disproportionnellement dans la portion négative de la courbe alors que les travailleurs jouissant d'une qualification moyenne ou supérieure tendent à se retrouver respectivement dans la portion ascendante ou plate de celle-ci. L'hypothèse des délais d'attente pour les travailleurs exerçant une faible qualification en début de carrière s'en trouve en conséquence singulièrement renforcée.

Tableau 1

Position sur la courbe reliant les résidus de SSE35 (R35) et ceux de PPS1 (R1) selon la qualification professionnelle au premier emploi (PPS1)

Position sur la courbe reliant R35 à R1	PPS1								Ensemble
	Aucune préparation	De un jour à un mois	De un à trois mois	De trois à six mois	De six mois à un an	De un an à 2 ans	De 2 à 4 ans	De 4 à 10 ans	
Première position (ascendante, $R1 \leq -1$ )	5,4%	3,2	12,9	17,8	13,2	14,3	3,6	0	10,6
Deuxième position (descendante, $-1 < R1 \leq 1,2$ )	87,5	80,6	74,9	65,9	72,4	46,0	74,5	0	66,8
Troisième position (plate, $R1 > 1,2$ )	7,1	16,3	12,2	16,4	14,4	39,7	21,8	100,0	22,6
Ensemble	100,0% (58)	100,0 (139)	100,0 (177)	100,0 (142)	100,0 (84)	100,0 (143)	100,0 (64)	100,0 (36)	100,0 (843)

La forme linéaire que nous forçait à utiliser le contexte de l'analyse des cheminements de causalité décrivait donc correctement, dans son ensemble, l'effet net négatif de PPS1 sur SSE35. L'emploi d'une polynomiale nous a permis de raffiner l'hypothèse des délais, de spécifier son point d'application, et celui-ci correspond bien à ce que nous avons prédit.

Les résultats de notre recherche sont donc toujours valables: l'école est la grande ordinatrice des carrières, d'une part en régissant l'accès aux positions qualifiées, qui sont le plus souvent les mieux rémunérées symboliquement et matériellement, d'autre part en influençant directement, plutôt qu'à travers la qualification, ce niveau de rémunération. À côté de ce circuit il en existe un autre, beaucoup moins puissant mais néanmoins réel, permettant de mettre à profit, après certains délais, des vacances dans des emplois dont le niveau de statut est relativement plus élevé que la qualification. Jusqu'à plus ample information, nous ne voyons pas de raison de modifier ces conclusions. Bien au contraire.

#### *Bibliographie*

- Gordon, R.A., «Issues in Multiple Regression», *American Journal of Sociology*, 73, 1968, p. 592-616.
- Heise, D.R., «Problems in Path Analysis and Causal Inferences», in F.F. Borgatta (édit.), *Sociological Methodology*, San Francisco, Jossey-Bass, 1969, p. 38-73.
- Renaud, J., P. Bernard et M. Berthiaume, «Éducation, qualification professionnelle et carrière au Québec», *Sociologie et sociétés*, 12, 1980, p. 23-52.
- Rockwell, R.C., «Assessment of Multicollinearity: The Haitowsky Test of the Determinant», *Sociological Methods and Research*, 3, 1975, p. 308-320.