L'Actualité économique

Estimation comparative des rendements des facteurs de production dans le secteur hospitalier canadien

Richard G. Zind et J. Doutriaux

Volume 56, numéro 4, octobre–décembre 1980

URI : https://id.erudit.org/iderudit/600949ar
DOI : https://doi.org/10.7202/600949ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cette note

Zind, R. G. & Doutriaux, J. (1980). Estimation comparative des rendements des facteurs de production dans le secteur hospitalier canadien. *L'Actualité économique*, *56*(4), 611–617. https://doi.org/10.7202/600949ar

NOTE

Estimation comparative des rendements des facteurs de production dans le secteur hospitalier canadien

I. *Introduction*

À un niveau d'agrégation élevé, les fonctions de production groupent souvent au sein d'un facteur donné un sous-ensemble de facteurs non homogènes. Des changements dans la proportion, dans la composition ou dans la productivité des sous-ensembles peuvent donner lieu à des variations dans le niveau de production sans toutefois affecter le niveau agrégé du facteur. Nous mesurons les variations de production qui ont lieu dans le temps, par l'instrument d'une variable t (pour le temps ou la technologie), que nous incorporons à la fonction de production. Les déplacements de cette fonction dus à t reflètent des changements de production qui ont lieu alors que les niveaux des facteurs demeurent inchangés [1].

La productivité d'un facteur de production agrégé ou « générique » est fonction de la productivité des sous-ensembles de facteurs qui le constituent. Alors que le rendement de chacun des sous-ensembles est souvent observable et mesurable, celui du facteur générique dont ils font partie ne l'est pas toujours. Ainsi, alors qu'on peut identifier la productivité de différents groupes d'employés, d'ouvriers et de cadres travaillant dans une entreprise, celle du facteur générique « main-d'oeuvre » qui représente leur intégration n'est pas directement mesurable. Dans le cadre de la présente étude, nous établissons une relation fonctionnelle entre les facteurs génériques et les sous-ensembles qui les constituent et nous obtenons des estimations quantitatives des effets de la technologie et du rendement des sous-ensembles sur le rendement des facteurs génériques. Nos calculs sont effectués en termes des taux de croissance des variables [2].

Nos estimations quantitatives reposent sur des données tirées du secteur hospitalier canadien. Pour le cas du facteur générique

---

1. Pour plus de détails, voir Zind et Doutriaux (références, p. 617)

2. Le taux de croissance de la productivité d'un facteur de production I est défini comme la différence entre le taux de croissance du niveau de production Y et celui de ce facteur:

$$\frac{dY/dt}{Y} - \frac{dI/dt}{I} \text{ ou encore } \hat{Y} - \hat{I}$$

« main-d'oeuvre », par exemple, nous avons retenu trois sous-ensembles, notamment les médecins, les infirmières, et le reste de l'effectif hospitalier.

Il est difficile de « mesurer » le niveau de production d'un secteur de services tel que celui des hôpitaux. En plus des soins dispensés aux malades, les hôpitaux offrent une multitude de services tels que la recherche, l'éducation, la formation professionnelle et la médecine préventive. Au Canada, un malade paie rarement pour les frais de traitement, ceux-ci étant couverts en grande partie par le gouvernement. Les coûts encourus par les hôpitaux ne peuvent logiquement pas représenter le niveau (et la qualité) des services rendus. En fait, il n'existe aucune mesure unidimensionnelle qui tienne compte de l'ensemble des activités d'un hôpital.

Pour les besoins de notre étude, nous avons pris comme approximation du niveau de production un indice pondéré du nombre de cas traités dans les hôpitaux[3]. La pondération est faite à l'aide d'un indice (1961 = 100) du coût par journée d'hospitalisation exprimé en dollars constants (c.à.d. ajusté par l'indice des prix des services de santé)[4].

Dans la section II nous indiquons deux équations fondamentales que nous utilisons pour l'estimation empirique du modèle. Les résultats de l'estimation sont donnés et analysés dans la section III et sont suivis de conclusions, dans la quatrième section.

II. *Équations fondamentales et estimation des paramètres*

Les deux facteurs agrégés de production, la main-d'oeuvre et le capital, sont dénotés respectivement par L et K. Pour L nous avons retenu trois sous-ensembles à savoir les médecins, L_1, les infirmières, L_2, et le reste de la main-d'oeuvre hospitalière, L_3. Pour K, trois sous-ensembles ont également été retenus, à savoir les bâtiments, K_1, les machines et équipements, K_2, et le capital roulant, K_3. La production hospitalière est dénotée par Y et le nombre d'hôpitaux par N. Nous adoptons le signe « $\wedge$ » pour dénoter le taux de croissance d'une variable, soit pour $\hat{L} = \frac{dL/dt}{L}$, et pour le terme composé

3. Presque tous les articles indiqués en références s'adressent au problème de l'évaluation du « niveau de production » des hôpitaux. Une des mesures les plus utilisées est le « nombre de jours d'hospitalisation ». Aux États-Unis, des indices pondérés de tous les services offerts par les hôpitaux ont été développés par Saathoff et Kurtz et par Cohen. Des indices du même type ont été développés au Canada par Fraser et par Evans et Walker. Dans notre étude, nous avons suivi l'exemple de Feldstein et avons utilisé le nombre de cas traités pour représenter le niveau d'activité du secteur hospitalier.

4. Le coût par journée d'hospitalisation a été utilisé pour mesurer la « qualité » des services offerts. Pour une discussion détaillée de cette approximation, voir Newhouse et Nicholson.

$$\hat{L}_{12} = \frac{dL_1/dt + dL_2/dt}{L_1 + L_2}.$$

À partir d'une fonction néo-classique de production que nous supposons être homogène d'un degré r et de fonctions sous-jascentes groupant les sous-ensembles des facteurs L et K nous obtenons les deux équations fondamentales suivantes[5] :

$$\begin{aligned}\hat{Y} - \hat{L} &= \alpha_0 + \alpha_1(\hat{L}_{12} - \hat{L}_3) + \alpha_2(\hat{L}_1 - \hat{L}_2) + \alpha_3(\hat{K}_{12} - \hat{K}_3) \\ &+ \alpha_4(\hat{K}_1 - \hat{K}_2) + \alpha_5(\hat{K} - \hat{L}) + \alpha_6(\hat{L} - \hat{N}) + \alpha_7\left(\frac{1}{Y}\right) + \varepsilon_1 \end{aligned} \qquad (1)$$

$$\begin{aligned}\hat{Y} - \hat{K} &= \beta_0 + \beta_1(\hat{L}_{12} - \hat{L}_3) + \beta_2(\hat{L}_1 - \hat{L}_2) + \beta_3(\hat{K}_{12} - \hat{K}_3) \\ &+ \beta_4(\hat{K}_1 - \hat{K}_2) + \beta_5(\hat{L} - \hat{K}) + \beta_6(\hat{K} - \hat{N}) + \beta_7\left(\frac{1}{Y}\right) + \mu_1 \end{aligned} \qquad (2)$$

Les variables qui apparaissent dans les équations (1) et (2) sont directement observables et mesurables et nous pouvons donc estimer leurs paramètres en utilisant un modèle de régression linéaire. Les données pour l'ensemble du secteur hospitalier canadien couvrant les années 1953-1973 furent obtenues de la Division des hôpitaux de Statistiques Canada.

La main-d'oeuvre est exprimée en personnes-années et le capital en dollars de valeur constante.

Les estimées apparaissent au tableau 1.

III. *Analyse des résultats statistiques*

La correspondance entre la formulation mathématique d'un modèle et les résultats empiriques ne prouve pas l'exactitude des fondements théoriques du modèle mais confirme sa cohérence interne. Sur la base d'une comparaison des équations (1) et (2), nous nous attendons à ce que les α_i et les β_i aient les mêmes valeurs, à l'exception de α_5 et β_5. De plus, comme $\alpha_5 + \beta_5 = r$ (le degré d'homogénéité de la fonction de production) et comme $\alpha_6 = \beta_6 = 1 - r$, nous devrions avoir $\alpha_5 + \beta_5 = 1 - \alpha_6 = 1 - \beta_6$. Les résultats qui apparaissent au tableau 1 confirment ces relations[6].

5. Un modèle du secteur manufacturier groupant deux sous-ensembles pour chaque facteur est présenté dans l'étude de H. Postner (1971).

6. Les résultats empiriques correspondent exactement aux relations théoriques. Afin de vérifier plus en profondeur les équations, la même étude a été refaite en utilisant un indice pondéré des journées d'hospitalisation pour estimer le niveau de production du secteur hospitalier. De nouveau, les résultats empiriques et théoriques ont montré une grande correspondance, mais avec un R^2 un peu moins élevé.

TABLEAU 1

RÉSULTATS STATISTIQUES

Taux de croissance de la productivité du travail $(\hat{Y}-\hat{L})$ Équation (6)			Taux de croissance de la productivité du capital $(\hat{Y}-\hat{K})$ Équation (7)		
Paramètre	Valeur estimée	Écart type	Paramètre	Valeur estimée	Écart type
0	.0805*	.0219	0	.0805*	.0219
1	-1.7848*	.3297	1	-1.7848*	.3297
2	- .3232*	.1348	2	- .3233*	.1348
3	- .3416*	.1494	3	- .3416*	.1494
4	.6897*	.3294	4	.6897*	.3294
5	.5292	.4481	5	.1106	.3438
6	- .3602	.5067	6	- .3602	.5067
7	.1369	.1078	7	.1369	.1078

* significatif au niveau de 5%

Il est bien connu que lorsqu'on contraint une droite de régression à passer par l'origine, les propriétés des moindres-carrés et les tests statistiques standards de la régression ne sont plus valables. Nous avons donc ajouté deux termes constants (α_0, β_0) aux équations ; ils représentent une partie des variations non expliquées par les autres variables indépendantes. Les valeurs empiriques obtenues pour ces deux constantes sont significativement différentes de zéro et positives.

Les coefficients α_1, α_2, β_1, et β_2 sont reliés aux deux premiers termes de main-d'oeuvre qui mesurent la contribution du taux de croissance de la « qualité », ou rendement, de l'effectif humain à $(\hat{Y}-\hat{L})$ et à $(\hat{Y}-\hat{K})$. La contribution du taux de croissance de la « qualité » du capital est donnée par les termes associés aux coefficients α_3, α_4, β_3 et β_4. Par définition, les coefficients α_i et β_i, $i = 1, \ldots, 4$ représentent la différence de rendement des sous-ensembles de facteurs auxquels ils sont reliés.

Ainsi, le signe négatif de α_1 ($= \beta_1$) indique que L_3, qui groupe « le reste de la main-d'oeuvre hospitalière » a joui en moyenne (durant la période 1953-1973) d'un rendement supérieur à celui de L_{12}, qui groupe les médecins et infirmières. Ce résultat inattendu peut refléter en partie l'évolution de la composition du « reste de la main-d'oeuvre hospitalière » qui, au cours de la période de l'étude, a inclus un nombre accru de spécialistes à haute productivité comme les pharmaciens, thérapeutes, psychologues, etc. Il peut aussi être dû à l'augmentation dans le rapport médecins-infirmières qui a réduit la croissance de la productivité de ce groupe (voir le paragraphe qui suit). Comme $\hat{L}_3 > \hat{L}_{12}$, le signe négatif du coefficient indique que l'effet total sur $(\hat{Y}-\hat{L})$ et sur $(\hat{Y}-\hat{K})$ est positif.

Pour α_2 et β_2, nous obtenons également un résultat inattendu, à savoir un signe négatif pour ces coefficients, qui implique que le taux de croissance du rendement des « infirmières » a été supérieur à celui des médecins. Ceci peut être dû aux responsabilités accrues confiées aux infirmières, à la forte complémentarité entre les fonctions de ces dernières et celles des médecins et à l'accroissement plus rapide du nombre de médecins ($\hat{L}_1 > \hat{L}_2$). Le signe négatif du coefficient implique un effet également négatif sur $(\hat{Y}-\hat{L})$ et sur $(\hat{Y}-\hat{K})$.

Il n'est pas surprenant que α_3 ($= \beta_3$) soit négatif, reflétant le fait que le capital roulant est plus productif que le groupe « bâtiments -machines et équipements ». À l'encontre du capital roulant, le capital fixe manque de flexibilité et s'ajuste mal aux fluctuations à court terme. La rubrique bâtiment est un indice du nombre de lits et dans le sous-ensemble « bâtiments-machines et équipements » la productivité des bâtiments a été plus élevée que celle des machines-équipements, ainsi que le témoigne le signe positif du coefficient α_4 ($= \beta_4$).

Comme il fallait s'y attendre les valeurs estimées pour α_5 et β_5 sont positives; elles représentent les parts de la production allouées respectivement au capital et à la main-d'oeuvre.

La valeur estimée pour α_6 ($= \beta_6$) est $-$ .3602. Comme ce coefficient représente $(r - 1)$, le degré d'homogénéité, r, de la fonction de production est .6398, ce qui correspond à la somme $\alpha_5 + \beta_5 = .5292 + .1106$. La valeur estimée pour α_6 n'est pas significativement différente de zéro et il n'est donc pas possible de rejeter l'hypothèse que la fonction de production est homogène du premier degré.

La valeur estimée pour α_7 (et β_7) indique qu'environ 14% des changements des taux de croissance de la productivité de la main-d'oeuvre et du capital peuvent être attribués à un progrès technologique neutre qui affecte également tous les facteurs de production.

IV. *Conclusions*

Nous avons consacré notre attention dans cette étude à une analyse des taux de croissance de la productivité de la main-d'oeuvre et du capital dans le secteur hospitalier canadien. Les coefficients α_5 et β_5 représentent la part de production attribuable respectivement au capital et à la main-d'oeuvre. Comme $\alpha_5 > \beta_5$ et que $\hat{L} > \hat{K}$, il est probable que dans son ensemble le capital a eu un rendement supérieur à celui de la main-d'oeuvre. Ceci peut être dû en partie aux innovations technologiques incorporées aux nouveaux capitaux acquis et en partie à la sous-estimation de la valeur du capital qui est souvent mesurée en termes de coût historique plutôt que de coût de remplacement.

Au cours de la période étudiée, 1953-1973, la rubrique « machine et équipements » a accusé une productivité plus basse et un taux de croissance plus élevé que la rubrique « bâtiments-lits », renforçant ainsi la notion très répandue du sous-emploi et de la duplication entre les hôpitaux d'équipements sophistiqués et coûteux[7].

Si la rémunération des facteurs de production est un reflet de leur rendement, on conclurait que la productivité des médecins est grandement supérieure à celle des infirmières. L'inverse est toutefois suggéré par le signe négatif obtenu pour α_2 ($= \beta_2$). En général, l'utilisation accrue d'un facteur de production tend à réduire son rendement et à augmenter la productivité des facteurs qui lui sont complémentaires. Ici, on peut donc supposer que le coefficient négatif est dû à la forte complémentarité entre les deux groupes, et à l'augmentation plus rapide du nombre de médecins.

La valeur obtenue pour α_6 ($= \beta_6$) est négative, ce qui semble indiquer que le degré d'homogénéité de la fonction de production est inférieur à l'unité. En termes d'efficacité économique, ceci implique que la taille de l'hôpital type est supérieure à la taille optimale et qu'en conséquence son fonctionnement est sujet à des rendements décroissants. Toutefois, cette conclusion est sujette à caution par suite du fait que, bien que négative, la valeur de α_6 n'est pas significativement différente de zéro. Des études plus poussées de rendement d'échelle devraient permettre une évaluation plus sûre de la taille optimale dans le secteur hospitalier au Canada.

Richard G. ZIND
J. DOUTRIAUX
Faculté d'administration
Université d'Ottawa

---

7. Pour plus de détails, voir Newhouse.

RÉFÉRENCES

1. COHEN, H.A. « Variations in Cost Among Hospitals of Different Sizes », *Southern Economic Journal*, 33, janvier 1967, pp.355-366.

2. EVANS, R.G. and H.D. WALKER, « Information Theory and the Analysis of Hospital Cost Structure », *The Canadian Journal of Economics,* V. août 1972, pp. 388-418.

3. FELDSTEIN, M. *Economic Analysis for Health Service Efficiency*, Amsterdam, 1967.

4. FELDSTEIN, M. « Hospital Cost Inflation : A Study of Nonprofit Price Dynamics », *Amer. Econ. Rev.*, déc. 1971, 61, pp. 853-872.

5. FRASER, R.D. *Canadian Hospital Costs and Efficiency*, Special Study No. 13, Economic Council of Canada (Ottawa, 1971).

6. LAVE J.R. and L.B. LAVE, « Hospital Cost Functions », *Amer. Econ. Rev.*, juin 1970, 60, pp. 379-395.

7. NEWHOUSE, J. « Toward a Theory of Non-Profit Institutions : An Economic Model of a Hospital », *Amer. Econ. Rev.*, mars 1970, 60, pp. 64-73.

8. NICHOLSON, J.L. « The Measurement of Quality Changes », *Econ. Journal*, sept. 1967, 77, pp. 512-530.

9. PAULY M. and M. REDISCH, « The Not for Profit Hospital as a Physician's Cooperative », *Amer. Econ. Rev.*, mars 1973, 63, pp. 87-99.

10. POSTNER, H.H. *An Analysis of Canadian Manufacturing Productivity, Some Preliminary Result*, Staff Study No. 31, Economic Council of Canada. (Ottawa, 1971).

11. REDER, M.W. « Some Problems in the Economics of Hospitals », *Amer. Econ. Rev. Proc.*, mai 1965, 55, pp. 478-480.

12. SAATHOFF D. and R. KURTZ, « Cost Per Day Comparisons Don't Do the Job », *Modern Hospital*, octobre 1962, 99, pp. 14-16.

13. ZIND R. et J. DOUTRIAUX, « Estimation de l'effet de la technologie sur le rendement des facteurs de production », *L'Actualité Économique* ; janvier-mars 1978.

14. WOLD, H. *Demand Analysis* (New York: John Wiley and Sons, 1953), pp. 34-35.