« Progrès technique augmentant le produit marginal des facteurs et productivité dans l'industrie manufacturière canadienne »

J. D. May et M. Denny

L'Actualité économique, vol. 54, n° 3, 1978, p. 322-336.

PROGRÈS TECHNIQUE AUGMENTANT LE PRODUIT MARGINAL DES FACTEURS ET PRODUCTIVITÉ DANS L'INDUSTRIE MANUFACTURIÈRE CANADIENNE *

Généralement, la mesure de la productivité nécessite l'utilisation d'une fonction de production implicite. De plus, les mesures de la productivité sont des estimations du taux de variation du changement technologique Hicks-neutre [1]. Peu d'études ont cherché à établir un lien entre les estimations empiriques de la productivité et les estimations du changement technique. Le but de cet article est de procurer des estimations de ce lien.

Dans un autre article (8) nous avons étudié la productivité dans l'industrie manufacturière canadienne sur la période 1949-76. Nous élargissons ici cette analyse et présentons un modèle de changement technique [2]. Nos estimations économétriques se limitent à présenter quelques arguments concernant les erreurs implicites dans la mesure de la productivité du fait que l'industrie manufacturière canadienne n'est pas Hicks-neutre. Les mesures de la productivité ne tiennent pas compte des déformations dans les isoquants résultant des changements dans la technologie.

1. *Changement technique augmentant le produit marginal des facteurs et productivité*

Considérons un procédé de fabrication qui utilise trois intrants pour produire un extrant. La fonction de production,

$$Q = f(K, L, M) \tag{1.1}$$

limite la quantité d'extrants qui peut être produite avec n'importe quelle quantité de capital (K), de travail (L) et de matériau (M). Si nous

---

* Traduit de l'anglais par Alfred Cossette.

1. Une discussion de l'approche par la productivité totale des facteurs se trouve dans Nadiri, Kendrick, chapitre 2, et Jorgenson et Gallop.

2. Deux études récentes portant sur les technologies de production au Canada (Woodland) incluent des estimations du changement technique. Notre étude ne cherche pas à explorer totalement le problème très complexe de l'estimation du changement technique. Nous nous restreignons au lien entre la productivité et le changement technique.

voulons considérer les changements dans le temps de la fonction de production nous devons récrire (1.1) pour spécifier les processus temporels qui modifient la technologie. Supposons que tout changement technique augmente le produit marginal des facteurs. Cette restriction est nécessaire pour toutes les mesures traditionnelles de la productivité. Récrivons (1.1),

$$Q_t = f(a_k(t)\, K_t, a_1(t)\, L_t, a_m(t)\, M_t) \tag{1.2}$$

où $a_i(t)$ est une fonction du temps seulement qui augmente le facteur i.

Imposons deux restrictions à la technologie de production décrite par (1.2). Supposons que la fonction f est homogène linéaire et que $a_i(t) = a(t)$ pour tous les i. Nous pouvons alors récrire (1.2),

$$Q_t = a(t) \cdot f\,(K_t, L_t, M_t). \tag{1.3}$$

La fonction $a(t)$ est une mesure Hicks-neutre du changement technologique On pourra dès lors estimer cette fonction à l'aide d'une forme paramétrique appropriée pour $a(t)$. Jusqu'ici nous nous sommes déplacés d'une mesure plutôt simple du changement technique à une mesure de la productivité. Posons que,

$$F_t = f(K_t, L_t, M_t)$$

est une mesure des intrants agrégés. La productivité P_t est ainsi définie :

$$P_t = Q_t/F_t. \tag{1.4}$$

Cette mesure de la productivité peut être comparée à la mesure Hicks-neutre du changement technique donnée en (1.3). Notre tâche sera de spécifier et d'estimer une technologie de production avec un minimum de contraintes à priori. Nous pourrons alors imposer une série de contraintes à la technologie pour obtenir une estimation de $a(t)$ de l'équation (1.3). A partir des mêmes données nous pourrons dès lors estimer l'indice de productivité donné par (1.4). Cette façon de procéder fournira quelques éléments permettant d'apprécier la concordance des deux approches.

Les deux approches devraient fournir des estimations similaires du changement technique. A l'aide des résultats de Diewert ayant trait aux nombres indices exacts et superlatifs nous avons résolu les deux problèmes. La formule d'aggrégation des intrants concorde avec la forme fonctionnelle de la fonction de production. La flexibilité de la forme fonctionnelle permettra d'estimer n'importe quelle forme inconnue mais réelle du second ordre. Des différences pourront toutefois se présenter mais elles seront attribuables aux erreurs de spécification. Ces questions feront l'objet d'une discussion plus loin.

Le but premier des estimations économétriques est de procurer un moyen de tester les restrictions quant à la forme du changement technique nécessaire aux estimations traditionnelles de la productivité.

2. *Formes fonctionnelles et nombres indices*

Cette section cherche à relier les travaux de Diewert à notre problème particulier. Diewert a introduit les notions de nombres indices exacts et superlatifs. Attribuons une forme fonctionnelle particulière G à notre fonction de production. Une formule de nombre indice est exacte pour une forme particulière de G si le rapport des extrants (la valeur de G) entre deux périodes est égal à l'indice des extrants. De plus, dans l'ensemble des nombres indices exacts, les formules de nombres indices superlatifs sont exactes pour des formes fonctionnelles particulières de G permettant ainsi de fournir une approximation des conditions du second ordre pour une fonction linéaire homogène arbitraire. Par exemple, un indice géométrique des intrants avec les propositions de facteurs en exposant est exact pour la fonction Cobb-Douglas mais non superlatif.

Ces résultats sont très importants pour l'étude de notre problème. Etant donné que nous ne connaissons pas la vraie forme fonctionnelle de la technologie de production nous pouvons débuter avec une approximation du second ordre. Nous devons également choisir une forme fonctionnelle pour notre indice des intrants, F_t, nécessaire à la mesure de la productivité. Les résultats de Diewert suggèrent que nous devons choisir une formule de nombre indice superlatif pour la forme fonctionnelle de nos estimations de technologie de production. Nous utiliserons donc la forme translog. Dans ce cas, et afin de minimiser les différences dans les résultats attribuables au choix de la forme fonctionnelle, la formule de nombre indice doit être superlative.

Diewert a montré que l'approximation discrète de Tornqvist de l'indice Divisia est superlative pour la fonction translog linéaire homogène. Nous utiliserons cette relation dans l'analyse qui suit.

Certaines hypothèses de comportement doivent être posées afin d'établir un lien entre les nombres indices et la forme fonctionnelle. Par exemple, les indices sont des fonctions des prix et des quantités des composantes. Diewert retient l'hypothèse de comportement compétitif. Cela est nécessaire afin de faire disparaître les prix lors du passage des nombres indices à la forme fonctionnelle. Nous retiendrons également cette hypothèse. Nous ne croyons pas que cela constituera une source appréciable d'erreurs car seules les erreurs de spécification et les proportions estimées comparées aux proportions réelles peuvent susciter des différences dans les indices de productivité selon les deux méthodes.

3. *Changement technique et fonction de production translog*

La fonction de production translog est une approximation du second ordre de n'importe quelle fonction de production inconnue. Supposons une fonction de production qui se modifie avec le temps, T [3].

$$Q = f(K, L, M, T) \tag{3.1}$$

L'approximation translog de ceette fonction peut s'écrire :

$$\begin{aligned}\log Q = {} & \alpha_0 \, \beta_t \log T + \alpha_1 \log L + \alpha_k \log K \\ & + \alpha_m \log M + \tfrac{1}{2} \gamma_{11} (\log L)^2 + \gamma_{1m} \log L \,.\, \log M \\ & + \gamma_{1k} \log L \,.\, \log K + \tfrac{1}{2} \gamma_{kk} (\log K)^2 + \gamma_{km} \log K \,. \\ & \quad \log M + \tfrac{1}{2} \gamma_{mm} (\log M)^2 + \theta_{1t} \log L \log T \\ & + \theta_{kt} \log K \log T + \theta_{mt} \log M \log T + \tfrac{1}{2} \theta_{tt} \\ & \quad (\log T)^2 \,.\end{aligned} \tag{3.2}$$

Par hypothèse, la fonction de production est linéaire homogène dans ses intrants. Cette condition implique un certain nombre de contraintes imposées à la fonction translog.

$$\begin{aligned} & \alpha_1 + \alpha_k + \alpha_m = 1 & & \gamma_{mm} + \gamma_{1m} + \gamma_{km} = 0 \\ & \gamma_{11} + \gamma_{1k} + \gamma_{1m} = 0 & & \theta_{1t} + \theta_{kt} + \theta_{mt} = 0 \\ & \gamma_{kk} + \gamma_{1k} + \gamma_{km} = 0 & & \end{aligned} \tag{3.3}$$

Afin de relier les mesures du changement technique aux mesures de la productivité, d'autres restrictions doivent être imposées à la technologie de production. Le changement technique augmentant le produit marginal des facteurs nécessite de récrire (3.1),

$$Q = f(g(L, t), h(k, t), u(M, t)) \tag{3.4}$$

Habituellement, les fonctions g, h et u de (3.4) devront être multiplicatives séparables de telle sorte que,

$$g(1, t) = a_1(t) \,.\, L, h(K, t) = a_k(t) \,.\, K, u(M, t) = a_m(t) \,.\, M$$

Une troisième restriction souvent utilisée dans les travaux empiriques est la suivante,

$$a_i(t) = \exp\,(\lambda_i t), \qquad i = 1, k, m. \tag{3.5}$$

Il est possible de tester en séquence ces trois hypothèses séparées [4]. Mais, aux fins de cet article la vraisemblance de la séquence dans cet ensemble nous préoccupe d'abord. Les deux premières contraintes sont nécessaires pour les formulations traditionnelles du changement technique augmentant le produit marginal des facteurs. La troisième (3.5) est une spécification paramétrique commode pour la fonction translog. Toutes sont suffisantes bien que non nécessaires à la mesure du changement

3. Le développement de cette section est très similaire au travail non publié de Berndt et Wood, « Technical Change, Tax Policy and the Derived Demand for Energy », miméo, U.B.C.

4. Un exemple du cadre de vérification approprié se trouve dans Denny et Fuss.

technique Hicks-neutre et à la mesure de la productivité. Pour cette raison, nous imposerons à (3.2) seulement les restrictions suffisantes pour obtenir des fonctions de la forme (3.5). Définissons les variables d'intrants augmentés suivantes,

$$\begin{aligned} L^* &= L \exp(\lambda_1 t) \\ K^* &= k \exp(\lambda_k t) \\ M^* &= M \exp(\lambda_m t) \end{aligned} \tag{3.6}$$

Récrivons la fonction de production (3.1) en termes des intrants augmentés,

$$Q = f(K^*, L^*, M^*) \tag{3.7}$$

La fonction de production (3.7) peut être estimée par la forme translog. Afin de pouvoir la récrire en termes de variables définies les variables d'intrants augmentés seront éliminées à l'aide de (3.6). En tenant compte des restrictions d'homogénéité (3.3) on peut montrer que l'approximation translog sera presque la même que (3.2) à l'exception de quelques nouveaux paramètres associés aux contraintes.

$$\begin{aligned} \log Q = \alpha_0 &+ \beta_t T + \alpha_1 \log L + \alpha_k \log K + \alpha_m \log M \\ &+ \tfrac{1}{2}\, \gamma_{11} (\log L)^2 + \gamma_{1k} \log L \,.\, \log K + \gamma_{1m} \log L \,.\, \log M \\ &+ \tfrac{1}{2}\, \gamma_{kk} (\log K)^2 + \gamma_{km} \log K \,.\, \log M + \tfrac{1}{2}\, \gamma_{mm} (\log M)^2 \\ &+ \theta_{1t} T \,.\, \log L + \theta_{kt} T \,.\, \log K + \theta_{mt} T \,.\, \log M \\ &+ \tfrac{1}{2}\, \theta_{tt} T^2 \end{aligned} \tag{3.8}$$

Les nouvelles contraintes sont :

$$\begin{aligned} \beta_t &= \alpha_1 \lambda_1 + \alpha_k \lambda_k + \alpha_m \lambda_m \\ \theta_{1t} &= \gamma_{11} (\lambda_1 - \lambda_m) + \gamma_{k1} (\lambda_k - \lambda_m) \\ \theta_{kt} &= \gamma_{kk} (\lambda_k - \lambda_m) + \gamma_{k1} (\lambda_1 - \lambda_m) \\ \theta_{mt} &= -(\theta_{1t} + \theta_{kt}) \end{aligned} \tag{3.9}$$

$$\theta_{tt} = \theta_{1t} (\lambda_1 - \gamma_m) + \theta_{kt} (\lambda_k - \lambda_m). \tag{3.10}$$

Avec ces contraintes, l'approximation translog ne contiendra que le changement technique augmentant le produit marginal des facteurs. Si nous voulons étendre les résultats au cas du changement technique Hicks-neutre alors les taux d'augmentation λ_i doivent être égaux pour tous les facteurs. Ceci implique que,

$$\begin{aligned} &\theta_{1t} = \theta_{kt} = \theta_{mt} = \theta_{tt} = 0 \\ &\beta_t = \lambda_i, \qquad i = k, l, m. \end{aligned} \tag{3.11}$$

Les contraintes permettant l'augmentation des facteurs (3.9) et (3.10) impliquent l'addition d'une seule contrainte supplémentaire s'appliquant aux contraintes de rendement à l'échelle constant (3.3). La neutralité au sens de Hicks implique l'imposition de trois contraintes additionnelles.

4. *Interprétation des mesures de productivité*

Dans la section 1, la productivité a été reliée à la théorie de la production en supposant l'introduction de la productivité totale des facteurs et ceci inclut le facteur matériau. Appelons cette mesure productivité brute des facteurs (GP). Dans cette section nous soulignons quelques résultats développés ailleurs et utiles à l'analyse [5]. Bien que les relations soient relativement mécaniques elles sont néanmoins importantes pour l'établissement de mesures empiriques ou de politiques. Les comparaisons ou les classifications des industries selon leur productivité ne sont pas insensibles aux types de mesure utilisées. Il est possible qu'une industrie ait une productivité relativement élevée lorsqu'un type particulier est utilisé et relativement peu élevée lorsqu'un autre type est utilisé.

L'équation (1.4) a défini la productivité comme le rapport d'un indice de production et un indice d'intrant total. Pour le cas de la production brute cette relation peut être décrite :

$$Q_t = GP_t \, F(K_t, L_t, M_t) \tag{4.1}$$

Le taux de changement proportionnel [6] de l'indice de productivité (GP_t) égal,

$$\dot{GP}_t = \dot{Q}_t - s_k \dot{K}_t - s_1 \dot{L}_t - s_m \dot{M}_t \tag{4.2}$$

où s_i est la part du facteur i dans le coût total.

Les agences gouvernementales publient habituellement des données sur la productivité du travail. Définissons la productivité du travail (LP) comme le taux d'augmentation du facteur travail [7]. En raison de la rareté des données sur la production brute, nous calculons des indices de valeur ajoutée réelle pour la productivité totale (NP_t). A partir de (4.2) on peut montrer que :

$$\dot{LP} = \dot{GP}/s_1 \tag{4.3}$$
$$\dot{NP} = \dot{GP}/(s_1 + s_k)$$

La mesure de la productivité augmentant, le facteur travail augmentera à un taux égal à la mesure de la production brute divisée par la part du facteur travail. Une interprétation semblable peut être apportée pour la deuxième relation. De toute évidence les industries avec des proportions de facteurs différentes peuvent obtenir un classement très différent avec ces mesures.

---

5. Voir, par exemple, May et Denny.
6. Un point au-dessus d'une variable X indique que la variable $\dot{X} \equiv (\partial x/\partial t)/x$.
7. Il s'agit du taux d'augmentation du travail lorsque le travail est le seul facteur augmenté. Ce n'est pas le produit moyen du travail. La discussion est présentée en détail dans May et Denny.

Un développement supplémentaire pourra éclairer la discussion de ces résultats. La productivité du travail est souvent une mesure simple du produit moyen du travail $EP = Q/L$. On peut montrer que :

$$\dot{EP} = \dot{GP} + s_k\,(\dot{K} - \dot{L}) + s_m\,(\dot{M} - \dot{L}) \qquad (4.4)$$

ou :

$$\dot{EP} = s_1\,\dot{LP} + s_k\,(\dot{K} - \dot{L}) + s_m\,(\dot{M} - \dot{L})$$

Ces relations pourront servir à interpréter nos résultats.

5. *La productivité dans l'industrie manufacturière canadienne, 1950-1976*

La productivité a été définie comme le rapport de la production et des intrants agrégés, dans l'équation (1.4). Pour pouvoir utiliser l'indice superlatif de Diewert nous devons mesurer la productivité à l'aide de l'indice Divisia. L'indice Divisia est continu et l'approximation discrète utilisée ici a été qualifiée de « indice de Tornqvist » par Diewert.

Sous forme discrète, le taux de changement de l'indice Tornqvist des intrants agrégés F_t peut être écrit.

$$\log F_t - \log F_{t-1} = \sum_i w_{it}\,(\log X_{it} - \log X_{i(t-i)}) \qquad (5.1)$$

X_{it} est la quantité d'intrants i utilisée dans la période t, et les pondérations W_{it} sont les moyennes arithmétiques de la part du facteur i dans le coût total pour la période t et $t-1$. Le taux de changement de l'indice de productivité est mesuré par :

$$\log P_t - \log P_{t-1} = \log Q_t - \log Q_{t-1} - (\log F_t - \log F_{t-1}) \quad (5.2)$$

Cette équation sera utilisée pour mesurer le taux de changement de la productivité totale des facteurs.

Les estimations de productivité présentées ici proviennent de May et Denny (8). Les données utilisées pour les estimations de productivité et les estimations du changement technique sont décrites en détail en annexe de cet article.

La productivité brute s'est accrue à un taux relativement stable (1.0 à 1.1 pour cent par année) sur la période 1949-71. Depuis 1971, le taux de croissance a considérablement diminué. Sur la période 1971-76, le taux moyen a été de seulement 0.43 pour cent par année. La productivité s'est fortement ralentie en 1973-75 et a très peu progressé en 1976. La productivité traditionnelle du travail — la productivité moyenne du travail — affiche un comportement très différent. Le taux de croissance a été de 2.85 pour cent sur la période 1949-53 ; il s'est élevé à 3.95 pour cent pour les années 1953-61 et à 4.66 pour cent de 1961 à 1971, et finalement il est tombé à 2.66 pour cent pour la période 1971-76. Le tableau 1 présente les diverses mesures de la productivité.

Nous pouvons examiner à l'aide de l'équation (4.4) le comportement de la productivité traditionnelle du travail (EP). Le taux de croissance de ce type de productivité est la somme des taux de croissance de (a) la productivité brute totale des facteurs ($\dot{G}P$) ; (b) l'écart pondéré du capital, $s_k(\dot{K} - \dot{L})$ et, (c) l'écart pondéré des matériaux $s_m(\dot{M} - \dot{L})$. Le tableau 2 présente l'importance relative de chaque élément et montre la part en pourcentage de chaque composante dans la productivité traditionnelle.

Durant la période où la productivité du travail s'est accrue (1949-71), l'importance relative de l'écart des matériaux a augmenté considérablement [8]. En même temps, la productivité totale des facteurs diminuait en importance. L'écart du capital a également diminué. L'importante baisse de la productivité du travail (1971-76) est partiellement attribuable à la baisse du taux de croissance de la productivité totale des facteurs. Notons que lorsque le taux de croissance de la productivité totale a diminué de plus de la moitié, la contribution à la productivité du travail

TABLEAU 1

MESURES ALTERNATIVES DE LA CROISSANCE DE LA PRODUCTIVITÉ

Années	$\dot{G}P$	$\dot{E}P$	$\dot{L}P$	$\dot{N}P$
1949-76	0.95	3.80	3.96	3.15
1949-53	1.10	2.85	4.51	3.51
1953-61	1.03	3.95	4.12	3.28
1961-71	1.07	4.66	4.76	3.62
1971-76	0.43	2.61	2.05	1.73

TABLEAU 2

SÉPARATION DE LA PRODUCTIVITÉ TRADITIONNELLE DU TRAVAIL

Années	$\dot{E}P$	$\dot{G}P$	$S_k\ (\dot{K} - \dot{L})$	$\dot{S}_m\ (\dot{M} - \dot{L})$
1949-76	3.80	24.5%	11.2	64.3
1949-53	2.85	35.3%	16.6	48.1
1953-61	3.95	25.6%	11.7	62.7
1961-71	4.66	23.1%	7.7	69.2
1971-76	2.61	16.1%	13.2	70.7

8. Les valeurs absolues de l'écart pondéré des matériaux étaient 1.37, 2.48, 3.22 et 1.84 pour cent par année. La plus grande partie de l'accroissement dans la productivité du travail était attribuable à une utilisation accrue du facteur matériau par unité de travail.

a diminué d'un tiers environ seulement. La plus grande partie de la baisse a été compensée par l'importance accrue de l'écart du capital. Nous pouvons maintenant réaliser nos estimations du changement technique.

6. *Estimation de la structure de production*

Le modèle de production que nous devons estimer est représenté par la fonction de production (3.2) et les contraintes (3.3). Bien que la fonction de production puisse être estimée directement, le nombre relativement grand de paramètres et la courte période de temps suggèrent qu'il serait préférable de procéder autrement.

Berndt et Christensen (1973) ont montré que la part du coût (S_i) de l'intrant i peut être utilisée dans l'estimation de la fonction translog. Dans notre cas, la part du travail dans le coût est :

$$S_1 = \alpha_1 + \gamma_{11} \log L + \gamma_{1k} \log K + \gamma_{1m} \log M + \theta_{1t} T$$

Etant donné que les parts de coût doivent totaliser 1, seules deux des trois équations représentant les parts de coût peuvent être utilisées. Si nous ne considérons pas l'équation de la part des matériaux, les deux équations suivantes restent disponibles :

$$\begin{aligned} S_1 &= \alpha_1 + \gamma_{11} \log (L/M) + \gamma_{1k} \log (K/M) + \theta_{1t} T \qquad (6.1) \\ S_k &= \alpha_k + \gamma_{1k} \log (L/M) + \gamma_{kk} \log (K/M) + \theta_{kt} \mathrm{T} \end{aligned}$$

Les contraintes (3.3) ont été incorporées à ces équations. Les paramètres des équations représentant les parts de matériau peuvent être estimés à l'aide des contraintes,

$$\begin{aligned} &\gamma_{1m} = -\gamma_{11} - \gamma_{1k} && \gamma_{km} = -\gamma_{1k} - \gamma_{kk} \qquad (6.2) \\ &\gamma_{mm} = -\gamma_{1m} - \gamma_{km} && \theta_{mt} = -\theta_{1t} - \theta_{kt} \\ &\alpha_m = 1 - \alpha_k - \alpha_1. \end{aligned}$$

Ceci nous permettra d'estimer tous les paramètres de la fonction translog (3.7) à l'exception de β_t et θ_{tt}.

Afin de pouvoir estimer ces paramètres nous estimerons la fonction de production comme une troisième équation. En tenant compte des contraintes (3.3) la fonction de production devient :

$$\begin{aligned} \log Q = \alpha_0 &+ \beta_t T + \alpha_1 \log (L/M) \qquad (6.3) \\ &+ \alpha_k \log (K/M) + \log M \\ &+ \gamma_{11} [\tfrac{1}{2} (\log L)^2 - \log L \log M + \tfrac{1}{2} (\log M)^2] \\ &+ \gamma_{kk} [\tfrac{1}{2} (\log K)^2 - \log K \log \mathrm{M} + \tfrac{1}{2} (\log M)^2] \\ &+ \gamma_{k1} [\log L \log K - \log L \log M - \log K \log M + (\log M)^2] \\ &+ \theta_{1t} T \,.\, \log (L/M) + \theta_{k1} T \log (K/M) + \tfrac{1}{2} \theta_{tt} T^2. \end{aligned}$$

Les équations (6.1) et (6.3) sont les ensembles d'équations qui seront utilisées pour estimer la technologie de production de rendement constant à l'échelle.

Jusqu'ici aucune contrainte ne s'est exercée sur le changement technique. Les contraintes nécessaires à l'augmentation des facteurs (3.9) n'ont pas été appliquées.

Les deux équations des parts de coût (6.1) et la fonction de production (6.3) ont été estimées en appliquant les contraintes d'homogénéité linéaire (3.3). Le système des trois équations a été estimé à l'aide du procédé itératif de Zellner. Les erreurs dans chaque équation sont posées temporellement indépendantes avec une moyenne nulle. La matrice des covariances est non singulière et elle est estimée directement par le procédé d'estimation retenu. Berndt et Christensen (1973) discutent en détail cette méthode.

7. *Estimations des paramètres et tests du changement technique contraint*

Etant donné que les indices de productivité sont basés sur des fonctions de production linéaires homogènes nous testons notre hypothèse en imposant les contraintes contenues dans l'équation (3.3). Le tableau 3 présente les estimations des paramètres (colonne 1). Nous limiterons la discussion aux cas de paramètres associés au changement technique [9].

La productivité totale des facteurs mesure les accroissements dans la production qui se produisent indépendamment des intrants mesurés. Le taux de croissance de la productivité peut donc être évalué de la façon suivante pour la fonction translog :

$$\partial \log Q/\partial T = \beta_T + \theta_{TT} \, . \, T + \theta_{LT} \, . \log L + \theta_{KT} \log K + \theta_{MT} \log M. \tag{7.1}$$

Tous les paramètres reliés à la variable temps de la fonction translog sont inclus dans (7.1). Les paramètres θ_{iT} montrent les changements dans la part des coûts du facteur i attribuables au changement technique.

$$\partial S_i/\partial T = \theta_{iT} \qquad i = L, K, M. \tag{7.2}$$

Le tableau 3 [10] montre que la part du travail a diminué ($\theta_{LT} = -0.006$) alors que la part du capital s'est accrue ($\theta_{KT} = 0.002$) très lentement à cause du changement technique. La part des matériaux s'est également accrue selon (3.3), $\theta_{MT} = -\theta_{LT} - \theta_{KT}$, ($\theta_{MT} = 0.004$). La part des facteurs a été influencée par le changement technique. La neutralité au sens de Hicks dans le cas d'une fonction de production linéaire homogène exige que la part des coûts ne soit pas affectée par le changement technique.

---

9. Les propriétés de monotonicité et de courbature de la technologie ont été vérifiées.

10. Les statistiques de synthèse habituelles ne sont pas reproduites car elles peuvent être mal interprétées dans le système d'équations estimées ici.

Pour tester la neutralité au sens de Hicks, trois paramètres doivent être contraints :

$$\theta_{LT} = \theta_{KT} = \theta_{TT} = 0. \tag{7.3}$$

Selon (3.3), ceci implique : $\theta_{MT} = 0$. Pour vérifier cette hypothèse nous avons utilisé un test de rapport de vraisemblance. Définissons :

$$\lambda = L_{\max}(\Omega)/L_{\max}(\omega)$$

le rapport du maximum de la fonction de vraisemblance en l'absence de contrainte (Ω) et avec des contraintes (ω). La statistique $-2 \log \lambda$ affiche une distribution χ^2 asymptotique et le nombre de degrés de liberté est égal au nombre de restriction. Les valeurs critiques de la distribution pour les trois restrictions sont 7.81 et 11.50, et elles sont significatives à 0.05 et 0.01.

TABLEAU 3

ESTIMATIONS DES PARAMÈTRES CANADIENS

	Selon notre modèle	Hicks-neutre
α_0	−0.155 (.007)	−0.127 (.003)
α_L	0.323 (.022)	0.243 (.001)
α_K	0.033 (.010)	0.061 (.005)
γ_{LL}	−0.105 (.044)	0.052 (.003)
γ_{KL}	0.023 (.014)	−0.027 (.007)
γ_{KK}	0.096 (.037)	0.096 (.033)
θ_{LT}	−0.006 (.0017)	—
θ_{KT}	0.002 (.0007)	—
β_t	0.014 (.001)	0.0098 (.0002)
θ_{TT}	−0.0003 (.00009)	—

La valeur de la statistique, $-2 \log \lambda$, devient 14.77 lorsque nous appliquons les contraintes de neutralité au sens de Hicks. L'hypothèse à l'effet que la forme du changement technique est Hicks-neutre est rejetée quel que soit le niveau de signification.

Notre estimation du taux de croissance du changement technique Hicks-neutre, $\beta_t = 0.0098$, implique que tous les facteurs ont été augmentés au taux de 0.98 pour cent par année. Comment ces résultats se comparent-ils aux estimations de productivité ? Dans le tableau 1, le taux de croissance moyen de la productivité totale des facteurs (GP) était de 0.95. Après avoir appliqué les conditions de neutralité au sens de Hicks, notre estimation devient très rapprochée du taux de croissance de la productivité. Ce résultat était prévisible mais incertain. L'utilisation de l'indice Tornqvist et de la forme fonctionnelle translog a rendu les deux méthodes équivalentes. La relation superlative entre l'indice et la forme fonctionnelle nécessitait l'utilisation de l'hypothèse de compétitivité. Seule, une formulation très différente du terme d'erreur pourrait conduire à des résultats différents [11]. Dans notre cas, les estimations sont très rapprochées.

Nous avons vu que les deux méthodes conduisaient à des résultats similaires mais que la forme du changement technique ne peut pas être soumise à la neutralité au sens de Hicks.

Retournons aux estimations du changement technique en l'absence de contrainte. Nous avons noté plus tôt que les parts des différents intrants se modifiaient sous l'influence du changement technique. De plus, les isoquants se déplacent vers l'intérieur. L'estimation de β_T indique qu'il s'agit d'un déplacement moyen de 1.43 pour cent. Le taux n'a pas été constant mais a diminué ($\theta_{TT} < 0$) au rythme de 0.03 pour cent par année. Les mesures traditionnelles de la productivité sous-estiment le déplacement vers l'intérieur de la technologie et font disparaître les variations dans les parts.

Certains ont soutenu que l'utilisation d'approximations « sophistiquées » du second ordre pour la technologie de production n'est pas nécessaire et exige trop de données [12]. Une forme fonctionnelle simple serait la fonction Cobb-Douglas. Avec cette fonction, la description du changement technique aurait-elle été très différente ? La réponse est non. La fonction Cobb-Douglas estimée est [13],

$$\begin{aligned} \log (Q/M) = & -0.146 + 0.27 \log L + 0.04 \log K + 0.0133\, T \\ & - 0.0002\, T^2 - 0.002\, T \,.\, \log L + 0.001\, T \,.\, \log K. \end{aligned} \tag{7.4}$$

11. Les mesures de la productivité supposent qu'il n'y a pas de structure d'erreurs. Toutes les erreurs sont incluses dans la mesure de la productivité.

12. Nous omettons de considérer si cette remarque est véritablement scientifique.

13. L'estimation a été réalisée à l'aide des mêmes techniques statistiques et équations que celles discutées pour la translog. Par conséquent, les résultats ne sont pas nécessairement ceux obtenus à partir d'estimations directes de la fonction de production.

Tous les paramètres ont des statistiques « t » assez grandes pour qu'aucun ne puisse être considéré comme non significativement différent de zéro pour des niveaux raisonnables de significativité. Pour obtenir la fonction Cobb-Douglas, les contraintes de la forme translog deviennent :

$$\gamma_{it} = \gamma_{ij} = 0 \qquad i, j = K, L, M. \tag{7.5}$$

La statistique du test de cette hypothèse est 9.03. L'hypothèse est rejetée au niveau significatif de 0.05 [14]. Etant donné la nature marginale de ce rejet, il n'est pas surprenant que les estimations des paramètres de la fonction Cobb-Douglas (7.4) soient très similaires à ceux du tableau 3, colonne 1, pour la fonction translog. En particulier, les paramètres reliés au changement technique ont tous le même signe. Les effets du changement technique sur la part des facteurs sont moins importants dans le cas de la fonction Cobb-Douglas. Nous rejetons à nouveau l'hypothèse de neutralité au sens de Hicks [15]. Les déplacements vers l'intérieur des isoquants sont présents dans le cas de la fonction Cobb-Douglas mais ils sont également moins importants.

La fonction Cobb-Douglas est rejetée au niveau significatif de 0.05 et il semble qu'elle sous-estime les paramètres du changement technique. Toutefois, le comportement global est très semblable. Dans ce cas, la fonction Cobb-Douglas aurait pu servir à donner une idée globale du phénomène à condition de poursuivre le test des données. La neutralité au sens de Hicks n'est pas une hypothèse acceptable.

RÉSUMÉ

Nous pourrions suggérer que les mesures relativement non sophistiquées du changement technique implicites dans les mesures de la productivité peuvent être remplacées. De toute évidence, elles procurent une description inadéquate des changements temporels dans la technologie. Toutefois, elles présentent l'avantage de la simplicité. Il serait utile de continuer à développer des modèles économétriques du changement technique. Ceux-ci ne seraient que des simplifications de la réalité mais ils procureraient une description beaucoup plus complète, ce qui devrait s'avérer fort utile. Etant donné la prolifération actuelle des applications de ce type de modèle, il ne devrait pas se présenter de problème pour les développer.

J.D. MAY,
Université Acadia
et
M. DENNY,
Institute for Policy Analysis,
Université de Toronto.

---

14. Elle serait acceptée au niveau significatif de 0.01.
15. La statistique du test est 19.4.

ANNEXE

Les données sur l'industrie manufacturière canadienne

Nos indices de productivité du secteur manufacturier canadien ont été calculés pour la période 1948-76.

Pour la période 1961-71, les données de Q, VQ et M, leurs indices de prix associés, se trouvent dans la publication de Statistique Canada, *Estimates of Values in Current and Constant* (1961) *Prices and Implicit Price Indexes for Selected Manufacturing Industries*. Pour les périodes antérieures à 1961 un indice de VQ est disponible (Statistique Canada (15)), alors que pour la période postérieure à 1971, les données sont disponibles dans la publication, *Indexes of Real Domestic Product by Industry*. Nous avons obtenu de Statistique Canada un indice de $P_Q Q$ pour la période antérieure à 1961. Pour la période postérieure à 1971, nous avons utilisé les séries D 310030, D 310267 et D 310313 de CANSIM pour obtenir la valeur des expéditions et les variations dans les inventaires. Ces données peuvent être dégonflées par l'indice des Prix de vente industrielle de Statistique Canada. Etant donné que ce dernier calcule la valeur ajoutée réelle par la technique du double dégonflement, la valeur réelle des matériaux peut être obtenue ainsi,

$$M = Q - VQ$$

Une approximation grossière de P_v, l'indice implicite de dégonflement de la valeur ajoutée, peut être obtenue en construisant un indice de valeur ajoutée en dollar courant pour l'industrie manufacturière à partir des comptes nationaux. De cette façon, un indice de dégonflement implicite pour les matériaux, P_M, peut être calculé. Les prix des intrants sont nécessaires pour construire un indice Divisia. La procédure d'élaboration des stocks de capital et des prix associés des services du capital est expliquée en détail dans McFetridge et May. Les stocks de capital ont été mis à jour à l'aide des séries de CANSIM, 003384.2.1.1, 003384.2.1.2, 003384.2.1.3 et 003384.2.1.4. Les prix des services du capital ont des variables de taxation associées lorsqu'ils sont définis de façon implicite. Ces derniers ont été remis à jour pour la période postérieure à 1973 à l'aide des données fournies par le Conseil Economique du Canada et des indices de dégonflement des prix des biens d'investissement calculés à partir des informations fournies par les matrices CANSIM 003332 et 003384.

Les données agrégées du travail sont publiées par CANSIM, série 00063.1.5, tandis que les séries de prix associés sont publiés dans la série 000617.1.5.

RÉFÉRENCES

1. BERNDT, E. et L. CHRISTENSEN, « Testing for the Existence of a Consistent Aggregate Index of Labour Inputs », *American Economic Review*, juin 1974, 391-404.
2. ———, « The Translog Function and the Substitution of Equipment, Structures and Labour in U.S. Manufacturing », *Journal of Econometrics*, mars 1973, 81-113.
3. BERNDT, E. et D. WOOD, « Technology, Prices and the Derived Demand for Energy », *Review of Economics and Statistics*, août 1975.
4. DENNY, M. et M. FUSS, « The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregates », *AER*, juin 1977.
5. DIEWERT, W.E., « Exact and Superlative Index Numbers », *Journal of Econometrics*, 1975.
6. JORGENSON, D.W. et F. GOLLOP, « U.S. Total Factor Productivity by Industry, 1947-73 », NBER Conference on New Developments in Productivity Measurement, Williamsburg, Virginia, 1975.
7. KENDRICK, J.W., *Post-war Productivity Trends in the United States, 1948-69*, NBER, N.Y., 1973.
8. MAY, J.D. et M. DENNY, *On the Sensitivity of Productivity Measurement in Canadian Manufacturing*, mimeo, 1974.
9. NADIRI, M.I., « Some Approaches to the Theory and Measurement of Total Factor Productivity », *Journal of Economic Literature*, décembre 1970.
10. STIGLER, G., « Economic Problems in Measuring Changes in Productivity », in *Output, Input and Productivity Measurement*, Conference on Research in Income and Wealth, NBER, Princeton University Press, Princeton, 1961.
11. U.S. Department of Commerce, *Business Statistics*, divers numéros.
12. WOODLAND, A.D., « Substitution of Structures, Equipment and Labour in Canadian Production », *International Economic Review*, février 1975.
13. ———, « Estimation of a Variable Profit and Planning Price Function for Canadian Manufacturing, 1947-70 », à venir, *Canadian Journal of Economics*.