

Une fonction translog de demande d'importation : le cas de la France

A translog import demand function: The French case

Bobby Apostolakis

Volume 59, numéro 1, mars 1983

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/601040ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/601040ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Apostolakis, B. (1983). Une fonction translog de demande d'importation : le cas de la France. *L'Actualité économique*, 59(1), 8-19.
<https://doi.org/10.7202/601040ar>

Résumé de l'article

Cet article constitue une première tentative pour étudier la manière dont les importations interagissent avec les facteurs primaires dans la technologie française. Nous faisons usage d'une fonction de coût transcendantale à deux extrants et trois intrants, et nous rejetons les fonctions traditionnelles en raison de leur inaptitude à expliquer le processus de production. Nous concluons que la valeur ajoutée n'est pas le produit exclusif du capital et du travail et que tous les intrants sont des substituts l'un pour l'autre. Le modèle justifie le traitement des importations comme facteurs de production.

UNE FONCTION TRANSLOG DE DEMANDE D'IMPORTATION : LE CAS DE LA FRANCE

Bobby APOSTOLAKIS*

University of Detroit, Michigan (en congé)

California Lutheran College et

California State University, Northridge

Cet article constitue une première tentative pour étudier la manière dont les importations inter-agissent avec les facteurs primaires dans la technologie française. Nous faisons usage d'une fonction de coût transcendantale à deux extrants et trois intrants, et nous rejetons les fonctions traditionnelles en raison de leur inaptitude à expliquer le processus de production. Nous concluons que la valeur ajoutée n'est pas le produit exclusif du capital et du travail et que tous les intrants sont des substituts l'un pour l'autre. Le modèle justifie le traitement des importations comme facteurs de production.

I — INTRODUCTION

Le but de cet article est d'étudier la structure de la technologie française dans le cadre d'un modèle à deux extrants et trois intrants à l'aide d'une fonction de coût translog. Plus spécifiquement, la production est composée de biens de consommation (C) et d'investissement (I) produits par trois facteurs de production : les intrants primaires de capital (K) et de travail (L) apparentés aux importations (M)¹. Tous les tests empiriques ont été réalisés à l'aide de séries temporelles agrégées pour la période 1953-77. Les principaux objectifs de l'étude sont relatifs à l'estimation de diverses élasticités et à l'exploration de la structure de l'économie française.

Dans la section II nous décrivons brièvement les fonctions translog de production et de coût, de même que les concepts reliés de dualité, d'agrégation et de séparabilité. Dans la section III nous présentons les résultats

* Des remerciements sont adressés à M.P. Vitisvorakorn pour son aide.

1. Les principales importations sont constituées de biens intermédiaires nécessitant une transformation additionnelle. Pour une analyse complète de cette question, voir Burgess (1974) et Apostolakis (1981).

empiriques. Dans la section IV nous concluons. En annexe, nous énumérons les sources de données et nous apportons des explications concernant les traitements arithmétiques et les normalisations. À notre connaissance il s'agit de la première analyse de ce genre portant sur l'économie française.

II — LA FORMULATION TRANSLOG

Shephard (1953), Uzawa (1964) et McFadden (1973) ont montré qu'une technologie de minimisation des coûts présentant les propriétés néoclassiques (*well-behaved*) peut être décrite par une fonction de coût globale au lieu d'une fonction de production. Ainsi, la fonction de coût recèle alors la relation entre les variables économiques duales des quantités physiques.

L'analyse systématique des propriétés des dérivées par rapport au prix de la fonction de coût a d'abord été réalisée par Hotelling (1932). Plus tard, Samuelson (1947) a développé les propriétés de la fonction de coût.

Nous utilisons donc cette approche en raison de la facilité d'application et parce qu'elle permet d'éviter le problème de multicollinéarité inhérent aux fonctions de production. Les deux relations suivantes sont alors données : a) les dérivées partielles de la fonction générale de coût par rapport aux prix des intrants et par rapport à la production donnent des fonctions de demande des intrants et le coût marginal respectivement ; b) la différentielle logarithmique par rapport aux prix des intrants et par rapport aux quantités de production donne les équations de répartition de coûts et de revenus respectivement (lemme de Sheppard).

La fonction de coût générale est donnée de la façon suivante :

$$TC = \mu (Y_C, Y_I; W_K, W_L, W_M) \quad (1)$$

où TC = coût total, Y_i ($i = C, I$) et W_j ($j = K, L, M$) sont les vecteurs des extrants et des prix des intrants respectivement. Nous utilisons la fonction translog suivante comme procédure d'estimation :

$$\begin{aligned} \ln(TC) = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln Y_i + \sum_j \beta_j \ln W_j = 1/2 \sum_i \sum_r \delta_{ir} \ln Y_i \ln Y_r + \\ & 1/2 \sum_j \sum_s \gamma_{js} \ln W_j \ln W_s + \sum_i \sum_j \rho_{ij} \ln Y_i \ln W_j \end{aligned} \quad (2)$$

où $i, r = C, I$; $j, s = K, L, M$.

Les paramètres de (2) sont estimés à partir des équations de répartition des coûts et de revenus obtenues à l'aide du lemme de Sheppard :

$$S_L \equiv \frac{\partial \ln(TC)}{\partial \ln W_L} = \beta_L + \gamma_{LL} \ln \frac{W_L}{W_K} + \gamma_{LM} \ln \frac{W_M}{W_K} + \rho_{CL} \ln \frac{Y_C}{Y_I}$$

$$S_M \equiv \frac{\partial \ln(TC)}{\partial \ln W_M} = \beta_M + \gamma_{MM} \ln \frac{W_M}{W_K} + \gamma_{LM} \ln \frac{W_L}{W_K} + \rho_{CM} \ln \frac{Y_C}{Y_I} \quad (3)$$

$$S_K \equiv \frac{\partial \ln(TC)}{\partial \ln W_K} = 1 - S_L - S_M,$$

et,

$$R_C \equiv \frac{\partial \ln(TC)}{\partial \ln Y_L} = \alpha_C + \delta_{CC} \ln \frac{Y_C}{Y_I} + \rho_{CC} \ln \frac{W_L}{W_K} + \rho_{CM} \ln \frac{W_M}{W_K}$$

$$R_I \equiv \frac{\partial \ln(TC)}{\partial \ln Y_I} = 1 - R_C \quad (4)$$

où S_i et R_j sont les parts des coûts et des revenus. Notons qu'en raison du critère de sommation ($\sum S_i = \sum R_j = 1$), S_K et R_I sont traités comme résidus. Un terme d'erreur est inclus dans chaque équation de répartition de coûts; l'addition de ces erreurs donne zéro pour chaque observation car l'addition de toutes les parts de coût totalise l'unité. Ainsi, la structure de la covariance est singulière et une équation n'est pas considérée dans l'estimation de la fonction générale.

La technologie est définie correctement lorsque la fonction de coût répond aux exigences du postulat néoclassique:

a) homogène linéaire dans les prix des facteurs:

$$\sum_j \beta_j = 1; \sum_j \gamma_{js} = \sum_s \gamma_{js} = \sum_{j,s} \gamma_{js} = 0; \sum_j \rho_{ij} = 0. \quad (5)$$

b) monotone par rapport aux prix des intrants (conditions du premier ordre):

$$\frac{\partial \ln(TC)}{\partial \ln W_i} > 0. \quad (6)$$

c) concave dans les prix des intrants (conditions du second ordre):

Le Hessien des dérivées partielles secondes par rapport aux prix des facteurs doit être semi-défini négatif.

Pour conserver l'hypothèse de rendements constants à l'échelle (RCE), il faut imposer les restrictions additionnelles suivantes:

$$\sum_i \alpha_i = 1; \sum_i \rho_{ij} = 0; \sum_i \delta_{ij} = 0. \quad (7)$$

Étant donné que nous considérons l'économie française dans son ensemble, les données sont agrégées et homothétiques dans leurs composantes. L'agrégation est liée à la séparabilité, laquelle détermine si une fonction ayant plusieurs arguments peut valablement être séparée en sous-fonctions. La séparabilité fonctionnelle procure tous les indicateurs requis concernant la structure de l'économie. La séparabilité intrant-

extrant exige que le taux marginal de transformation entre le couple d'extrants soit indépendant de la composition des facteurs et que le taux marginal de substitution entre les couples de facteurs soit indépendant de la composition de l'extrant. Cette condition exige que les termes d'interaction entre les paires d'extrants et d'intrants soient nuls :

$$\rho_{CL} = \rho_{CM} = 0 \quad (8)$$

La supériorité de la fonction translog par rapport aux formes traditionnelles Cobb-Douglas et CES réside dans le fait que la séparabilité n'est pas postulée a priori, mais testée. De plus, la fonction translog ne contraint pas les élasticités partielles de substitution Allen-Uzawa (EPSAU) à être unitaires ou constantes mais leur permet plutôt de varier de période en période.

La séparabilité linéaire existe si $\sigma_{ik} = \sigma_{jk} = 1$, ce qui implique une structure de Cobb-Douglas partielle; la séparabilité globale complète exige que $\sigma_{ik} = \sigma_{jk} = \sigma_{ij} = 1$, où la fonction translog se réduit à une fonction Cobb-Douglas complète. De plus, la séparabilité non linéaire existe si $\sigma_{ik} = \sigma_{jk} \neq 1$. Le rejet des hypothèses de linéarité et de non linéarité indique qu'il n'existe pas d'indice agrégé cohérent de (K, L) , (K, M) , ou (L, M) pour les données agrégées françaises. Cela revient à supposer que les fonctions conventionnelles multi-facteurs Cobb-Douglas et CES sont rejetées.

III — RÉSULTATS

Des tests alternatifs de la séparabilité sont présentés ci-dessous. Tous les tests et les estimations sont basés sur la distribution χ^2 calculée par $\lambda = \hat{L}_\omega / \hat{L}_\Omega$ où \hat{L}_ω et \hat{L}_Ω représentent les valeurs des fonctions de vraisemblance contraintes et non contraintes respectivement.

Ainsi, $1n\lambda = 1n\hat{L}_\omega - 1n\hat{L}_\Omega$ et $\chi^2 = -21n\lambda = 2(1n\hat{L}_\Omega - 1n\hat{L}_\omega)$ et le nombre de degrés de liberté (dl) est déterminé par le nombre de restrictions imposées.

Le tableau 1 présente les estimations des neuf paramètres non contraints, et les restrictions requises par la symétrie, les rendements constants à l'échelle, et celles imposées pour obtenir une fonction de coût (2) du type néo-classique (*well behaved*).

TABLEAU 1
ESTIMATIONS NON RESTREINTES DE LA FONCTION
DE COÛT TRANSLOG, FRANCE, 1953-77

$\hat{\alpha}_C = 0,68353$ (195,44)*	$\hat{\rho}_{CM} = -0,02292$ (-5,80)	$\hat{\gamma}_{LL} = 0,06753$ (6,48)
$\hat{\delta}_{CC} = 0,17227$ (19,50)	$\hat{\beta}_L = 0,45819$ (46,89)	$\hat{\gamma}_{LM} = 0,01845$ (2,09)
$\hat{\rho}_{CL} = 0,00564$ (1,25)	$\hat{\beta}_M = 0,11043$ (12,34)	$\hat{\gamma}_{MM} = -0,04892$ (-5,45)

Log de la fonction de vraisemblance = 247,19

(*) statistiques « t » entre parenthèses.

Premièrement, nous testons l'hypothèse à l'effet que la technologie française est séparable entre intrants et extrants. Les estimations des paramètres sont présentées au tableau 2.

TABLEAU 2
ESTIMATIONS DES PARAMÈTRES AVEC SÉPARABILITÉ INTRANT-EXTRANT IMPOSÉE

$\hat{\alpha}_c = 0,69900$ (312,26)*	$\hat{\rho}_{CM} = 0$	$\hat{\gamma}_{LL} = 0,04276$ (9,69)
$\hat{\alpha}_{CC} = 0,18024$ (38,38)	$\hat{\beta}_L = 0,44135$ (124,92)	$\hat{\gamma}_{LM} = -0,02921$ (-5,84)
$\hat{\rho}_{CL} = 0$	$\hat{\beta}_L = 0,16778$ (20,15)	$\hat{\gamma}_{MM} = 0,02289$ (2,69)

Log de la fonction de vraisemblance 241,53

(*) statistiques « t » entre parenthèses.

La statistique χ^2 avec 2 dl ($\rho_{CL} = \rho_{CM} = 0$) est de 11,32 bien au-dessus du niveau critique $\alpha = 0,05$ de 5,991. Nous concluons que la technologie française n'est pas séparable entre intrants et extrants; en conséquence, les changements dans la composition de la production influencent le mélange d'intrants de minimisation des coûts à prix des facteurs donnés. Ainsi, la production ne peut être représentée par une seule agrégation.

Dans une deuxième phase, nous testons la question de savoir si les fonctions Cobb-Douglas et CES peuvent représenter adéquatement la technologie française. À cette fin, nous testons la séparabilité linéaire et non linéaire. Avec trois intrants, les possibilités concernant la séparabilité sont:

$$\begin{aligned} [(K, L), M]: \sigma_{KM} &= \sigma_{LM} \\ [(K, M), L]: \sigma_{KL} &= \sigma_{ML} \\ [(L, M), K]: \sigma_{KL} &= \sigma_{KM} \end{aligned}$$

Seulement deux de ces possibilités sont indépendantes car toute paire de l'une ou l'autre de ces restrictions implique la troisième². Si la séparabilité linéaire et non linéaire est rejetée, on pourra en conclure que les fonctions traditionnelles Cobb-Douglas et CES sont inadéquates.

Toutes les hypothèses nulles de séparabilité fonctionnelle sont rejetées même au niveau critique $\alpha = 0,01$ (9,21) de signification statistique³. Nous concluons donc que les deux fonctions traditionnelles ne peuvent expliquer de façon adéquate la technologie française. À noter le rejet de la

2. Par définition, $\sigma_{ij} = \frac{CC_{ij}}{C_i C_j}$ où $C_i = \frac{\partial (TC)}{\partial W_i}$, $C_{ij} = \frac{\partial^2 (TC)}{\partial W_i \partial W_j}$

Plus particulièrement: $\sigma_{LM} = 1 + \frac{\gamma_{LM}}{S_L S_M}$, $\sigma_{KM} = 1 - \frac{(\gamma_{MM} + \gamma_{LM})}{S_K S_M}$

et $\sigma_{KL} = 1 - \frac{(\gamma_{LL} + \gamma_{LM})}{S_K S_L}$. Les restrictions nécessaires sur les paramètres sont

présentées dans le texte, tableau 3, pour chaque paire de possibilités de séparabilité.

3. Apparemment, la séparabilité globale complète ($\sigma_{KL} = \sigma_{KM} = \sigma_{LM} = 1$) est également rejetée.

Les tests sont résumés au tableau 3.

TABLEAU 3
ESTIMATIONS DES PARAMÈTRES AVEC SÉPARABILITÉ LINÉAIRE
ET NON LINÉAIRE IMPOSÉE

Paramètres	Linéaire			Non linéaire		
	[(K, L), M]	[(K, M), L]	[(L, M), K]	[(K, L), M]	[(K, M), L]**	[(L, M), K]
$\hat{\alpha}_c$	0,68796 (304,19)*	0,69258 (348,45)	0,69655 (325,75)	0,68932 (361,75)		0,69191 (390,77)
$\hat{\delta}_{cc}$	0,17552 (18,71)	0,17314 (20,36)	0,17408 (20,15)	0,16772 (18,24)		0,17389 (20,39)
$\hat{\rho}_{cl}$	0,00596 (1,46)	0,00863 (2,53)	0,00071 (0,21)	0,01154 (3,22)		0,00688 (2,01)
$\hat{\rho}_{cm}$	-0,01576 (-4,87)	-0,00269 (-0,85)	-0,00034 (-0,12)	-0,00378 (-1,27)		-0,00577 (-2,07)
$\hat{\beta}_L$	0,45465 (104,05)	0,47190 (101,36)	0,45001 (121,42)	0,45945 (116,66)	$1 + \frac{\beta_M \gamma_{LL}}{\gamma_{LM}}$	$\frac{\beta_M \gamma_{LM}}{\gamma_{MM}}$
$\hat{\beta}_M$	0,14220 (32,15)	0,15970 (22,71)	0,16660 (23,71)	$1 + \frac{\beta_L \gamma_{LM}}{\gamma_{LL}}$		0,14335 (38,02)
$\hat{\gamma}_{LL}$	0,05125 (7,45)	0	$-\gamma_{LM}$	0,01153 (6,26)	$\frac{\gamma_{LM}^2}{\gamma_{MM}}$	$\frac{\gamma_{LM}^2}{\gamma_{MM}}$
$\hat{\gamma}_{LM}$	0	0	-0,02408 (-7,30)	-0,02079 (-6,32)		0,01289 (5,06)
$\hat{\gamma}_{MM}$	0	0,02737 (2,88)	$-\gamma_{LM}$	$\frac{\gamma_{LM}^2}{\gamma_{LL}}$		0,00398 (4,92)
Log de la fonction de vraisemblance	236,29	236,16	239,74	235,28		237,23
χ^2 calculé	21,78	22,04	14,88	23,80		19,90

*Statistiques « t » entre parenthèses.

**La convergence n'a pas été atteinte après plusieurs itérations successives.

TABLEAU 4
 σ_{ij} ET η_j : OBSERVATIONS CHOISIES, FRANCE

Année	σ_{LM}	σ_{KM}	σ_{LK}	η_M	η_L	η_K
1953	1,36464	1,63962	0,56500	-1,33257	-0,39446	-0,43994
1959	1,31364	1,55745	0,54446	-1,24429	-0,39947	-0,44867
1964	1,26593	1,52066	0,51988	-1,17432	-0,39268	-0,46852
1969	1,23779	1,48949	0,49700	-1,12293	-0,39211	-0,47978
1973	1,22140	1,53532	0,48401	-1,12123	-0,36936	-0,49810
1977	1,22015	1,54769	0,48265	-1,12457	-0,36468	-0,50073

formulation $Y(C, I) = \Phi[\phi(K, L), M]$, ce qui implique que la valeur ajoutée (VA) française n'est pas produite exclusivement par les facteurs primaires K et L . Cette conclusion renforce l'idée que M doit être incorporé comme intrant dans le processus de production, et par conséquent, M doit être considéré comme intrant individuel; alors $VA = \xi(K, L)$ ou $Y = f(VA, M)$ sont des mauvaises spécifications.

Par la suite, nous évaluons les EPSAU (σ_{ij}) entre les trois intrants et les élasticités-prix de la demande (η_i)⁴. La connaissance de la valeur de ces élasticités est importante pour la prise de décision. Au tableau 4 nous présentons des estimations choisies des EPSAU et de η_i ⁵. On observera qu'étant donné que tous les σ_{ij} sont positifs, les intrants K , L et M sont des substituts l'un pour l'autre.

Les estimations de σ_{KL} montrent des possibilités de substitution rigides, alors que les EPSAU, incluant les importations, excèdent l'unité. Les répercussions sur la distribution des revenus entre capitalistes et travailleurs résultant des changements de prix des importations sont basées sur le théorème Stolper-Samuelson. Plus particulièrement, l'imposition de droits de douane, qui augmentent le prix des importations, améliorera la situation des deux groupes de bénéficiaires de revenus avec l'effet, cependant, que la part relative des travailleurs augmentera en autant que $\sigma_{KM} > \sigma_{LM}$. L'adoption de techniques de production qui encouragent la substitution de ressources domestiques à des importations coûteuses peut améliorer le statut des travailleurs. Toutefois, les accroissements récents des salaires réels, particulièrement dans le secteur industriel, peuvent ralentir l'application de techniques intensives en main-d'œuvre.

Le tableau 4 permet aussi d'observer que les élasticités-prix de la demande d'intrants sont négatives (η_L et η_K étant dans l'intervalle d'inélasticité). Cela indique que les courbes de demande sont de pente descendante. Étant donné que la demande de travail semble être la plus inélastique (les valeurs absolues se situent près de 0,38), les syndicats détiendront une position de pouvoir dans les négociations salariales.

Au cours des 25 années de l'échantillon, la part des revenus d'investissements s'est accrue de 8 points de pourcentage, de 31,6% en 1953 à 39,6% en 1977. Du côté des coûts, les parts de coûts du travail et des importations ont connu des accroissements similaires de 5 points de

4. Voir note (2) pour la description de EPSAU.

Les estimations de η_i sont dérivées de $\eta_i = \frac{\gamma_{ii} + S_i^2 - S_i}{S_i}$

où $i = L, M$ et de $\eta_K = -(S_L\sigma_{KL} + S_M\sigma_{KM})$.

5. Les tableaux complets sont disponibles sur demande.

pourcentage, de 45% à 50% et de 11% à 16% respectivement. Une comparaison des parts de coût actuelles et estimées ainsi que des parts de revenus, indique que les divergences sont mineures et, par conséquent, que le modèle procure une représentation adéquate des données⁶.

À titre d'information supplémentaire nous présentons au tableau 5 les élasticité de substitution (σ_{ii}) et les élasticité-prix croisées de la demande d'intrants (η_{ij}) pour certaines années choisies. Les estimations de σ_{ii} peuvent être utilisées pour le calcul des η_i ; les signes positifs de η_{ij} ($\partial \ln X_i / \partial \ln P_j > 0$) vérifient les résultats mentionnés plus tôt concernant la substitution des intrants.

TABLEAU 5
ÉLASTICITÉS ET ÉLASTICITÉS CROISÉES DE SUBSTITUTION
DE LA DEMANDE D'INTRANTS

Année	σ_{LL}	σ_{MM}	σ_{KK}	η_{KL}	η_{LK}	η_{KM}	η_{MK}	η_{LM}	η_{ML}
1953	-0,8634	-12,07	-1,02	0,2589	0,2437	0,1811	0,7073	0,1507	0,6253
1959	-0,8863	- 9,53	-1,07	0,2454	0,2280	0,2033	0,6522	0,1715	0,5921
1964	-0,8522	- 7,80	-1,21	0,2395	0,2021	0,2290	0,5910	0,1906	0,5833
1969	-0,8495	- 6,68	-1,30	0,2294	0,1840	0,2504	0,5516	0,2081	0,5713
1973	-0,7478	- 6,65	-1,48	0,2391	0,1633	0,2590	0,5180	0,2061	0,6033
1977	-0,7288	- 6,71	-1,51	0,2415	0,1603	0,2592	0,5141	0,2044	0,6105

En accord avec les postulats microéconomiques de base, il ressort que la somme des élasticité-prix de la demande d'intrants en valeurs absolues est égale à la somme des élasticité-prix croisées :

$$-\sum_{i,j=1} \eta_{ij} = \sum_{j=1} \eta_i; i, j = K, L, M.$$

Il n'existe pas d'étude comparable sur le cas français dans la littérature. Toutefois, les résultats peuvent être comparés à ceux de Burgess (1974) pour les États-Unis et ceux de Denny et Pinto (1978) pour le Canada.

Faisant usage de données américaines annuelles pour la période 1929-69, Burgess a trouvé que σ_{KL} se concentrait autour de 1,15 et, σ_{LM} , autour de 2,10. Il est apparu que K et M étaient des compléments, et la séparabilité intrant-extrant fut rejetée de façon similaire. Burgess rejeta la séparabilité linéaire et non linéaire $[(K, L), M]$ et, comme extension nous avons rejeté les possibilités restantes de séparabilité $[(K, M), L]$ et $[(L, M), K]$. Denny et Pinto ont rejeté la séparabilité intrant-extrant et ils trouvèrent que les trois intrants étaient des substituts l'un de l'autre. Ainsi, nos résultats sont plus comparables avec cette dernière étude portant sur l'économie agrégée canadienne.

6. Les parts de coûts actuelles et estimées ainsi que les parts de revenus sont disponibles sur demande.

IV — CONCLUSIONS

L'économie française n'a pas échappé aux récessions successives qui ont touché la plupart des économies occidentales au cours des années 1970. Les caractéristiques principales de cette économie ont été la stagflation, soit un accroissement du chômage, des capacités de production excédentaires et des pressions inflationnistes.

Considérant l'économie française dans son ensemble, nous avons posé l'hypothèse que les importations apparentées aux facteurs primaires, étaient responsables de la production totale. Étant une première tentative pour la France, le modèle translog à deux extrants et trois intrants a permis de dégager plusieurs conclusions importantes. Le rejet de la séparabilité intrant-extrant implique que le mélange d'intrants de minimisation des coûts est fonction de la composition de la production. De plus, le rejet de la formulation $Y(C, I) = \Phi[\phi(K, L), M]$ montre que la valeur ajoutée française n'est pas produite par les facteurs primaires seulement. Alors, les importations ne peuvent pas être rayées de la fonction de production. De plus, le rejet de la séparabilité linéaire et non linéaire mène à la conclusion que les formulations Cobb-Douglas et CES ne peuvent pas représenter adéquatement la technologie française.

Tous les intrants sont des substituts l'un de l'autre, ce qui procure des estimations passablement stables. Les possibilités de substitution observées sont importantes, surtout pour améliorer la situation des salariés et pour remédier à certaines situations de rigidité syndicale. Une nouvelle réduction progressive des droits de douane telle que préconisée par la C.E.E., bénéficierait aux travailleurs en autant que $\sigma_{KM} > \sigma_{LM}$. En outre, les nouvelles politiques de subventions diverses aux petites et moyennes entreprises peuvent provoquer une redistribution de la production totale favorisant les petits manufacturiers. Les problèmes existants peuvent être éliminés par des incitatifs à l'investissement dans le capital humain en mettant l'accent sur le secteur de la production pour diminuer les coûts d'importation et de main-d'œuvre qui apparaissent quelque peu élevés.

Toutes les courbes de la demande d'intrants sont de pente descendante et inélastique. Au cours de la période de 25 ans de l'échantillon, la part du coût du travail s'est accrue de 4 points de pourcentage (passant de 46% en 1953 à 50% en 1977), alors que la part du coût des importations s'est accrue de 5,5 points de pourcentage.

De l'autre côté, la part des revenus des biens de consommation a diminué de 8 points de pourcentage au bénéfice de la part des biens d'investissement. Finalement, notons que les petites divergences entre les parts de coûts actuelles et estimées et les parts de revenus attestent de la qualité de l'ajustement du modèle et de sa formulation.

ANNEXE

Données

En supposant que la fonction (2) est linéaire homogène, la somme des valeurs des parts donne l'unité, de sorte que la valeur de la production est égale à la valeur des intrants :

$$P_C Y_C + P_I Y_I = W_R K + W_L L + W_M M. \quad (\text{A-1})$$

Étant donné que la production est exprimée en termes de ventes finales, les importations de biens d'investissement et de consommation doivent être ajoutées au produit intérieur brut (PIB), et les coûts non reliés à des facteurs doivent être exclus :

$$TC \equiv P_C Y_C + P_I Y_I = GDP + mM - T_{ind} + S \quad (\text{A-2})$$

où T_{ind} = taxes indirectes, S = subventions, et mM = valeur des importations.

Toutes les informations nécessaires pour la partie droite de (A-2) se trouvent dans OCDE, *Comptes nationaux (CN)*, pour l'ensemble de la période⁷. La valeur totale des biens de consommation est la somme des dépenses pour des biens non durables et des services, effectués par les ménages (H), les gouvernements (G) et par le secteur des exportations (X) :

$$P_C Y_C = P_C^H Y_C^H + P_C^G Y_C^G + P_C^X Y_C^X \quad (\text{A-3})$$

où P_C^i, Y_C^i ($i = H, G, X$) sont les valeurs unitaires et les quantités respectivement. La valeur des exportations de biens non durables a été calculée à partir des statistiques provenant de *Nations-Unies, Annuaire Statistique du Commerce International*. Les exportations de services ont été calculées comme étant la différence entre la valeur des exportations de biens et services (OCDE, NA) moins la valeur des exportations de marchandises. (*Nations-Unies, Annuaire Statistique du Commerce International*).

Les données sur les investissements ont été traitées comme résidus :

$$P_I Y_I = TC - P_C Y_C. \quad (\text{A-4})$$

Ainsi, $R_C = \frac{P_C Y_C}{TC}$ et $R_I = \frac{P_I Y_I}{TC} = 1 - R_C$ sont les parts de consommation et d'investissement. Le rapport $P_C Y_C / P_I Y_I$ a été normalisé en posant égales à 1 les données de l'année 1953.

Les données des facteurs de production ont été obtenues de la façon suivante. La facture salariale provient de NA, *Annuaire Statistique des*

7. Les données sont exprimées en prix courants en milliards de francs. Les informations et les tableaux détaillés sont disponibles sur demande.

comptes nationaux, et de OCDE, *Indicateurs économiques, France*. Les données sur la main-d'œuvre sont tirées de OCDE, *Statistiques sur la main-d'œuvre*, et le niveau moyen des salaires a été calculé et posé égal à 1 pour 1953 afin de permettre de dériver l'indice salarial W_L .

W_M provient de NA, *Annuaire Statistique du Commerce International* et elle fut posée égale à 1 pour l'année 1953. W_K , l'indice de prix des services du capital a été estimé comme suit⁸ :

$$W_K = r_t + q_{t-1} + dq_t - (q_t - q_{t-1})$$

où,

r_t = rendement des obligations du gouvernement, utilisé comme approximation du coût d'option du capital (*FMI, Statistiques financières internationales*);

q_t = déflateur implicite des prix de la formation intérieure de capital pour l'année t (*NA, Annuaire Statistique des comptes nationaux*);

$(q_t - q_{t-1})$ = gains de capital de l'année t ;

d = taux annuel moyen d'amortissement.

Les données sur le stock de capital proviennent de OCDE, *La mesure du capital*, pour la période 1955-1971, alors que les données pour le reste de la période échantillonnale ont été obtenues par extrapolation linéaire.

BIBLIOGRAPHIE

- APOSTOLAKIS, B., *Import and Energy Demand Functions: A Translogarithmic Cost Function Approach, Greece 1953-77*. Thèse de PH.D non-publiée, Northern Illinois University, 1981.
- BURGESS, D. F., « Cost Minimization Approach to Import Demand Equations », *Review of Economics and Statistics* 56 (mai 1974) : 225-34.
- CHRISTENSEN, L. R., et D. W. JORGENSEN, « The Measurement of U. S. Real Capital Input, 1929-67 », *Review of Income and Wealth* 4 (1969) : 293-320.
- DENNY, M., et C. PINTO, « An Aggregate Model With Multi-Product Technologies », in M. Fuss et D. McFadden (éd.) *Production Economies: A Dual Approach to Theory and Applications*, vol. II, North-Holland Publishing Co., Amsterdam 1978, pp. 249-67.
- HOTELLING, H., « Edgeworth's Taxation Paradox and the Nature of Demand and Supply Functions », *Journal of Political Economy* 40(1932) : 577-616.

8. Voir Christensen et Jorgenson (1969).

- INTERNATIONAL MONETARY FUND, *International Financial Statistics*, France, divers numéros.
- McFADDEN, D. L., « Cost, Revenue and Profit Functions », in D. L. McFadden (éd.), *An Econometric Approach to Production Theory* (Amsterdam: North-Holland Publishing Co.), 1973.
- OECD, *Economic Survey*, France, Paris, divers numéros.
- , *Labor Force Statistics*. Geneva, divers numéros.
- , *National Accounts 1979*, vol. I.
- , *The Measurement of Capital*, Paris 1976, p. 141.
- SAMUELSON, P.A., *Foundations of Economic Analysis*, Cambridge: Harvard University Press, 1947.
- SHEPHARD, R. W., *Cost and Production Functions* (Princeton University Press, Princeton, N. J.), 1953.
- U. N. *Yearbook of International Trade Statistics*, divers numéros.
- , *Yearbook of National Accounts Statistics*, divers numéros.
- UZAWA, H., « Duality Principles in the Theory of Cost and Production. » *International Economic Review* 5(1964): 216-20.