

Déséquilibre, investissement et désagrégation sectorielle : une application au cas français

Patrick ARTUS, Sanvi AVOUYI-DOVI,
Jean-Pierre LAFFARGUE *

RÉSUMÉ. — Un modèle de déséquilibre à deux secteurs, exposé et abrité, qui inclut des comportements d'investissement, est estimé sur la période 1964/4-1984/4. Le secteur exposé apparaît avoir été en régime d'excédent de demande de 1979 à 1985. Cette caractéristique semblerait résulter du faible investissement de la période 1975-1985, qui est lui-même lié à la profitabilité médiocre des entreprises sur cette période. En revanche le secteur abrité a été presque toujours en excédent d'offre, bien qu'il soit resté souvent à proximité de l'équilibre.

Disequilibrium, Investment and Sectorial Disaggregation: an Application to France

ABSTRACT. — This paper considers a disequilibrium model of the French economy. This model includes a tradable and a nontradable sectors, investment behaviours of these sectors, and has been estimated over the period 1964/4-1984/4. A regime of excess demand had prevailed in the tradable goods sector from 1979 to 1984. This probably resulted from low productive investments over 1975-1985, which were themselves caused by the weak profitability of firms over this period. The nontradable goods sector had almost always been in a regime of excess supply. But the disequilibrium in this sector was often small.

* P. ARTUS et S. AVOUYI-DOVI : Caisse des dépôts et consignations, 195, boulevard Saint-Germain, 75007 Paris; J. P. LAFFARGUE : Université Paris-I, et CEPREMAP, 142, rue du Chevaleret, 75013 Paris. Cette recherche a bénéficié du soutien du Commissariat Général au Plan et de l'Observatoire Français des Conjonctures Économiques. Les auteurs tiennent à remercier Guy Laroque et deux lecteurs anonymes des Annales pour leurs commentaires détaillés et judicieux et Sylvie Lapersonne pour l'édition de ce texte. Les erreurs et insuffisances restent de notre fait.

1 Introduction

Les équations d'exportations industrielles qui avaient été estimées sur données françaises des années soixante et soixante-dix, puis intégrées dans les modèles économétriques de prévision, se sont révélées peu satisfaisantes quand nous sommes entrés dans les années quatre-vingt. Plus précisément quand ces fonctions sont estimées sur une période s'achevant en 1979, les prévisions qu'elles donnent pour les dates postérieures sont systématiquement trop optimistes. Des estimations glissantes effectuées sur une décennie, concluent à une baisse progressive mais forte des élasticités-prix, au fur et à mesure qu'elles incluent les années quatre-vingt. En revanche les équations expliquant les importations industrielles n'ont pas vu leur qualité se détériorer de la même façon.

ARTUS [1983 *a*, 1983 *b*, 1984] proposa une explication intéressante de ces évolutions. Si les prix sont insuffisamment flexibles les exportations industrielles de la France sont égales au minimum de l'offre de nos entreprises au marché international et de la demande des pays étrangers pour nos marchandises. Cette offre est déterminée par le capital fixe productif des firmes exportatrices et par les coûts du travail et des consommations intermédiaires qu'elles supportent. Des estimations recourant à l'économétrie du déséquilibre concluent alors que depuis 1979 les exportations françaises auraient été déterminées par l'offre qui aurait été constamment inférieure à la demande. Comme les équations d'exportations traditionnelles incluent principalement des variables qui influencent la demande, il n'y a pas lieu d'être surpris qu'elles conduisent à une surestimation systématique de nos ventes à l'étranger dans les années quatre-vingt. En revanche, nos importations semblent avoir été déterminées la plupart du temps par la demande nationale de marchandises étrangères.

Cependant ces résultats semblent contredire ceux des modèles économétriques du déséquilibre de l'ensemble de l'économie française avec un bien agrégé unique. ARTUS, AVOUYI-DOVI et LAROQUE [1985], ainsi que LAMBERT, LUBRANO et SNEESSENS [1984], concluent que la France est presque toujours restée dans un régime keynésien depuis le premier choc pétrolier, la demande effective de marchandises s'avérant la plupart du temps inférieure à l'offre.

Les entreprises françaises étaient-elles dans un régime keynésien ou classique au début des années quatre-vingt? La réponse à cette question a d'importantes implications pour la politique économique. Les modèles utilisés par les administrations ont une forte préférence pour la première réponse, et tendent à recommander des politiques de relance par la demande (accroissement des dépenses publiques, des transferts sociaux et des salaires) dans les limites autorisées par une contrainte sur le déficit extérieur. Beaucoup d'économistes font la seconde réponse et recommandent une modération des salaires et des taux d'intérêt. Les résultats empiriques que nous avons rappelés suggèrent que le secteur d'exportations serait dans un régime classique, mais qu'au niveau agrégé, ce fait serait caché par la prédominance d'une situation keynésienne dans le reste de l'économie. Cet article se

propose d'examiner ces questions en estimant un modèle de déséquilibre à deux secteurs qui a plusieurs points communs avec celui théorique de LAFFARGUE [1989].

Mais la signification économique exacte de ce qu'est un régime classique dans un modèle économétrique du déséquilibre pose quelques problèmes. Pour ARTUS, AVOUYI-DOVI et LAROQUE [1985], cette situation résulte essentiellement d'une forte rigidité de l'emploi qui empêche l'offre de suivre suffisamment rapidement la demande quand celle-ci augmente. Cependant ces auteurs imposaient une dynamique exogène pour l'accumulation du capital. Ici nous préférons court-circuiter la modélisation du marché du travail, où les études antérieures identifient la plupart du temps un excédent d'offre. Nous continuerons évidemment de faire dépendre les offres de marchandises des intensités capitalistiques de leurs productions et en conséquence, du coût du travail. Nous introduirons en revanche un comportement explicite d'investissement reliant celui-ci à la profitabilité des entreprises et à la demande pour leurs produits. Nous conclurons que le régime classique résulte principalement d'une insuffisance de capital productif et d'une intensité du capital excessive. Dans le secteur exposé ce régime l'emporte la plupart du temps depuis 1972, et l'investissement y est surtout sensible à la profitabilité. L'évolution trop rapide du coût du travail est donc au centre de cet article.

La section 2 donne la spécification du modèle. Les résultats de l'estimation sont discutés dans la troisième. Les probabilités des régimes et le résultat de simulations dynamiques, qui permettent d'obtenir une mesure de l'ampleur des déséquilibres, sont donnés et commentés dans la section 4.

2 Le modèle

Le modèle (tableau 1) distingue deux biens, l'un qui est exposé et l'autre qui est abrité de la concurrence étrangère. Nous avons suivi une pratique usuelle en considérant que le premier est fabriqué par les industries de transformation (secteurs U04, U05, U06) et le second par les autres branches marchandes. Les échanges extérieurs de celles-ci sont certes importants, mais ils semblent moins obéir à une logique de marché que pour les premières. Les prix, les coûts du capital et du travail, les variations de stocks, la formation brute du capital fixe en bien abrité et les échanges extérieurs de cette marchandise, ont des évolutions exogènes. Les entreprises du secteur exposé ont une même fonction de production de Cobb-Douglas avec rendements d'échelle constants.¹ La production d'une unité de bien exposé requiert une consommation intermédiaire de θ unités de marchandise

1. $1/(1+a)$ est l'exposant du capital fixe. Des estimations préliminaires n'ont pas mis en évidence d'effet autonome pour le progrès technique.

Le modèle : les équations

Quand les offres et les demandes peuvent différer des quantités échangées, elles sont identifiées par les exposants s ou d . La partie déterministe d'une fonction de demande est identifiée par l'exposant d et le terme (0).

Offre

$$(1) \quad Q^s = A Q_{-1}^{1-\lambda} [(w/P_{VA})^{-\alpha} K]^{\lambda} + \varepsilon_s$$

$$(2) \quad Q'^s = A' Q'_{-1}{}^{1-\lambda'} [(w'/P'_{VA})^{-\alpha'} K']^{\lambda'} + \varepsilon'_s$$

Demande**Consommation intermédiaire**

$$(3) \quad C_j = \theta Q$$

$$(4) \quad C'_j = \theta' Q'$$

Investissement en matériel

$$(5) \quad I/K = k_0 + k_1 (w/P_{VA})^{\alpha}/r + k_2 (w/P_{VA})^{\alpha} [C'_j + I^d(0) + C^d(0) - M^d(0) + X^d(0) + G]/K + k_3 (I/K)_{-1} + \varepsilon_I/K$$

$$(6) \quad I'/K' = k'_0 + k'_1 (w'/P'_{VA})^{\alpha'}/r' + k'_2 (w'/P'_{VA})^{\alpha'} \times [C_j + C'^d(0) + G']/K' + k'_3 (I'/K')_{-1} + \varepsilon'_I/K'$$

Consommation des ménages

$$(7) \quad C = c_0 + c_1 (P_{VA} Q + P'_{VA} Q' - Z)/P_C + c_2 C_{-1} + \varepsilon_C$$

$$(8) \quad C'^d = c'_0 + c'_1 (P_{VA} Q + P'_{VA} Q' - Z)/P_C + c'_2 C'_{-1} + \varepsilon'_C$$

Importations et exportations de bien exposé

$$(9) \quad M^d = [C'_j + I^d(0) + I'^d(0) + C^d(0) + X^d(0) + G] \times \exp[m_0 + m_1 t + \sum_i m_{2i} (P/P_M)_{-i}] + \varepsilon_M$$

$$(10) \quad X^d = \exp[x_0 + x_1 \log y^* + \sum_j x_{2j} (P^*_X/P_X)_{-j}] + \varepsilon_X$$

Rationnement

$$(11) \quad Q^d = C'_j + I + I' + C - M^d + X^d + G$$

Si : $Q^d \leq Q^s$, alors : $Q = Q^d$, $M = M^d$, $X = X^d$

Si : $Q^d > Q^s$, alors : $Q = Q^s$, $M = M^d + \mu(Q^d - Q^s)$,
 $X = X^d - (1 - \mu)(Q^d - Q^s)$, $0 < \mu < 1$

$$(12) \quad Q'^d = C_j + C'^d + G'$$

si : $Q'^d \leq Q'^s$, alors : $Q' = Q'^d$, $C' = C'^d$

si : $Q'^d > Q'^s$, alors : $Q' = Q'^s$, $C' = Q'^s - C_j - G'$

Accumulation du capital

$$(13) \quad K = K_{-1} + I_{-1} - A_{-1}$$

$$(14) \quad K' = K'_{-1} + I'_{-1} - A'_{-1}$$

*Le modèle : les variables***Endogènes (millions de francs 1970)**

C, C' :	consommation finale des ménages résidents, respectivement en biens exposé et abrité.
C_j, C'_j :	consommation intermédiaire respectivement de bien abrité par le secteur exposé et de bien exposé par le secteur abrité.
I, I' :	investissement en matériel par, respectivement, le secteur exposé et le secteur abrité.
K, K' :	capital net en matériel, respectivement, du secteur exposé et de celui abrité (début de période).
M :	importations de bien exposé.
Q, Q' :	production, nette des consommations intermédiaires intrabranches, des, respectivement, secteurs exposé et abrité.
X :	exportations de bien exposé.

Exogènes (les quatre premières sont en millions de francs 1970)

A, A' :	dépréciation et déclassement du capital en matériel dans, respectivement, le secteur exposé et celui abrité.
G, G' :	demande exogène de bien, respectivement, exposé et abrité.
P :	déflateur de prix implicite pour Q .
P_C :	déflateur de prix implicite pour $C + C'$.
P_{VA}, P'_{VA} :	indice des prix à la valeur ajoutée dans les secteurs, respectivement, exposé et abrité; définis comme l'écart entre, respectivement, P et θ fois le déflateur implicite pour C_j , et P' et θ' fois le déflateur implicite pour C'_j .
P_M, P_X :	déflateur de prix implicite pour respectivement M et X .
P_X^* :	prix des concurrents de la France sur le marché des exportations de bien exposé (en francs).
r, r' :	coût d'usage du capital en pour cent par an dans, respectivement, le secteur exposé et celui abrité.
Z :	valeur ajoutée des administrations publiques et privées, des institutions de crédit et des compagnies d'assurance, plus transferts nets (TVA et droits de douanes exclus) à ces agents et au reste du monde.
θ :	consommation intermédiaire de bien abrité par unité produite de bien exposé.
θ' :	consommation intermédiaire de bien exposé par unité produite de bien abrité.
w, w' :	coût horaire du travail dans, respectivement, le secteur exposé et celui abrité (en francs).
y^* :	indice de la demande mondiale pour les exportations de bien exposé (1970 = 100).

La plupart des données proviennent des Comptes Trimestriels de l'INSEE (ceux-ci ne sont disponibles qu'après corrections des variations saisonnières, comme toutes les autres statistiques utilisées). A, A', I, I', K et K' ont été calculés à partir de la banque de données annuelle du modèle DMS et de la série d'investissement en matériel des comptes trimestriels. $C + C'$ a été réparti entre ses deux composantes conformément à la structure de consommation sur le territoire français des ménages résidents et non résidents. r et r' ont été estimés par AVOUYI-DOVI et STERDYNIAK [1986]. P_X^* et y^* proviennent de la banque de données trimestrielles du modèle METRIC.

abritée.² Ainsi, la valeur ajoutée par cette unité sera : $P_{VA} = P - \theta P_{Cj}$, où P et P_{Cj} sont les indices de prix de la production et de la consommation

2. Le coefficient technique θ est une variable exogène qui change de trimestre en trimestre afin que l'équation (3) soit toujours exactement vérifiée. Ce choix nous a semblé préférable à celui qui aurait consisté à prendre la consommation intermédiaire C_j comme exogène, car les indices des prix à la valeur ajoutée, qui sont des variables prédéterminées dans l'estimation, dépendent de θ et non de C_j . Cette hypothèse est aussi plus satisfaisante pour le calcul de variante sur la période d'estimation.

intermédiaire. Dans le court terme le montant de capital est prédéterminé et l'emploi est parfaitement flexible. Pour augmenter la production de Q_{-1} à Q les entreprises doivent supporter un coût d'ajustement, qui est proportionnel à : $P(Q - Q_{-1})/Q_{-1}$. La maximisation des profits à court terme détermine l'offre de bien exposé. En log-linéarisant cette expression et en ignorant la dépendance de la vitesse d'ajustement par rapport à P_{VA}/P , nous obtenons l'équation (1).³

Dans un souci de simplicité nous avons choisi de formaliser indépendamment les comportements de court terme d'offre et de moyen terme d'investissement, et ceci au prix d'un certain manque de cohérence. Le coût d'installation moyen de biens d'équipements nouveaux est supposé être une fonction linéaire du rapport de l'investissement au capital. Le plan d'investissement est fixé de façon à ce qu'il maximise la valeur actualisée des dividendes. Certaines entreprises pensent que leurs ventes ne seront jamais contraintes par une demande insuffisante et ne font dépendre leur investissement que de sa rentabilité [second terme du membre de droite de (5)]. Les autres firmes considèrent qu'elles seront confrontées à une demande insuffisante relativement à leur capital disponible. Elles essaieront d'ajuster celui-ci au niveau requis par cette demande [le coefficient de capital est déterminé par le coût du travail et nous obtenons le troisième terme du membre de droite de (5)]. Les programmes d'optimisation des deux types de firmes utilisent des valeurs permanentes anticipées des variables exogènes qui sont reliés aux niveaux observés par un mécanisme adaptatif [ce qui conduit au quatrième terme du membre de droite de (5)]. Une justification plus précise de l'équation d'investissement est donnée dans l'annexe 1. Un comportement similaire des entreprises du secteur abrité conduit aux équations (2), (4) et (6).

La consommation totale des ménages dépend de la somme du revenu de cet agent, tel qu'il est défini par la Comptabilité Nationale, et de l'épargne des entreprises non financières qui appartiennent à ces ménages.⁴ Les équations (7) et (8) reposent sur l'hypothèse que les deux biens sont complémentaires pour la consommation. Nous verrons plus bas que celle des marchandises abritées peut être soumise à un rationnement. Nous supposons que celui-ci ne conduit pas à un report vers l'autre bien.⁵

3. Cette formalisation peut aussi être interprétée comme une représentation indirecte de la rigidité de l'emploi (d'autant plus forte que λ est faible), sous l'hypothèse d'un excédent de main d'œuvre dans l'économie. ARTUS, AVOUYI-DOVI et LAROQUE [1985] préfèrent spécifier de façon complète le marché du travail. Mais outre que cet aspect de leur modèle n'est pas des plus robustes (l'inertie de l'emploi semble excessive), ces auteurs concluent que sur les 75 trimestres qu'ils considèrent, seulement neuf ont une probabilité positive d'avoir connu un excédent de la demande de travail par les entreprises. En ignorant cette possibilité nous ne commettons donc pas une grande erreur et nous évitons la complication d'un doublement du nombre de régimes.

4. D'après notre définition des prix à la valeur ajoutée, le terme : $P_{VA}Q + P'_{VA}Q'$, des équations (7) et (8) est égal à la valeur de la production totale : $PQ + P'Q'$, déduite de la valeur des consommations intermédiaires, c'est-à-dire à la valeur ajoutée marchande en francs courants.

5. Des estimations préliminaires fondées sur une spécification beaucoup plus générale des fonctions de consommation nous ont conduit à retenir cette restriction.

Le rapport de la demande d'importations à celle totale de bien exposé dépend de la compétitivité des premières et d'une tendance temporelle qui traduit l'ouverture progressive de l'économie française [équation (9)]. La demande d'exportations dépend de leur compétitivité et d'un indice de la demande mondiale [équation (10)].

L'équation (11) donne la demande de bien exposé. Quand elle est supérieure à l'offre les importations subissent une augmentation et les exportations une diminution, égales respectivement aux proportions μ et $(1-\mu)$ de la demande excédentaire. Dans la situation opposée la production est réduite jusqu'à s'ajuster à la demande. L'équation (12) donne la demande de bien abrité. Quand elle est supérieure à l'offre la consommation est rationnée. Sinon la production est réduite en conséquence. Il y a donc quatre régimes possibles.

TABLEAU 2

L'équilibre de court terme du modèle

(15)	$Q^s = q + \varepsilon_s$
(16)	$Q^{s'} = q' + \varepsilon'_s$
(17)	$C_J = \theta Q$
(18)	$C'_J = \theta' Q'$
(19)	$I = \alpha_0 + \alpha_1 (Q^d - I - \varepsilon'_I - \varepsilon_C + \varepsilon_M - \varepsilon_X) + \varepsilon_I$
(20)	$I' = \alpha'_0 + \alpha'_1 (Q^{d'} - I') + \varepsilon'_I$
(21)	$C = \beta_0 + c_1 (\beta_1 Q + \beta'_1 Q') + \varepsilon_C$
(22)	$C^{d'} = \beta'_0 + c'_1 (\beta_1 Q + \beta'_1 Q') + \varepsilon'_C$
(23)	$M^d = m(Q^d + M^d - \varepsilon_I - \varepsilon'_I - \varepsilon_C - \varepsilon_X) + \varepsilon_M$
(24)	$X^d = x + \varepsilon_X$
(25)	$Q^d = C'_J + I + I' + C - M^d + X^d + G$
(26)	$Q^{d'} = C_J + C^{d'} + G'$
(27), (28), (29)	si : $Q^d \leq Q^s$, alors : $Q = Q^d$, $M = M^d$, $X = X^d$ si : $Q^d > Q^s$, alors : $Q = Q^s$, $M = M^d + \mu(Q^d - Q^s)$, $X = X^d - (1-\mu)(Q^d - Q^s)$
(30), (31)	si : $Q^{d'} \leq Q^{s'}$, alors : $Q' = Q^{d'}$, $C' = C^d$ si : $Q^{d'} > Q^{s'}$, alors : $Q' = Q^{s'}$, $C' = Q^{s'} - C_J - G'$

Les huit perturbations stochastiques qui figurent dans le modèle sont normalement distribuées, ont des espérances nulles et ne sont ni mutuellement, ni temporellement, corrélées. Les investissements et les importations dépendent de plusieurs demandes [équations (5), (6) et (9)].⁶ Afin de

6. Nous avons éliminé du terme de demande figurant dans l'équation d'investissement du secteur exposé, la demande d'investissement de ce secteur. Nous avons procédé de même pour l'investissement de l'autre branche et les importations.

simplifier l'estimation nous avons substitué à la valeur effective de chacune, celle qu'elle aurait prise si la perturbation stochastique de l'équation qui la détermine avait été nulle; cette pratique est usuelle.⁷

Il nous reste à démontrer qu'à une date donnée le modèle détermine un état unique de l'économie. Le tableau 2 donne une présentation plus concise des équations, en fusionnant les variables exogènes et retardées avec les paramètres. L'expression exacte des nouveaux paramètres composites ainsi obtenus est facile à calculer. L'état courant de l'économie est caractérisé par 17 variables qui doivent satisfaire à autant de relations. Celles-ci définissent une application linéaire par morceaux de l'espace des variables dans \mathbb{R}^{17} . Si elle est inversible elle détermine un état unique de l'économie. Il est possible d'obtenir des conditions nécessaires et suffisantes de cette propriété en utilisant un théorème de GOURIÉROUX, LAFFONT et MONFORT [1980]. Elles s'avèrent largement satisfaites par toutes valeurs raisonnables des paramètres et des exogènes, et bien sûr par celles résultant de l'estimation. Un traitement plus détaillé de ces questions est donné dans l'annexe 2.

3 Estimation

3.1. La méthode

Le modèle a été estimé par le maximum de vraisemblance sur la période allant du quatrième trimestre 1964 au dernier trimestre 1984. Notre désir de prendre en compte les années soixante et de disposer d'une période d'estimation suffisamment longue, nous a forcé à travailler avec des données en base 1970. Une contrepartie de ce choix est que les années les plus récentes, qui ne sont disponibles qu'en base 1980, n'ont pas pu être prises en compte. A une date et dans un régime donnés, le modèle peut être résumé par :

- 1. *six équations* qui donnent des expressions linéaires de six perturbations stochastiques en fonction des six endogènes observables : I, I', M, Q, Q', X;
- 2. *deux inéquations*, chacune contraignant une des deux dernières perturbations par une fonction linéaire de variables observables.

Considérons d'abord le régime 1 où les demandes des deux biens sont inférieures à leurs offres. Nous avons, avec les notations du tableau 2 :

7. Si le modèle avait été estimé par le pseudo maximum de vraisemblance simulé, cette dernière simplification aurait pu ne pas être faite (LAROQUE [1989]).

$$\begin{aligned}
(32) \quad \varepsilon_1 &= I - \alpha_0 / (1 + m \alpha_1) - \alpha_1 [(1 - m) / (1 + m \alpha_1)] [\alpha'_1 \theta Q + \theta' Q' \\
&\quad + (c_1 + \alpha'_1 c'_1) (\beta_1 Q + \beta'_1 Q') + x + G + \alpha'_1 G' + \beta_0 + \alpha'_0 + \beta'_0 \alpha'_1] \\
(33) \quad \varepsilon'_1 &= I' - \alpha'_0 - \alpha'_1 [\theta Q + c'_1 (\beta_1 Q + \beta'_1 Q') + G' + \beta'_0] \\
(34) \quad \varepsilon_C &= Q - \theta' Q' - I - I' + M - X - G - \beta_0 - c_1 (\beta_1 Q + \beta'_1 Q') \\
(35) \quad \varepsilon'_C &= Q' - \theta Q - G' - \beta'_0 - c'_1 (\beta_1 Q + \beta'_1 Q') \\
(36) \quad \varepsilon_M &= M - m \alpha_0 / (1 + m \alpha_1) - m [(1 + \alpha_1) / (1 + m \alpha_1)] [\alpha'_1 \theta Q + \theta' Q' \\
&\quad + (c_1 + \alpha'_1 c'_1) (\beta_1 Q + \beta'_1 Q') + x + G + \alpha'_1 G' + \beta_0 + \alpha'_0 + \beta'_0 \alpha'_1] \\
(37) \quad \varepsilon_X &= X - x \\
(38) \quad \varepsilon_s &\geq Q - q \\
(39) \quad \varepsilon'_s &\geq Q' - q'.
\end{aligned}$$

Nous rappelons que les paramètres composites introduits dans le tableau 2 sont de simples fonctions des paramètres originaux et des variables prédéterminées observables. Les perturbations stochastiques sont normalement distribuées, de moyennes nulles et non corrélées entre elles ni au cours du temps. Leurs écarts types respectifs sont : σ_1 , σ'_1 , σ_C , σ'_C , σ_M , σ_X , σ_s et σ'_s .

Appelons f et Φ respectivement les fonctions de densité et de répartition de la loi normale réduite. Pour une date t de la période d'estimation, et pour un choix des valeurs des paramètres, les relations (32) à (37) nous donnent la valeur prise par le vecteur des perturbations : ε_1 , ε'_1 , ε_C , ε'_C , ε_M , ε_X .

Sa vraisemblance conditionnellement à la prévalence du régime 1 est : $f(\varepsilon_1/\sigma_1) f(\varepsilon'_1/\sigma'_1) f(\varepsilon_C/\sigma_C) f(\varepsilon'_C/\sigma'_C) f(\varepsilon_M/\sigma_M) f(\varepsilon_X/\sigma_X) / (\sigma_1 \sigma'_1 \sigma_C \sigma'_C \sigma_M \sigma_X)$. En multipliant cette expression par la valeur absolue du jacobien de l'application définie par les équations (32) à (37), nous obtenons la vraisemblance du vecteur des six endogènes, conditionnellement à l'hypothèse d'être dans le premier régime. La probabilité de celui-ci est : $[1 - \Phi((Q - q)/\sigma_s)] [1 - \Phi((Q' - q')/\sigma'_s)]$. Son produit par la vraisemblance précédente est égal à la contribution de ce régime à la vraisemblance totale, à l'instant et pour les valeurs des paramètres considérés.

Examinons maintenant le régime 2, où la demande est inférieure à l'offre dans le secteur abrité, mais où la situation opposée prévaut dans l'autre branche. Les équations (32), (33), (34), (35) et l'inégalité (39), restent valides. Il est facile de remarquer que (27), (28) et (29) deviennent équivalents aux trois relations suivantes, qui remplacent (36), (37) et (38) :

$$\begin{aligned}
(40) \quad \varepsilon_s &= Q - q \\
(41) \quad \varepsilon_M/\mu + \varepsilon_X/(1 - \mu) &= [M - m \alpha_0 / (1 + m \alpha_1) - m [(1 + \alpha_1) / \\
&\quad (1 + m \alpha_1)] [\alpha'_1 \theta Q + \theta' Q' + (c_1 + \alpha'_1 c'_1) (\beta_1 Q + \beta'_1 Q') \\
&\quad + x + G + \alpha'_1 G' + \beta_0 + \alpha'_0 + \beta'_0 \alpha'_1]] / \mu + (X - x) / (1 - \mu) \\
(42) \quad \varepsilon_M - \varepsilon_X &\leq M - m \alpha_0 / (1 + m \alpha_1) \\
&\quad - m [(1 + \alpha_1) / (1 + m \alpha_1)] [\alpha'_1 \theta Q + \theta' Q' + (c_1 + \alpha'_1 c'_1) (\beta_1 Q + \beta'_1 Q') \\
&\quad + x + G + \alpha'_1 G' + \beta_0 + \alpha'_0 + \beta'_0 \alpha'_1] - (X - x).
\end{aligned}$$

Dans le calcul de la contribution du régime 1 à la vraisemblance totale, nous avons utilisé le fait que les huit termes stochastiques apparaissant dans le membre de gauche des relations (32) à (39) étaient non corrélés. La situation est maintenant moins favorable puisque les termes de gauche de (41) et (42) ne sont pas indépendants. Il est cependant aisé de remédier à ce problème en remplaçant l'inégalité (42) par la somme de celle-ci et du produit par $[\sigma_M^2/\mu - \sigma_X^2/(1-\mu)]/[\sigma_M^2/\mu^2 + \sigma_X^2/(1-\mu)^2]$ de l'équation (40) :

$$(43) \quad \mu \varepsilon_M / \sigma_M^2 - (1-\mu) \varepsilon_X / \sigma_X^2 \leq \mu [M - m \alpha_0 / (1 + m \alpha_1) - m [(1 + \alpha_1) / (1 + m \alpha_1)] [\alpha'_1 \theta Q + \theta' Q' + (c_1 + \alpha'_1 c'_1) (\beta_1 Q + \beta'_1 Q') + x + G + \alpha'_1 G' + \beta_0 + \alpha'_0 + \beta'_0 \alpha'_1]] / \sigma_M^2 - (1-\mu) (X - x) / \sigma_X^2.$$

Les membres de gauche de (41) et (43) n'étant pas corrélés, nous pouvons maintenant procéder comme dans le premier régime. Nous calculons de la même façon les contributions des deux autres régimes à la vraisemblance des endogènes observées à l'instant t , et additionnons les quatre résultats ainsi obtenus pour obtenir celle-ci l_t . Nous opérons de même pour chaque date de la période d'estimation. Le produit de tous les l_t est la vraisemblance L de l'échantillon.

Nous avons maximisé le logarithme de L en recourant à un algorithme du gradient construit autour du programme HARWELL-VA13AD. A chaque date t et pour chaque étape de la procédure itérative, le gradient de $\log l_t$, h_t , a été numériquement calculé. Les valeurs initiales données aux paramètres ont été déduites de régressions des moindres carrés ordinaires. Celles-ci ont aussi donné les distributions de retards qui apparaissent dans les expressions des compétitivités des exportations et des importations. Une fois que l'algorithme a convergé, la matrice de variance covariance des estimateurs a été calculée par $(\Sigma_t, h_t, h'_t)^{-1}$. La probabilité qu'a l'économie d'être dans un régime donné à la date t est égale à la contribution relative de ce régime à la valeur de la vraisemblance à cette date.

3.2. Les valeurs estimées des paramètres

Le tableau 3 donne les estimations des paramètres et des écarts types des perturbations du modèle. Les exposants du capital dans les deux fonctions de production sont respectivement : $1/2,18=0,46$, et : $1/1,65=0,61$, ce qui peut sembler un peu trop élevé. Les délais d'ajustement moyens dans les équations d'offre sont de 14,4 et 11,1 trimestres.

Les variables de profitabilité et de demande interviennent avec les bons signes dans les fonctions d'investissement. Dans le secteur exposé elles ne sont pas significatives par suite de leur colinéarité. Il est cependant possible de montrer que dans le long terme la profitabilité devient significative (son coefficient est alors égal à 0,041 avec un écart type de 0,017). Cette variable a plus d'influence sur l'investissement que n'en a la demande dans la branche exposée, alors que le contraire prévaut dans le secteur abrité ($k_1/k_2 = 7 \gg k'_1/k'_2 = 0,14$). Les délais d'ajustement moyens dans les branches exposée et abritée, sont, respectivement, de 10,9 et 3,6 trimestres. Pour les fonctions de consommation, ces délais sont de 2,9 et 14,4 trimestres, et les propensions à consommer sont de 0,32 et de 0,58.

L'effet de la compétitivité dans la fonction d'importations s'est avéré si faible et si peu significatif que nous avons décidé de le négliger. Nous n'avons pas fait de même pour les exportations quoique cette élasticité y soit faible (0,10) et non significative. L'élasticité des exportations par rapport à la demande mondiale est significativement supérieur à 1 (1,26). Enfin quand la demande de bien exposé dépasse l'offre, 32 % de la différence est satisfaite par une hausse des importations et le reste par une baisse des exportations. ⁸

TABLEAU 3

Estimation des paramètres et des écarts types des perturbations stochastiques

Offre			Investissement		
Écart type			Écart type		
Log A	0,010	0,025	k_0	0,0007	0,0030
α	1,18	0,35	k_1	0,0035	0,0036
λ	0,065	0,036	k_2	0,0005	0,0023
Log A'	-0,044	0,028	k_3	0,916	0,052
α'	0,65	0,05	k'_0	-0,0011	0,0025
λ'	0,082	0,037	k'_1	0,0023	0,0009
			k'_2	0,169	0,0043
			k'_3	0,705	0,094

Consommation			Importations, exportations		
Écart type			Écart type		
c_0	-3 254,0	1 409,0	m_0	-1,700	0,029
c_1	0,081	0,027	Σm_{2i}	0,0	-
c_2	0,0743	0,083	m_1	0,0076	0,0008
c'_0	164,0	421,0	x_0	0,504	1,111
c'_1	0,038	0,013	x_1	1,257	0,047
c'_2	0,093 5	0,021	Σx_{2j}	0,103	0,205
			μ	0,32	0,15

Écart type des perturbations stochastiques

Estimations		
Écart type		
ϵ_s	804	149
ϵ'_s	173	55
ϵ_{I_1}	203	27
ϵ'_{I_1}	362	50
ϵ_C	770	97
ϵ'_C	375	48
ϵ_M	1 478	252
ϵ_X	278	52

8. Il est plus traditionnel de répartir l'excédent de la demande sur l'offre entre une hausse des importations, une baisse des exportations et une diminution de la consommation : ARTUS, AVOUYI-DOVI et LAROQUE [1985] attribuent à ces possibilités les proportions respectives de 0,70, -0,12 et 0,42. Dans une étude similaire, mais incluant quelques années plus récentes, LAROQUE [1988] obtient les chiffres : 0,695, 0,085 et 0,22. ARTUS [1984] en raisonnant sur le seul marché du bien exposé et en remplaçant la consommation par la demande intérieure privée, conclut aux parts de 0,2, 0,3 et 0,5. On peut cependant se demander s'il est bien justifié de la part de ces modèles, qui n'ont pas d'équation de variation de stocks, d'admettre la possibilité que les consommateurs peuvent être durablement rationnés en produits industriels.

L'équation des exportations mérite un commentaire spécifique. De 1977/4 à 1979/4 la demande mondiale a augmenté fortement (+ 19,5 %), la compétitivité des entreprises françaises a peu bougé et les exportations ont progressé de 10,7 %. De 1979/4 à 1984/4 la demande mondiale a augmenté faiblement (+ 2,2 %), la compétitivité s'est beaucoup améliorée par suite de la baisse du dollar, et les exportations ont monté de 13 %.

Une régression des moindres carrés, faisant dépendre les exportations des seules demande mondiale et compétitivité, attribuée à l'élasticité par rapport à la première variable une valeur plus faible, et par rapport à la seconde une valeur plus forte, que l'estimation en déséquilibre (1,09 et - 0,40 respectivement). La demande notionnelle d'exportations que fournit cette dernière estimation, surestime les exportations effectives sur les deux périodes, mais avec une ampleur croissante au cours de la première et décroissante durant la seconde. Cela s'explique par la présence d'un excédent de demande de bien exposé dont l'amplitude augmente d'abord pour diminuer ensuite (*voir* graphique 1), et donc par un rationnement de la demande étrangère pour nos produits au profit de la demande intérieure.

FRANCO [1990] obtient des résultats similaires : ses graphiques 1 à 3 montrent comment la faiblesse du taux d'accumulation des entreprises du secteur industriel de 1975 à 1985, les ont empêchées de mettre à profit pour leurs exportations les gains de compétitivité de 1980 à 1982. L'étude de Franco est en base 1980 et est effectuée sur la période 1970-1988. Une estimation de l'équilibre d'exportations manufacturières par l'économétrie du déséquilibre conclut que la demande a été excédentaire en 1973-1974, 1979-1982 et depuis 1984.

4 Déséquilibre

4.1. Méthode de calcul et résultats

Le tableau 4 donne les probabilités des régimes, qui sont un des résultats de la procédure d'estimation. Sur chaque marché la dénomination keynésienne exprime que la demande est inférieure à l'offre. La situation opposée est appelée classique.

Nous pouvons utiliser le modèle estimé pour calculer la trajectoire des espérances mathématiques des endogènes conditionnellement au choix d'une évolution des exogènes. Les variables ainsi prévues peuvent être observables (par exemple Q) ou latentes (par exemple Q^d et Q^s). Comme le modèle est fortement non linéaire, une simulation qui se bornerait à omettre les perturbations aléatoires serait particulièrement inappropriée. Aussi nous avons choisi d'effectuer un grand nombre de simulations stochastiques (80), dont les perturbations ont des espérances nulles et les écarts types du tableau 3. Pour chacune d'entre elles et à chaque période, nous avons calculé les offres et les demandes des deux biens dans les quatre régimes, puis nous avons déterminé celui prévalant et les quantités échangées effectivement. Les espérances mathématiques des endogènes ont alors été évaluées en faisant les moyennes arithmétiques des valeurs que leur attribuent les 80 simulations.

TABLEAU 4

Probabilités des régimes en moyenne annuelle

Années	KE-KA	KE-CA	CE-KA	CE-CA
1965	0,93	—	0,07	—
1966	0,95	—	0,05	—
1967	0,96	—	0,04	—
1968	0,62	0,04	0,16	0,18
1969	0,48	—	0,34	0,18
1970	0,53	0,35	0,04	0,08
1971	0,32	0,29	0,12	0,27
1972	0,17	0,22	0,35	0,26
1973	0,23	0,23	0,33	0,21
1974	0,50	0,27	0,11	0,12
1975	0,24	—	0,55	0,21
1976	0,01	—	0,63	0,36
1977	0,14	0,04	0,64	0,18
1978	—	—	0,38	0,62
1979	—	—	0,76	0,24
1980	—	—	1	—
1981	—	—	1	—
1982	—	—	1	—
1983	—	—	1	—
1984	—	—	1	—

K : régime keynésien, C : régime classique, E : secteur exposé, A : secteur abrité.

Les trajectoires des variables endogènes que donne cette procédure ont été notamment calculées sur la période d'estimation et en attribuant aux exogènes leurs valeurs observées. Pour les variables latentes que sont les offres, les demandes et les déséquilibres, il s'agit alors de prévisions qui ne prennent pas en compte l'information qu'apporte l'observation des quantités effectivement échangées. Le sens de ces évaluations diffère donc de celui des probabilités des régimes données dans le tableau 4, qui sont conditionnelles à la connaissance de ces quantités.⁹ Le graphique 1 représente la demande excédentaire rapportée à l'offre de chacun des deux biens.¹⁰

9. Ce choix implique que $Q^d(t) - Q^s(t)$ est un indicateur du déséquilibre fondamental qui prévalait au trimestre t , celui qui résultait de facteurs économiques précis que saisit le modèle, et non des perturbations stochastiques contemporaines. Évidemment une prévision des déséquilibres conditionnels à l'observation des quantités effectivement échangées, aurait aussi des avantages, puisqu'elle serait l'évaluation la plus précise des déséquilibres qui sont effectivement apparus sur le marché.

10. Pour les variables observables nous pouvons aisément calculer la racine de la moyenne des carrés des erreurs (RMSE) par rapport aux valeurs publiées dans les comptes quand les simulations sont statiques ou dynamiques. Les RMSE en % sont ainsi :

	Q	Q'	C	C'	I	I'	X	M
Simulation statique	1,7	0,5	1,8	0,5	4,2	3,2	3,2	40
Simulation dynamique	3,0	3,4	3,9	4,7	8,6	5,8	4,5	5,5

La précision de l'ajustement du modèle sur une période d'une vingtaine d'années est tout à fait satisfaisante, ce qui est d'autant plus remarquable que la spécification de la dynamique des équations est très simple.

4.2. Interprétation économique

Les principales caractéristiques de ce graphique, ainsi que des probabilités des régimes peuvent être résumées comme suit :

– le secteur exposé était en régime classique du début 1968 à la mi-1969, la plus grande partie de 1972 et 1973 (années de forte expansion) et l'essentiel du temps après 1975. L'excédent de l'offre sur la demande était particulièrement élevé de la fin de 1978 à la mi-1982; il a diminué ensuite. Ces résultats sont en accord avec ceux des modèles économétriques de déséquilibre du marché des produits industriels de transformation (ARTUS [1984]) ou des échanges extérieurs de ces biens (ARTUS [1983 a, 1983 b]). Le secteur exposé était en régime keynésien de 1964 à 1972, à l'exception de quelques trimestres. L'excédent d'offre était particulièrement élevé avant 1968. Le régime keynésien est reparu ensuite en 1974 et pour une partie de 1975 (une période de récession mondiale);

– le déséquilibre entre l'offre et la demande est beaucoup plus faible dans le secteur abrité. Le régime keynésien prévaut avec un excédent relatif de la demande supérieur à 1 %, de la fin 1964 au premier trimestre 1969 (si on excepte le premier trimestre 1968), puis du quatrième trimestre 1974 au troisième trimestre 1975, et finalement après le dernier trimestre 1979. Le reste du temps le marché resta pratiquement en équilibre, avec cependant une légère dominance de l'offre par rapport à la demande. Les probabilités des régimes du tableau 4 apportent des informations complémentaires intéressantes. Selon celles-ci le régime classique a dominé du second trimestre 1971 au second trimestre 1973. Puis le régime keynésien l'a emporté jusqu'au troisième trimestre 1975. Ensuite nous avons assisté à un retour dans une situation classique de la fin 1975 à la mi-1976 (« relance Chirac »), puis keynésienne (« stabilisation Barre »).

Le résultat des estimations des fonctions d'investissement avait montré que celui-ci était principalement sensible à la rentabilité dans le secteur exposé, mais l'était surtout à la demande dans la branche abritée. Cela est cohérent avec le fait que le premier secteur a été pratiquement en situation classique depuis 1972, alors que le second n'a pratiquement connu que le régime keynésien.

Il semble naturel de comparer la demande excédentaire de bien exposé au taux d'utilisation des capacités de production, calculé à partir des marges de capacité avec embauche déclarées par les entreprises dans les enquêtes de conjoncture. JOLY [1990] donne dans son graphique 1 une représentation de ce taux pour la période 1962-1989 et pour l'ensemble de l'industrie (notre secteur exposé + IAA). Les fluctuations des deux séries sont très voisines (plus en sens de variation qu'en amplitude). Nous retrouvons chez Joly la progression de 1973, le creux de 1975, la remontée qui suivit, le creux de 1978, le pic de 1980, puis la baisse qui lui succéda au pic de 1982 près. Depuis 1985 le taux d'utilisation progresse fortement, ce qui suggère que la demande excédentaire de bien exposé ferait de même. Les tendances des deux séries sont cependant différentes. Ici la moyenne 1973-1975 est inférieure à celle de 1979-1981, alors que nous observons le contraire chez Joly. Ce contraste peut traduire une défaillance de notre étude, ou le fait que le déséquilibre que nous mesurons, qui est une demande non satisfaite, est

conceptuellement différent du taux d'utilisation qui représente des capacités de production inutilisées (même si nous pouvons admettre une forte corrélation entre ces variables). Mais peut-être les réponses des entreprises sur les marges de capacité avec embauche reflètent-elles mieux une évolution qualitative de trimestre à trimestre, que des amplitudes. Cela expliquerait la similarité des fluctuations des deux séries.

Le graphique 2 de Joly est très intéressant. Il montre que la capacité de production manufacturière a augmenté régulièrement de 1970 à 1980 (sans connaître la même baisse que la production en 1975), puis a stagné de 1980 à 1986, pour repartir ensuite.

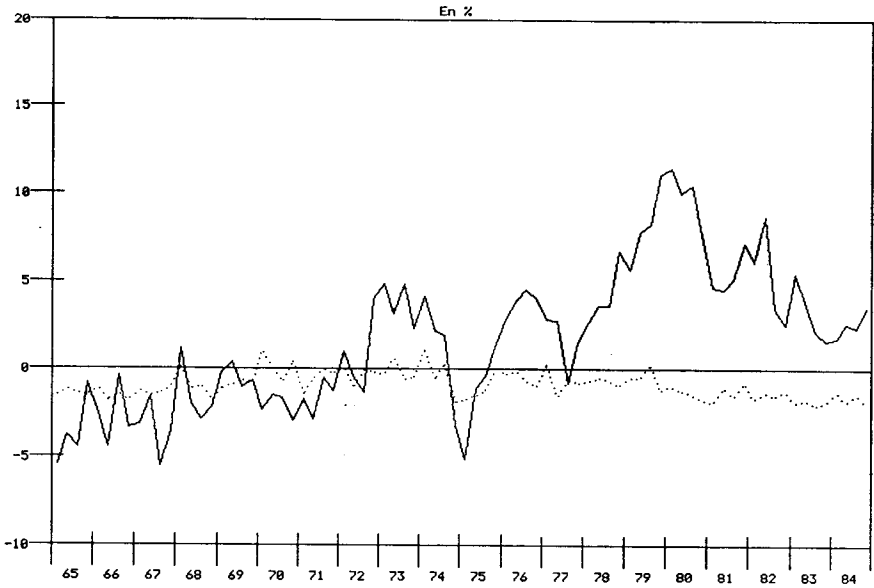
Sur notre période d'estimation, la production du secteur exposé représente environ 30 % de la production totale. Nous pouvons ainsi, définir un indicateur d'excès de demande agrégé comme une moyenne pondérée des demandes excédentaires des deux secteurs, le poids de chaque secteur étant identique à sa part dans la production totale (0,3 et 0,7). Dans leur modèle à un secteur sur la période 1963-1981, ARTUS, AVOUYI-DOVI et LAROQUE [1985] ont montré que l'excédent de demande était positif de 1968 à 1974, en 1977 et en 1980. Dans une étude similaire LAROQUE [1988] a mis en évidence la prédominance du chômage classique de 1976 à 1980 et un retour au chômage keynésien depuis 1981. Dans notre étude l'excès de demande apparaît entre 1973 et 1974, en 1976 et à partir de 1978. Une explication du contraste entre ces conclusions peut être trouvée dans la grande rigidité de l'offre, résultant de la très forte inertie de l'emploi, chez Artus, Avouyi-Dovi et Laroque et chez Laroque. Il convient de noter que l'inertie de l'emploi est introduite indirectement dans notre étude par les coefficients λ et λ' , et s'y révèle plus modérée.

Les enquêtes de conjonctures de l'INSEE sur la production (contrainte par la demande, la capacité de production ou la main d'œuvre disponible) sont utilisées dans certains travaux empiriques (GAGEY, LAMBERT et OTTENWALTER [1989], LAMBERT [1990], ...) pour estimer des modèles de déséquilibre et analyser les différentes causes de chômage. Sur la période 1966-1986 la proportion d'entreprises ayant perçu une contrainte de demande est très élevée (de l'ordre de 80 % à partir de 1975). 20 % des entreprises interrogées perçoivent une contrainte de capacité de production de 1972 à 1974 et de 1979 à 1980. Cette prédominance du régime keynésien dans le secteur exposé est contraire à nos résultats. Ce contraste peut jeter un doute sur leur validité. Mais on peut se demander si les concepts de déséquilibre auxquels se réfèrent les chefs d'entreprises quand ils répondent aux questions de l'INSEE, sont bien conformes à nos définitions, et même s'ils sont bien clairs et homogènes.

Nous avons aussi effectué un assez grand nombre de variantes, en altérant les trajectoires des exogènes par rapport à leur évolution historique. Il nous a semblé fastidieux de reproduire ici nos conclusions; en outre, accorder une portée de politique économique à ces résultats nous paraît pour le moins abusif. L'exogénéité des prix dans ce modèle et la précision des estimations de certains paramètres justifient cette mise en garde. Nous pouvons signaler cependant que les résultats obtenus s'interprètent facilement en considérant la prédominance du régime keynésien jusqu'en 1971, puis celle du régime classique dans le secteur exposé; la prévalence du seul

régime keynésien dans la branche abritée; le fait que l'investissement dépend principalement de la rentabilité dans le secteur exposé et de la demande dans le secteur abrité; et, enfin l'indépendance de la consommation par rapport à la répartition des revenus.

GRAPHIQUE I



Déséquilibre sur les deux marchés

- demande excédentaire de bien exposé.
- - - - demande excédentaire de bien abrité.

5 Conclusion

Cet article présente un modèle de déséquilibre de l'économie française, son estimation et des simulations. Deux secteurs sont considérés, celui des produits industriels de transformation et celui des autres biens et services. Quand l'offre de ces derniers est inférieure à la demande, l'ajustement s'effectue par un rationnement de la consommation. Quand la même situation prévaut sur le premier marché, l'écart est comblé par une augmentation des importations et une baisse des exportations.

L'investissement en matériel des deux branches dépend de leur rentabilité et de la demande pour leurs outputs. La plupart du temps l'offre a été

supérieure à la demande dans le second secteur. Mais ce déséquilibre a été réduit et est même négligeable dans les années soixante-dix. L'offre de biens de transformation a été supérieure à la demande dans les années soixante. Mais la situation opposée a prévalu à partir de 1975. Le déséquilibre sur ce marché a été souvent important.

Cependant le fait que les industries de transformation ont été la plupart du temps en régime classique dans les années récentes est difficile à réconcilier avec les faibles élasticités-prix que nous avons obtenues pour leur commerce extérieur. Pourquoi les entreprises n'ont-elles pas augmenté leurs prix de vente jusqu'à ramener le marché en équilibre ? ARTUS, AVOUYI-DOVI et LAFFARGUE [1990] proposent une réponse partielle à ces questions. Leur modèle endogénéise le prix du bien exposé, et suppose que ce secteur est en concurrence monopolistique. Mais un coût d'ajustement de ce prix peut maintenir la branche dans une situation de demande excédentaire. Ces hypothèses accentuent le contraste entre les périodes où la demande est satisfaite et celles où elle est rationnée. En revanche, le secteur abrité est dans une situation d'équilibre concurrentiel, au prix d'une certaine dégradation de la qualité de l'estimation de ses paramètres.

Comportement d'investissement

Toutes les entreprises disposent de la même technologie formalisée par :

$$Q = F(K, N) = BK^{1/(1+\alpha)} N^{\alpha/(1+\alpha)}, \quad C_J = \theta Q, \quad I = \dot{K} + \delta K$$

F est la fonction de production et δ le taux de dépréciation du capital. $\omega^* = (w/P_{VA})^*$, $q^* = (P_I/P_{VA})^*$ et i^* sont le taux de salaire réel permanent, le coût de l'investissement et le taux d'intérêt, que les entreprises considèrent constants. Il y a deux types d'entreprises :

1. Les premières estiment qu'elles ne seront jamais contraintes par une demande insuffisante pour leur produit. Elles maximisent la somme des valeurs actualisées de leurs cash flows:

$$\text{Max}_{N, L} \int_0^{+\infty} \{ F(K, N) - \omega^* N - q^* (\dot{K} + \delta K) [1 + c(\delta + \dot{K}/K)] \} e^{-i^* t} dt, K_0 \text{ donné.}$$

Les conditions d'Euler sont :

$$(A1) \quad F'_N = \omega$$

$$(A2) \quad F'_K/q^* - (i^* + \delta) = c[-2a - a^2 + \delta^2 + 2i^*(a + \delta)], \quad \text{avec : } a = \dot{K}/K.$$

Ce système a deux états stationnaires qui sont les solutions de :

$$(A3) \quad F'_K/q^* - (i^* + \delta) = c(a + \delta)(-a + \delta + 2i^*)$$

En résolvant (A1) nous pouvons calculer l'intensité du capital et la valeur du membre de gauche de (A2). Celle-ci ne peut pas être très différente de zéro. La condition de transversalité :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-i^* t} K [1 + 2c(a + \delta)] = 0$$

implique que a s'ajuste immédiatement à sa plus petite valeur stationnaire [qui est instable pour l'équation différentielle (A2)]. L'approximation linéaire de (A3) au voisinage de sa plus petite racine quand le membre de gauche est nul, donne :

$$(A4) \quad I/K = a + \delta = (F'_K/r^* - 1)/(2c) = \{ [B/(1+\alpha)]^{1+\alpha} \alpha^\alpha \omega^{*\alpha} / r^* - 1 \} / (2c)$$

où : $r^* = q^*(i^* + \delta)$ est le coût d'usage permanent du capital.

2. Les autres entreprises considèrent qu'elles seront toujours contraintes par une demande insuffisante D^* pour leur produit. Elles considèrent que celle-ci croîtra au taux a qui a été déterminé par les firmes qui sont en régime d'offre. L'emploi est déterminé de façon que la demande soit satisfaite :

$$(A5) \quad D^* = D_0^* e^{at} = F(K, N).$$

L'investissement minimise la somme actualisée des coûts de production :

$$\text{Min} \int_0^{+\infty} \{ \omega^* N + q^* (\dot{K} + \delta K) [1 + c(\delta + \dot{K}/K)] \} e^{-i^* t} dt, K_0 \text{ donné.}$$

Introduisons : $k = K/N$, $u = \log K - at$. La condition d'Euler est :

$$(A6) \quad (\omega^*/q^*) F'_K/F'_N - (i^* + \delta) = \omega^*/(q^* \alpha k) - (i^* + \delta) \\ = c[-2\ddot{u} - (\dot{u} + a)^2 + \delta^2 + 2i^*(\dot{u} + a + \delta)].$$

Dans l'état stationnaire l'intensité du capital prend la même valeur k que pour le premier type d'entreprises, et u s'ajuste à la valeur associée donnée par (A5) :

$$(A7) \quad \bar{u} = \log[(D_0^*/B) \bar{k}^{\alpha/(1+\alpha)}] = \log[D_0^* \omega^{*\alpha} B^{-1-\alpha} (1+1/\alpha)^{-\alpha}].$$

L'approximation linéaire de (A6) dans le voisinage de l'état stationnaire est :

$$(A8) \quad \ddot{u} - (i^* - a)\dot{u} - [\omega^*/(q^* \bar{k})][(1+\alpha)/\alpha^2](u - \bar{u})/(2c) = 0$$

La condition de transversalité implique que seule la racine négative de l'équation caractéristique doit être retenue. Si nous notons celle-ci par λ et si nous négligeons sa dépendance par rapport à ω^* et q^* , nous obtenons :

$$(A9) \quad \dot{u} = \lambda(u - \bar{u})$$

ou

$$(A10) \quad I/K = \dot{K}/K + \delta = a + \delta + \lambda[\log(K e^{-at}) - \bar{u}] \\ \simeq a + \delta - \lambda[(D^*/K) \omega^{*\alpha} B^{-1-\alpha} (1+1/\alpha)^{-\alpha} - 1].$$

L'étape suivante est d'agréger les comportements d'investissement des différentes entreprises. Celles du premier type ont un capital fixe K_1 . Les autres ont un capital K_2 et sont confrontées à une demande permanente D_2^* . Nous noterons à partir de maintenant par K et D^* le capital et la demande permanente dans tout le secteur. Nous supposons que $D_2^* = p D^*$, $K_2 = s K$, avec : $0 < p < s < 1$, et p et s constants. En agrégeant (A4) et (A10) nous obtenons :

$$(A11) \quad I = \{ [B/(1+\alpha)]^{1+\alpha} \alpha^\alpha \omega^{*- \alpha}/r^* - 1 \} K/(2c) \\ - \lambda [p D^* \omega^{*\alpha} B^{-1-\alpha} (1+1/\alpha)^{-\alpha} - s K].$$

Notre dernière hypothèse est que les entreprises calculent les valeurs permanentes : $\omega^{*- \alpha}/r^*$, et : $\omega^{*- \alpha} D^*/K$, à partir des valeurs effectives d'une façon adaptative :

$$(A12) \quad \omega^{*- \alpha}/r^* - \Lambda(\omega^{*- \alpha}/r^*)_{-1} = (1 - \Lambda) \omega^{- \alpha}/r$$

$$(A13) \quad \omega^{*\alpha} D^*/K - \Lambda(\omega^{*\alpha} D^*/K)_{-1} = (1 - \Lambda) \omega^\alpha D/K; 0 < \Lambda < 1.$$

En introduisant ces relations dans (A11) nous obtenons la fonction d'investissement :

$$(A14) \quad I/K - \Lambda(I/K)_{-1} = (1 - \Lambda) \{ \{ [B/(1+\alpha)]^{1+\alpha} \alpha^\alpha \omega^{- \alpha}/r - 1 \} / (2c) \\ - \lambda [p(D/K) \omega^\alpha B^{-1-\alpha} (1+1/\alpha)^{-\alpha} - s] \}$$

Existence et unicité de l'équilibre de court terme

Après l'élimination des composantes de la demande, les équations du tableau 2 qui déterminent l'équilibre de court terme, se réduisent à :

$$(A15) \quad Q^s = l_1$$

$$(A16) \quad Q'^s = l_2$$

$$(A17) \quad [1 - \alpha_1/(1 + \alpha_1) + m/(1 - m)] Q^d - \alpha'_1 Q'^d - c_1 \beta_1 \text{Min}(Q^d, l_1) - (\theta' + c_1 \beta'_1) \text{Min}(Q'^d, l_2) = l_3$$

$$(A18) \quad Q'^d - (\theta + c'_1 \beta_1) \text{Min}(Q^d, l_1) - c'_1 \beta'_1 \text{Min}(Q'^d, l_2) = l_4$$

$$(A19) \quad Q = \text{Min}(Q^d, l_1)$$

$$(A20) \quad Q' = \text{Min}(Q'^d, l_2)$$

l_1 à l_4 sont des fonctions des paramètres composites et des perturbations aléatoires du tableau 2. Considérons l'espace R^2 engendré par les deux variables (Q^d et Q'^d), et sa partition en quatre cônes :

$$C_1 = (Q^d \leq l_1, Q'^d \leq l_2); C_2 = (Q^d > l_1, Q'^d \leq l_2);$$

$$C_3 = (Q^d \leq l_1, Q'^d > l_2); C_4 = (Q^d > l_1, Q'^d > l_2);$$

Les deux fonctions apparaissant dans les membres de gauche des relations (A17) et (A18) définissent une application qui est linéaire dans chaque cône. Plus précisément elle peut s'écrire :

$$(A20) \quad A_i \begin{pmatrix} Q^d \\ Q'^d \end{pmatrix} = b_i, \quad (Q^d, Q'^d) \in C_i, \quad i = 1, 2, 3, 4$$

avec

$$A_1 = \begin{bmatrix} 1 - \alpha_1/(1 + \alpha_1) + m/(1 - m) - c_1 \beta_1 & -\alpha'_1 - \theta' - c_1 \beta'_1 \\ -\theta - c'_1 \beta_1 & 1 - c'_1 \beta'_1 \end{bmatrix}; \quad b_1 = \begin{bmatrix} l_3 \\ l_4 \end{bmatrix}$$

$$A_2 = \begin{bmatrix} 1 - \alpha_1/(1 + \alpha_1) + m/(1 - m) & -\alpha'_1 - \theta' - c_1 \beta'_1 \\ 0 & 1 - c'_1 \beta'_1 \end{bmatrix}; \quad b_2 = \begin{bmatrix} l_3 + c_1 \beta_1 l_1 \\ l_4 + (\theta + c_1 \beta'_1) l_1 \end{bmatrix}$$

$$A_3 = \begin{bmatrix} 1 - \alpha_1/(1 + \alpha_1) + m/(1 - m) - c_1 \beta_1 & -\alpha'_1 \\ -\theta - c'_1 \beta_1 & 1 \end{bmatrix}; \quad b_3 = \begin{bmatrix} l_3 + (\theta' + c_1 \beta'_1) l_2 \\ l_4 + c'_1 \beta'_1 l_2 \end{bmatrix}$$

$$A_4 = \begin{bmatrix} 1 - \alpha_1/(1 + \alpha_1) + m/(1 - m) & -\alpha'_1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}; \quad b_4 = \begin{bmatrix} l_3 + c_1 \beta_1 l_1 + (\theta' + c_1 \beta'_1) l_2 \\ l_4 + (\theta + c'_1 \beta_1) l_1 + c'_1 \beta'_1 l_2 \end{bmatrix}$$

Il est facile de montrer que cette application est continue en vérifiant que nous avons bien :

$$(A_1 - A_2) \begin{pmatrix} l_1 \\ x \end{pmatrix} \equiv (b_1 - b_2), (A_3 - A_4) \begin{pmatrix} l_1 \\ x \end{pmatrix}$$

$$\equiv (b_3 - b_4), (A_1 - A_3) \begin{pmatrix} x \\ l_1 \end{pmatrix}$$

$$\equiv (b_1 - b_3), (A_2 - A_4) \begin{pmatrix} x \\ l_2 \end{pmatrix} \equiv (b_2 - b_4) \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

L'existence et l'unicité de l'équilibre de court terme sont assurées si l'application peut être inversée. GOURIÉROUX, LAFFONT et MONFORT [1980] ont montré qu'une condition nécessaire et suffisante pour que cette dernière propriété soit satisfaite, est que les déterminants des matrices A_i aient les mêmes signes. Nous avons vérifié qu'à chaque période ces quatre déterminants étaient très nettement positifs. Cela demande un calcul sur l'ordinateur. En effet si les valeurs des paramètres c_1 et c'_1 sont données dans le tableau 3, θ et θ' sont des variables exogènes, et les autres sont des fonctions d'exogènes et de paramètres estimés :

$$\beta_1 = P_{VA}/P_C, \beta'_1 = P'_{VA}/P'_C, \alpha_1 = k_2 (w/P_{VA})^\alpha, \alpha'_1 = k'_2 (w'/P'_{VA})^{\alpha'}$$

$$m = \exp [m_0 + m_1 t + \sum_i m_{2i} (P/P_M)_{-i}]$$

Les conditions de stabilité peuvent être interprétées économiquement. Dans un régime i donné le vecteur b_i représente la demande autonome de chacun des biens. Une progression autonome de Q^d par exemple génère d'autre part des demandes supplémentaires de biens exposé et abrité, mesurées respectivement par les propensions directes et indirectes à demander. Les termes diagonaux de la matrice A_i sont égaux à 1 moins les propensions directes. Les autres termes sont les opposés des propensions indirectes.

Nous remarquons qu'une condition suffisante pour la positivité du déterminant de A_i est que chacune des propensions directes soit inférieure à 1, et que leur produit soit plus grand que celui des propensions indirectes.

● Références bibliographiques

- ARTUS, P. (1983 a). — « La courbe en J dans trois grands pays industriels : la France, l'Allemagne et le Japon », *Document de Travail ENSAE et Unité de Recherche INSEE*, n° 8304.
- ARTUS, P. (1983 b). — « Les exportations : approche par le déséquilibre », *Document de Travail ENSAE et Unité de Recherche INSEE*, n° 8302.
- ARTUS, P. (1984). — « Analyse du marché des biens dans le secteur industriel », *Annales de l'INSEE*, n° 55-56, p. 77-107.
- ARTUS, P., AVOUYI-DOVI, S. et LAROQUE, G. (1985). — « Estimation d'une maquette macroéconomique avec rationnements quantitatifs », *Annales de l'INSEE*, n° 57, p. 3-25.
- ARTUS, P., AVOUYI-DOVI, S. et LAFFARGUE, J. P. (1990). — « Un modèle économétrique du déséquilibre de l'économie française, avec deux secteurs, des prix et un investissement endogènes », *Économie et Prévision*, n° 94-95, p. 115-127.
- ARTUS, P., LAROQUE, G. et MICHEL, G. (1984). — « Estimation of a Quarterly Macroeconomics Model with Quantity Rationing », *Econometrica*, vol. 52, pp. 1387-1414.

- AVOUIYI-DOVI, S. et STERDYNIK, H. (1986). — « Une série du coût d'usage du capital », *Observations et Diagnostics Économiques*, n° 15, p. 217-226.
- FRANCO, T. (1990). — « Le rôle des facteurs d'offre dans la baisse des performances à l'exportation : un bilan des années quatre-vingt », *Économie et Statistique*, n° 228, p. 12-18.
- GAGEY, F., LAMBERT, J.-P. et OTTENWALTER, B. (1989). — « Structural Mismatch, Demand and Capacity Constraint in the Rise of French Unemployment », dans DRÈZE J. H., BEAN C., LAMBERT J.-P., LAYARD R., SNEESSENS H. R. édés., *Europe's Unemployment Problem*, MIT Press, Cambridge, Ma.
- GOURIÉROUX, C., LAFFONT, J.-J. et MONFORT, A. (1980). — « Coherency Conditions in Simultaneous Linear Equation Models with Endogenous Switching Regimes », *Econometrica*, vol. 48, pp. 675-695.
- JOLY, P. (1990). — « Degrés d'utilisation des facteurs de production : impact sur les équilibres économiques », *Économie et Statistique*, n° 231, p. 89-104.
- LAFFARGUE, J.-P. (1988). — « Taux de salaire, investissement et emploi dans une économie semi-ouverte », *Mélanges économiques. Essais en l'honneur d'Edmond Malinvaud*, Economica, Paris, p. 651-672.
- LAMBERT, J.-P., LUBRANO, M. et SNEESSENS, H. R. (1984). — « Emploi et chômage en France de 1955 à 1982 : un modèle macroéconomique annuel avec rationnement », *Annales de l'INSEE*, n° 55-56, p. 39-75.
- LAMBERT, J.-P. (1990). — « The French Unemployment Problem. Lessons from a Rationing Model Relying on Business Survey Information », *European Economic Review*, vol. 34, pp. 423-433.
- LAROQUE, G. (1989). — « Comparative Estimates of a Macroeconomic Disequilibrium Model: France, Germany, the UK and the USA », *European Economic Review*, vol. 33, pp. 963-995.