



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Les exportations françaises
de blé tendre:
déséquilibre structurel
et déséquilibres intra-annuels

Y. LE ROUX

avec la collaboration de Annie HOFSTETTER

EXPORTATIONS FRANÇAISES DE BLÉ TENDRE ET POLITIQUE AGRICOLE COMMUNE

La forte croissance de la production française du blé tendre tient aux gains de productivité réalisés. Les surfaces plantées sont restées relativement stables, oscillant entre 4 et 5 millions d'hectares depuis vingt ans, et s'établissant à 4,6 millions d'hectares depuis le début des années 1980 (soit environ 15 % de la SAU). Mais le progrès technique a permis une croissance du rendement moyen à l'hectare de 3 % par an sur le long terme (depuis le début des années 60).

Ainsi, le rendement en blé tendre est en moyenne de 60 quintaux par hectare depuis 1985, alors qu'il se situait à environ 30 quintaux dans les années 60. La production française est actuellement de 28 millions de tonnes par an (moyenne 1985-1989). L'utilisation de cette production se répartit selon la clé suivante: 30 % de la production sont écoulés sur le marché intérieur et 60 % sont exportés (le solde formant les stocks). Ces exportations se divisent elles-mêmes à parts quasi égales en moyenne entre la CEE et les pays tiers, dans les années récentes (respectivement 45 et 55 %).

Le marché du blé tendre en France est donc essentiellement dépendant des exportations. Dans la demande totale (stock, exportation, marché intérieur et autoconsommation), c'est l'évolution de cette composante extérieure qui a accompagné la croissance de la production. Depuis le début des années 60, le développement des exportations françaises de blé a suivi un trend de 7 % par an. Dans les années 80, cette évolution s'est ralentie: le trend moyen y est de 4 % par an, mais il reste supérieur à celui de la production. Cette stabilisation tient essentiellement aux exportations hors CEE, qui s'établissent en dessous de 10 millions de tonnes⁽¹⁾, alors que les exportations françaises vers les pays de la CEE continuent à s'accroître à un rythme soutenu (trend annuel moyen de 7,2 % de 1981 à 1989), sans que les récents élargissements de la CEE (Grèce, Espagne, Portugal) aient ici un impact sensible.

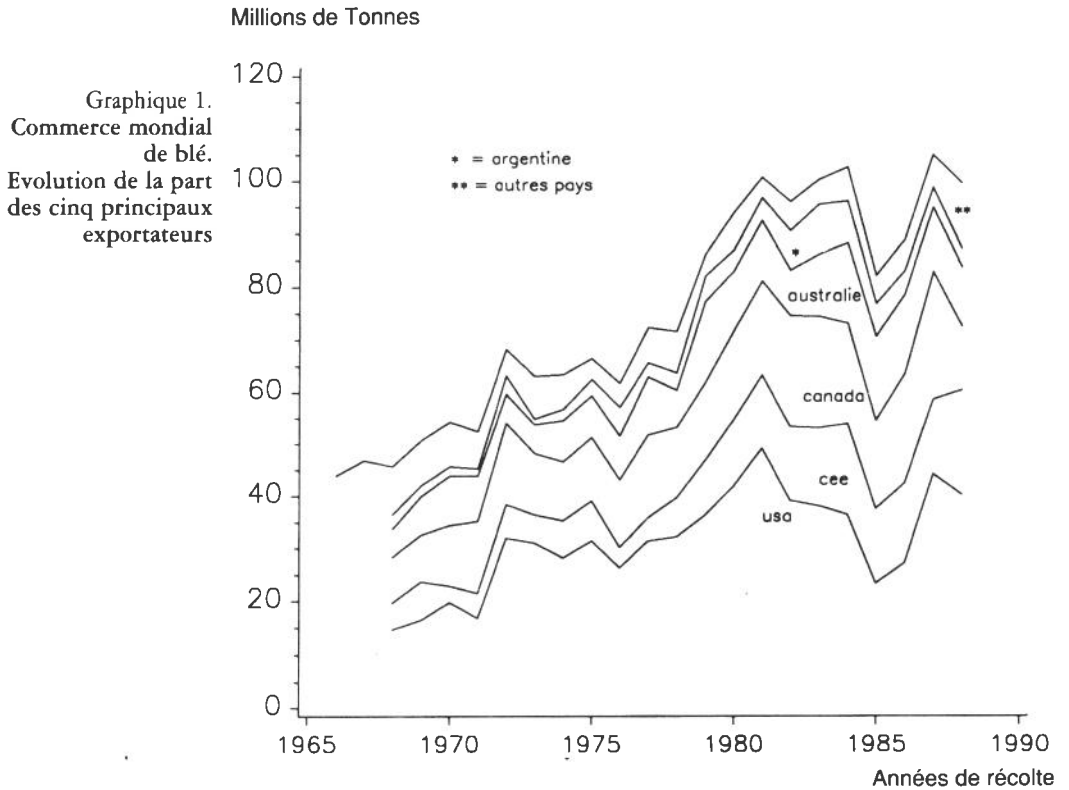
Cette dépendance vis-à-vis des exportations est toutefois moins grande pour la France et la CEE que pour les autres grands exportateurs. La France exporte le tiers de sa production de blé sur le marché mondial (le reste des exportations concerne un "marché intérieur" particulier⁽²⁾, celui des autres Etats de la CEE). La CEE elle-même n'en exporte que 20 %, tandis que cette part est de 40 à 50 % pour les Etats-Unis, 85 à

(1) Sauf en 1984, à cause du niveau exceptionnel de la production lors de cette campagne, et en 1988.

(2) L'unicité du marché européen n'est respectée, en théorie, que pour ce qui concerne les échanges entre pays membres. Les mesures monétaires qui doivent y contribuer n'ont pas toujours créé les conditions de cette unicité: les spécificités des marchés nationaux par rapport au marché européen sont donc réelles, d'où l'intérêt d'une analyse nationale.

90 % pour l'Australie, 70 % pour le Canada et 50 % pour l'Argentine (cf. Charvet, 1988).

La France est le principal producteur européen de céréales : elle assure le tiers de la production communautaire, et 35 à 40 % de la seule production de blé. Concernant le commerce extérieur du blé, la France participe aux deux tiers aux exportations de la CEE vers le marché mondial. C'est donc essentiellement grâce aux exportations françaises que la CEE s'est élevée du rang de 4^e exportateur mondial avant les années 80, au 3^e rang actuellement avec 17 % des échanges, juste derrière le Canada (20 %), mais toujours très loin derrière les Etats-Unis (35 à 40 %), malgré les importantes pertes de parts de marché subies par ces derniers au début des années 80 (cf. graphique 1).

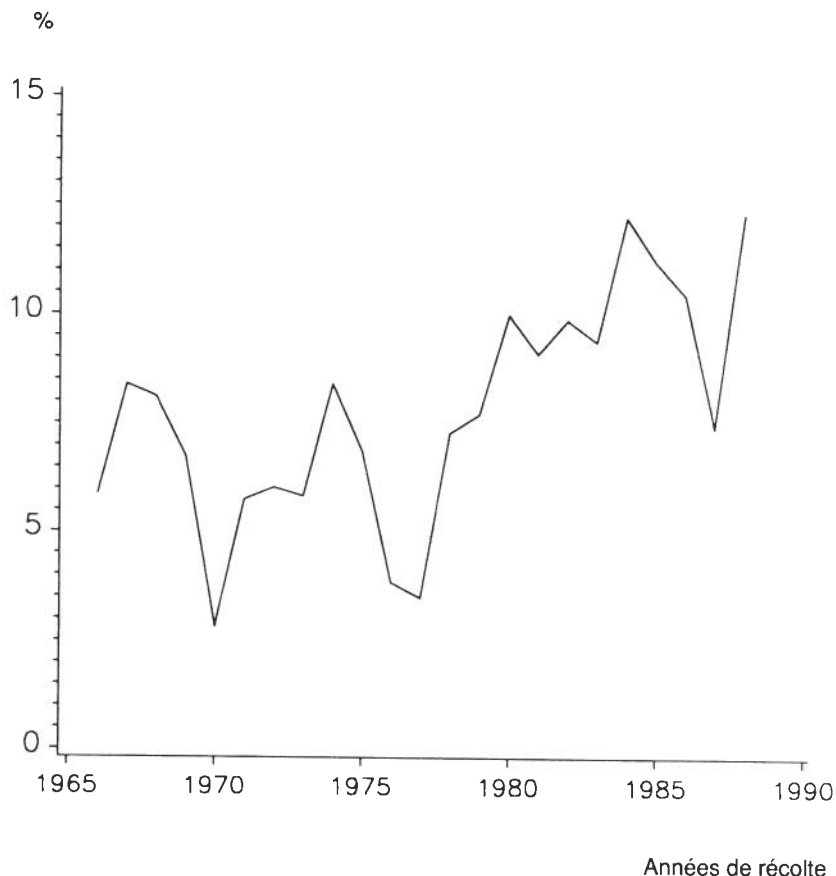


L'évolution du commerce mondial de blé depuis les années 60 se caractérise donc essentiellement : d'une part, par la très forte croissance des exportations communautaires, et principalement françaises (cf. graphique 2) ; d'autre part, par le déclin — relatif — des exportations américaines. Celles-ci représentent, en tendance, une part décroissante du commerce mondial, malgré le "coup de fouet" apporté dès 1985 par le programme américain d'aides aux exportations BICEP-EEP (*export*

enhancement program) : celui-ci a atteint le maximum de ses effets lors de la campagne 1987-1988. Comme pour la plupart des exportations agricoles et agro-alimentaires françaises, la présence de plus en plus importante du blé français sur le marché mondial tient largement aux protections de la politique agricole commune (Petit, 1986 ; Liapis, 1988).

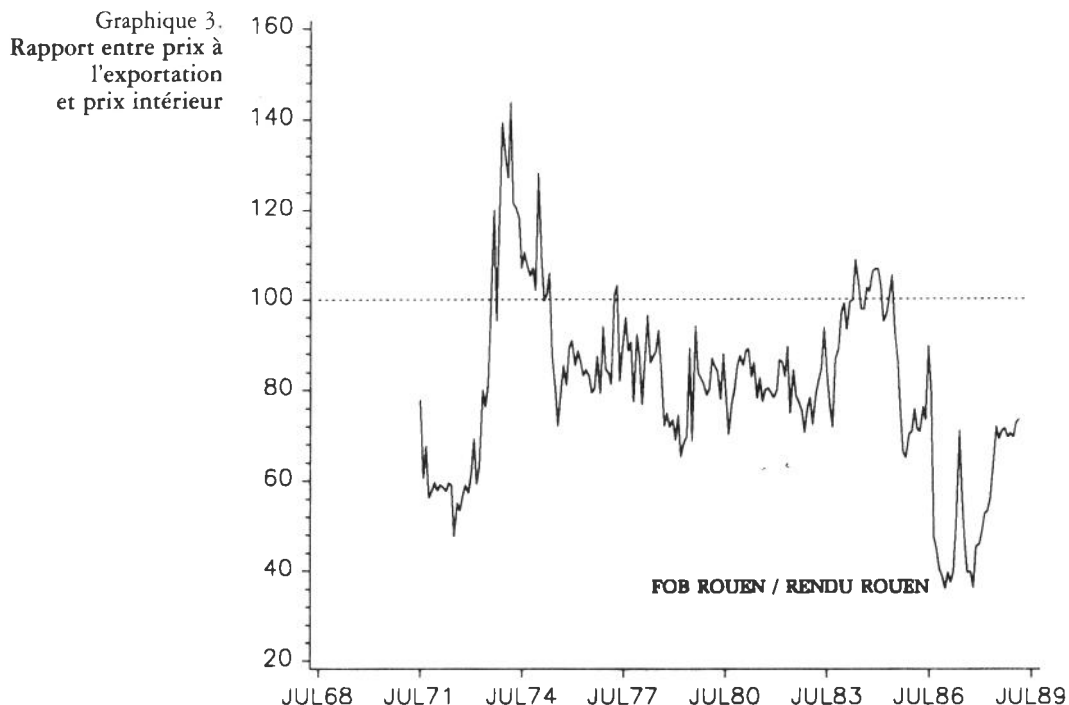
Mais il est vrai que les autres grands producteurs-exportateurs de céréales pratiquent également des politiques actives de soutien des prix intérieurs — afin de stimuler la production — et de financement des exportations (programme BICEP-EEP pour les Etats-Unis, par exemple). Même si ces politiques nationales d'organisation des marchés prennent des formes très variées selon les Etats, leurs objectifs sont finalement identiques.

Graphique 2.
Part de marché des
exportateurs français
dans le commerce
mondial de blé
(hors échanges intra-CEE)



Concernant la politique communautaire, le principe essentiel en matière d'aides aux exportations est celui des *restitutions*. Afin de préserver la compétitivité à l'exportation des produits, dont le prix intérieur est généralement plus élevé que le prix pratiqué sur les marchés mon-

diaux (cf. graphique 3), une restitution égale à la différence entre le prix intérieur européen et le prix mondial est versée à l'exportateur⁽³⁾.



Sans entrer dans les détails techniques, précisons que deux types de restitutions existent actuellement. La première dite *de droit commun* est fixée unilatéralement par la Commission. Elle est différenciée selon trois zones géographiques d'exportation (les exportations de farine et de malt sont soumises à ce seul régime); elle est délivrée à tout exportateur qui le souhaite.

La seconde résulte *d'adjudications* de quantités de céréales à exporter (il faut distinguer ici les exportations à partir du marché libre de celles à partir des stocks d'intervention), adjudications qui consistent en une confrontation des offres des opérateurs (en termes de quantités et de prix): la Commission fixe en fonction de ses objectifs un niveau donné

⁽³⁾ Autrement dit, la CEE verse, en pratique, une subvention à l'exportateur telle que celui-ci puisse pratiquer un prix proche du prix en vigueur dans les échanges mondiaux.

de restitution et toutes les offres correspondant à des restitutions inférieures à ce niveau sont alors acceptées.

Si une première expertise permet d'affirmer que l'évolution des parts de marché communautaires et françaises est largement tributaire de cette intervention publique, reste à identifier par une approche quantitative les facteurs déterminants de cette évolution.

Réduire l'explication de l'évolution des exportations de blé aux seules subventions accordées par la CEE revient à accorder aux élasticités-prix un poids prépondérant. Il est donc important de tester le rôle des prix sur la demande mondiale. Les modélisations classiques des exportations tendent à privilégier ces facteurs de demande, et partant à ne retenir comme seul déterminant que l'effet-compétitivité⁽⁴⁾. Or, pour de nombreux produits, la corrélation entre la compétitivité sur le marché mondial et les parts de marché n'est pas toujours constante et significative.

Ces observations ont conduit les modélisateurs des fonctions d'exportations depuis quelques années, à retenir une approche où sont pris simultanément en compte les facteurs déterminant la demande extérieure et ceux déterminant l'offre nationale (Goldstein et Khan, 1978; Artus, 1984 et 1987; Laffargue et Mihoubi, 1989). Une solution est alors, dans les équations expliquant les exportations, d'introduire à côté des effets-prix (effet-compétitivité, facteur déterminant la demande) un terme représentant la pression de la demande intérieure (effet de profitabilité relative des exportations, facteur déterminant l'offre nationale) (cf. Catinat, 1984). De façon plus générale, une alternative consiste à avoir recours à l'économétrie du déséquilibre pour modéliser les exportations (cf. Artus, 1987). Il s'agit dans notre cas de considérer que les exportations sont le minimum de deux fonctions : la demande des pays tiers en blé français et l'offre française sur le marché mondial.

Ce type de modèle d'exportations, qui n'a été utilisé jusqu'alors — à notre connaissance — que pour les échanges industriels, permet de discriminer l'influence des déterminants de la demande extérieure (compétitivité des exportations françaises par rapport au prix des concurrents, volume de la demande mondiale totale) et l'influence des déterminants de l'offre nationale (de façon générale : stock de capital, rapport entre coût de production et prix de production, profitabilité des exportations par rapport au marché intérieur, taux d'utilisation des capacités de production et variation de ce taux d'utilisation ; cf. Durand, 1981).

En identifiant les périodes d'excès d'offre et celles d'excès de demande, il est également possible de déterminer si les facteurs de l'offre dominant ou non ceux de la demande et comment ceci évolue dans le temps.

⁽⁴⁾ Même si la concurrence entre exportateurs induit un rapprochement des prix mondiaux, on ne peut raisonnablement admettre la "loi du prix unique" (cf. *infra*).

Dans ce cadre de l'économétrie du déséquilibre, on présentera d'abord la spécification d'un modèle d'exportations françaises de blé tendre. Les résultats des estimations et leurs interprétations seront ensuite commentés.

SPÉCIFICATION DU MODÈLE D'EXPORTATIONS

"Les exportations sont-elles déterminées par l'offre ou par la demande?", se demande-t-on, en empruntant ces mots à Patrick Artus (1987). Les outils proposés pour y répondre seront : la structure générale du modèle de déséquilibre (désormais classique) et les méthodes d'estimation appropriées ; la prise en compte d'effets de report entre différents marchés ; l'hypothèse selon laquelle le marché décrit est en fait une agrégation de micro-marchés qui peuvent se trouver, au même moment, dans des régimes différents (coexistence du régime d'excès de demande et du régime d'excès d'offre).

Marché en déséquilibre : le modèle canonique

Le modèle canonique de déséquilibre repose sur l'hypothèse de l'existence d'une fonction de demande et d'une fonction d'offre, la quantité échangée sur ce marché prenant une valeur égale au minimum de ces deux fonctions (les travaux ayant recours à une telle spécification remontent à ceux de Fair et Jaffee, 1972).

Ce modèle s'écrit :

$$D_t = x_{1t} b_1 + u_{1t} \quad (1)$$

$$S_t = x_{2t} b_2 + u_{2t} \quad (2)$$

$$Q_t = \text{Min} (D_t, S_t) \quad (3)$$

$$t = 1, \dots, T$$

où D_t est la demande,

S_t est l'offre,

x_{1t} (respectivement x_{2t}) est un vecteur de variables exogènes déterminant la demande (respectivement l'offre),

u_{1t} et u_{2t} sont des termes aléatoires temporellement non corrélés (et éventuellement contemporainement non corrélés).

Une hypothèse d'ajustement par le prix — qui pourrait alors être endogène — n'est pas introduite dans cette spécification. Le niveau de la transaction se fixe uniquement par la condition (3).

1. ESTIMATION DES PARAMÈTRES DU MODÈLE DE DÉSÉQUILIBRE ET DE LA PROBABILITÉ DE RÉGIME

Sous l'hypothèse de non-corrélation temporelle des termes aléatoires, et sous l'hypothèse de normalité :

$$\begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} \rightarrow N(0, \Omega) \text{ avec } \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho \sigma_1 \sigma_2 \\ \rho \sigma_1 \sigma_2 & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

on peut déduire une expression de la vraisemblance du modèle Gourieroux, Laffont, Monfort, 1984.

Soit L la vraisemblance, $L = \prod_{t=1}^T l_t(q_t)$

La densité de la variable endogène observable (Q_t) peut être décomposée en :

$$l_t(q_t) = l_{1t}(q_t) + l_{2t}(q_t)$$

avec :

$$l_{1t}(q_t) = \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{q_t - x_{1t} b_1}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{x_{2t} b_2 + \rho(\sigma_2/\sigma_1)(q_t - x_{1t} b_1) - q_t}{\sigma_2(1 - \rho^2)^{1/2}}\right)$$

$$l_{2t}(q_t) = \frac{1}{\sigma_2} \varphi\left(\frac{q_t - x_{2t} b_2}{\sigma_2}\right) \Phi\left(\frac{x_{1t} b_1 + \rho(\sigma_1/\sigma_2)(q_t - x_{2t} b_2) - q_t}{\sigma_1(1 - \rho^2)^{1/2}}\right)$$

où φ et Φ sont la densité de probabilité et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

Dans le cas où les termes aléatoires u_{1t} et u_{2t} ne sont pas contemporanément corrélés ($\rho = 0$), la densité $l_t(q_t)$ se simplifie en :

$$\frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{q_t - x_{1t} b_1}{\sigma_1}\right) \Phi\left(\frac{x_{2t} b_2 - q_t}{\sigma_2}\right) + \frac{1}{\sigma_2} \varphi\left(\frac{q_t - x_{2t} b_2}{\sigma_2}\right) \Phi\left(\frac{x_{1t} b_1 - q_t}{\sigma_1}\right)$$

L'estimation des paramètres b_1 , b_2 , σ_1^2 , σ_2^2 , σ_{12} est obtenue en maximisant L .

Dans le modèle (1) - (2) - (3), la probabilité qu'une observation appartienne à un des deux régimes (excès de demande ou excès d'offre), est soit nulle, soit égale à 1.

Soit Π_t la probabilité d'être en régime d'excès de demande (ou "régime d'offre", puisque si $D_t > S_t$ alors $Q_t = S_t$). Une estimation de cette probabilité peut être fournie par :

$$\hat{\Pi}_t = \frac{l_{2t}(q_t)}{l_t(q_t)}$$

Il faut noter que contrairement à Π_t , $\hat{\Pi}_t$ prend ses valeurs dans l'intervalle $[0, 1]$

Modèle de déséquilibre sur plusieurs marchés avec effets de report

Il peut être intéressant de prendre en compte le fait que la demande (respectivement l'offre) sur un marché est affectée par les contraintes perçues sur un autre marché. Cela revient à supposer qu'il existe des effets de report des contraintes d'un marché à l'autre. Pour la modélisation des exportations françaises de blé tendre, des estimations préliminaires (cf. Le Roux, 1991) ont montré que de tels reports existaient entre les exportations françaises vers les pays de la CEE et celles en direction des pays tiers. Dans une modélisation des exportations françaises, outre qu'il est nécessaire de différencier le marché communautaire du marché hors CEE (compte tenu du régime des prix intérieurs qui y prévaut — principe théorique de l'unicité du marché européen), il est souhaitable d'intégrer pour chacun de ces marchés les contraintes quantitatives perçues sur l'autre marché.

De la façon la plus générale, un tel modèle s'écrit :

$$D_t^{PT} = x_{1t} a_1 + \gamma_1 Q_t^{CEE} + u_{1t} \quad (4)$$

$$S_t^{PT} = z_{1t} b_1 + v_1 Q_t^{CEE} + v_{1t} \quad (5)$$

$$D_t^{CEE} = x_{2t} a_2 + \gamma_2 Q_t^{PT} + u_{2t} \quad (6)$$

$$S_t^{CEE} = z_{2t} b_2 + v_2 Q_t^{PT} + v_{2t} \quad (7)$$

$$Q_t^{PT} = \text{Min} (D_t^{PT}, S_t^{PT}) \quad (8)$$

$$Q_t^{CEE} = \text{Min} (D_t^{CEE}, S_t^{CEE}) \quad (9)$$

$$t = 1, \dots, T$$

avec D_t^{PT} (respectivement D_t^{CEE}) la demande en blé français exprimée par les pays hors CEE (respectivement par les Etats membres de la CEE),

S_t^{PT} (respectivement S_t^{CEE}) l'offre française aux pays tiers (respectivement aux Etats membres de la CEE),

Q_t^{PT} (respectivement Q_t^{CEE}) les ventes effectivement réalisées de la France vers les pays tiers (respectivement vers les pays de la CEE),

$x_{1t}, z_{1t}, x_{2t}, z_{2t}$ des vecteurs de variables exogènes.

Ainsi $v_1 Q_t^{CEE}$ (équation (5)) représente l'effet de report sur l'offre française aux pays hors CEE engendré par les contraintes perçues sur le marché CEE (puisque $Q_t^{CEE} = \text{Min} (D_t^{CEE}, S_t^{CEE})$). L'estimation du modèle (4) à (9) repose sur l'écriture de la vraisemblance de ce modèle, en fonction des hypothèses faites sur les lois des termes aléatoires. Une fois cette vraisemblance déterminée, "l'estimation reste toutefois un redoutable problème numérique" (Gourieroux, Laffont, Monfort, 1984).

Dans les estimations, nous nous limiterons aux seules exportations de la France vers les pays tiers (qui sont seules à être de "vraies" exportations, compte tenu du régime particulier des échanges intra-CEE).

Le modèle est alors composé des équations (4), (5) et (8), et la variable Q_t^{CEE} y est donc considérée comme exogène.

Si la présence de cette variable dans la fonction déterminant l'offre française (S_t^{PT}) n'est pas contestable *a priori*, il n'en est pas de même pour la fonction déterminant la demande mondiale en blé français. La question est de savoir si cette demande mondiale (hors CEE) peut être affectée par le volume des exportations françaises vers la CEE. Si une relation existe, elle ne peut être que très indirecte, et se manifester par des effets de signes divergents. Par exemple, une augmentation de Q_t^{CEE} peut résulter d'une variation positive de la demande des pays de la CEE, accompagnée d'un passage du régime d'excès d'offre au régime d'excès de demande sur le marché. Cet excès de demande de la part des pays de la CEE peut alors se reporter sur le marché mondial, venant gonfler la demande mondiale sur un marché extérieur. Si cette demande y est contrainte, elle peut à son tour se reporter sur le marché français. Dans ce cas, une variation de Q_t^{CEE} a un effet *positif* sur D_t^{PT} . Alternativement, il est plausible qu'une augmentation des exportations françaises vers la CEE induise une réduction des échanges intra-CEE, hors marché français. L'offre des exportateurs européens (en dehors de la France) à destination d'autres pays européens étant contrainte, elle se reporte sur le marché mondial : un effet-compétitivité plus favorable peut alors entraîner un transfert de la demande mondiale vers le marché CEE-hors France plutôt que vers la France. Il y a dans ce cas un effet *négatif* sur D_t^{PT} . Des estimations préliminaires ont montré que cet effet n'était pas significatif lorsque l'on raisonne sur données annuelles. En revanche, la significativité de l'effet de report mesuré sur données mensuelles permettrait de conclure à un effet *négatif*. Cependant, l'introduction de cet effet de report dans la fonction de demande n'améliorant guère son pouvoir explicatif, il n'est conservé que dans la fonction d'offre, où la question de sa justification ne se pose pas.

Le modèle s'écrit alors :

$$D_t^{PT} = x_{1t} a_1 + u_{1t} \quad (4')$$

$$S_t^{PT} = z_{1t} b_1 + v_1 Q_t^{CEE} + v_{1t} \quad (5)$$

$$Q_t^{PT} = \text{Min} (D_t^{PT}, S_t^{PT}) \quad (8)$$

$$t = 1, \dots, T$$

La variable Q_t^{CEE} étant exogène, elle peut être intégrée dans le vecteur z_{1t} .

Agrégation de micro-déséquilibres

Les modèles de déséquilibre présentés ci-dessus sont construits à partir de principes microéconomiques. Postuler le modèle canonique (1) - (2) - (3) revient à raisonner par analogie entre les comportements microéco-

nomiques et les relations macro-sectorielles. Or, la réalité peut présenter une différenciation du bien considéré et une diversité des agents, donc une hétérogénéité, qui ne permettent pas de transposer directement le modèle microéconomique au niveau agrégé.

Concernant le commerce extérieur du blé tendre, ces différenciations tiennent à la qualité du blé échangé, au type et au volume de chacune des transactions, etc. Il peut alors être préférable de considérer un ensemble de *micro-marchés* sur lesquels se confrontent des offres et demandes différentes, plutôt qu'un seul marché agrégé uniforme où prévaudraient une offre et une demande uniques. L'approche en termes de micro-marchés permet de s'affranchir de l'hypothèse selon laquelle le secteur étudié passerait, de façon *discrete*, d'un régime de déséquilibre à un autre régime de déséquilibre. Dans le cas de micro-marchés, les changements de régime se font de façon *continue* (si l'on suppose qu'il existe une infinité de micro-marchés), puisque ce n'est que chaque micro-marché qui se trouve soit dans un régime, soit dans l'autre. La condition Min de l'équation (3) n'est alors plus valide au niveau agrégé. En effet, la quantité échangée à ce niveau est la somme des demandes sur les micro-marchés en excès d'offre à laquelle s'ajoute la somme des offres sur les micro-marchés en excès de demande. Cette quantité est donc inférieure au minimum de l'offre et de la demande agrégées.

Soient D_t^i et S_t^i la demande et l'offre sur le sous-marché i , et soient D_t , S_t , et Q_t la demande, l'offre, et la quantité échangée au niveau agrégé.

$$Q_t = \sum_i D_t^i \mathbf{1}_{S_t^i > D_t^i} + \sum_i S_t^i \mathbf{1}_{D_t^i > S_t^i}$$

$$\sum_i D_t^i \mathbf{1}_{S_t^i > D_t^i} \leq \sum_i D_t^i = D_t$$

$$\Rightarrow Q_t \leq \text{Min} (D_t, S_t)$$

$$\sum_i S_t^i \mathbf{1}_{D_t^i > S_t^i} \leq \sum_i S_t^i = S_t$$

La prise en compte de différents micro-marchés ne se trouvant pas tous au même moment dans le même régime, induit une nouvelle spécification, de laquelle doivent découler des méthodes d'estimation appropriées. L'estimation de la fonction déterminant la quantité échangée au niveau agrégé, si l'on suppose que les données concernant les micro-marchés ne sont pas disponibles, est obtenue en appliquant les *moindres carrés non linéaires* à l'expression (9) (sous les hypothèses précisées dans l'encadré 2):

$$Q_t = \bar{S}_t \Phi \left(\frac{\bar{D}_t - \bar{S}_t}{\sigma} \right) + \bar{D}_t [1 - \Phi \left(\frac{\bar{D}_t - \bar{S}_t}{\sigma} \right)] - \sigma \varphi \left(\frac{\bar{D}_t - \bar{S}_t}{\sigma} \right) + \theta_t \quad (9)$$

où φ et Φ sont respectivement la densité de probabilité et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite; D_t et S_t sont les parties déterministes par rapport au temps de la demande et de l'offre agrégées.

Les méthodes de maximum de vraisemblance sont, en théorie, également applicables pour l'estimation du modèle d'agrégation de micro-marchés. Toutefois, elles soulèvent de sérieuses difficultés pratiques en termes d'optimisation numérique. Pour y remédier, ainsi que pour s'affranchir de l'hypothèse faite pour l'estimation par les moindres carrés non linéaires (égalité du terme aléatoire temporel θ_t de l'offre et de la demande), il est possible d'avoir recours à la méthode du *pseudo-maximum de vraisemblance*. Une présentation exhaustive de cette méthode pourra être trouvée dans Laroque et Salanie (1987 et 1989) ainsi que dans Laffargue et Mihoubi (1989). De façon très succincte, le principe de cette méthode est le suivant : la vraisemblance de la quantité réellement échangée est calculée comme si cette grandeur suivait une loi normale, alors que cette hypothèse ne porte en réalité que sur les fonctions d'offre et de demande. Sous cette hypothèse, les moments du premier et du second ordre de cette loi sont calculés pour des valeurs données des paramètres et des prédéterminées par une simulation de Monte-Carlo. Pour des valeurs données des variables exogènes, pour des valeurs arbitraires des paramètres (valeurs initiales), et pour chaque observation $t = 1, \dots, T$, on effectue un tirage aléatoire de H séries de perturbations temporelles et J séries de perturbations spatiales, centrées réduites, non autocorrélées et non corrélées entre elles. Pour chaque observation t , on peut donc calculer une estimation de l'espérance de la quantité échangée au niveau agrégé, ainsi que du moment du second ordre de cette quantité et donc de sa variance. Ces valeurs permettent de calculer la densité du modèle pour chaque observation, donc une expression de la pseudo-vraisemblance du modèle. Cette expression est alors maximisée en fonction des paramètres du modèle. La méthode du pseudo-maximum de vraisemblance est également applicable dans le cas du modèle canonique, puisqu'il suffit alors de ne pas tenir compte des aléas spatiaux.

Bien que cette méthode présente moins de difficultés d'ordre numérique que celle du maximum de vraisemblance, les estimations qui seront réalisées auront recours aux moindres carrés non linéaires. Les simplifications qu'ils imposent n'interdisent pas une appréhension significative, bien que réductrice, de la réalité observée.

SPÉCIFICATION DES FONCTIONS DE DEMANDE ET D'OFFRE D'EXPORTATIONS

Demande

Les déterminants de la demande en blé français des pays hors CEE sont essentiellement :

— La *compétitivité* de ce dernier sur le marché mondial, mesurée par le rapport entre le prix des concurrents, et le prix à l'exportation. Pour le prix des concurrents sera retenu un prix jugé représentatif des transactions au niveau mondial, et s'appliquant à une qualité de blé proche de la qualité moyenne du blé français exporté. Il s'agit du prix du blé américain "Hard Red Winter n° 2 ordinaire, FOB golfe du Mexique" (désigné par la suite par HRW). Toutefois, il faut souligner que si ce prix est largement reconnu comme étant l'un des plus représentatifs des cours sur le marché mondial du blé tendre, il l'est de moins en moins dans la mesure où les transactions se font de façon croissante dans le cadre de contrats bilatéraux et de programmes d'exportation. Ainsi, les cours mondiaux affichés, tel le prix du HRW, divergent quelquefois des prix réellement pratiqués.

L'application du programme EEP, en 1985, a créé un double marché mondial : d'un côté se retrouvent les importateurs bénéficiant de prix subventionnés dans le cadre de ce programme ; de l'autre, les pays non bénéficiaires (Japon, Corée, Taïwan, par exemple) pour lesquels les prix payés sont plus proches des prix affichés. Les exportateurs autres que les Etats-Unis ont dû, pour préserver ou accroître leurs parts de marché, aligner leurs prix sur ceux pratiqués dans le cadre du programme EEP.

Le prix représentatif des exportations françaises est celui du blé tendre ordinaire "FOB Rouen". Compte tenu de l'importance de ce port d'exportation pour les échanges de blé français, ce prix "FOB Rouen" se trouve être quasiment identique au prix moyen des exportations totales hors CEE de blé-grain français, déterminé d'après les enregistrements des douanes françaises. Malgré la tendance générale à l'alignement des différents prix mondiaux (i.e. des prix à l'exportation pratiqués par les principaux exportateurs), à qualité comparable, une observation fine permet de mettre en évidence des écarts significatifs entre ces prix ⁽⁵⁾, donc un réel effet-compétitivité relatif à chaque exportateur. Concernant l'effet-compétitivité introduit dans la fonction de demande, celui-ci sera donc mesuré par la compétitivité relative du blé français par rapport au blé américain : "HRW/FOB Rouen" (cf. graphique 4).

⁽⁵⁾ La non-constance de ces écarts ne permet pas de les attribuer aux seuls coûts de transport.

2. ESTIMATION DU MODÈLE D'AGRÉGATION DE MICRO-DÉSÉQUILIBRES

Raisonnons dans le cas où le marché agrégé est composé de N micro-marchés de tailles égales, tel que sur chaque i^e micro-marché ($i = 1, \dots, N$) le modèle canonique de déséquilibre s'applique :

$$D_t^i = x_{1t} b_1 + \varepsilon_{1t}^i \quad (\text{a})$$

$$S_t^i = x_{2t} b_2 + \varepsilon_{2t}^i \quad (\text{b})$$

$$Q_t^i = \text{Min} (D_t^i, S_t^i) \quad (\text{c})$$

$$i = 1, \dots, N$$

$$t = 1, \dots, T$$

$x_{1t} b_1$ et $x_{2t} b_2$ sont les composantes, communes à l'ensemble des micro-marchés, respectivement des demandes et des offres de chaque micro-marché.

$$\text{Posons } x_{1t} b_1 = D_t^*$$

$$x_{2t} b_2 = S_t^*$$

D_t^* et S_t^* sont déterministes par rapport aux différents micro-marchés.

ε_{1t}^i et ε_{2t}^i sont les termes aléatoires de la demande et de l'offre, respectivement, propres à chaque micro-marché. Ils déterminent le niveau relatif de la demande et de l'offre sur chaque micro-marché, donc le fait que chacun d'entre eux soit dans un régime de déséquilibre ou dans l'autre.

Les données concernant les micro-marchés sont supposées ne pas être disponibles. L'estimation de la fonction déterminant la quantité échangée au niveau agrégé peut alors se faire sous les hypothèses suivantes :

(H1) Tous les ε_{1t}^i (respectivement ε_{2t}^i) sont issus d'une même distribution ;

(H2) ε_{1t}^i (respectivement ε_{2t}^i) est indépendant de ε_{1t}^j (respectivement ε_{2t}^j) pour $i \neq j$; le fait que les ε_{jt}^i ($j = 1, 2$) soient issus d'une distribution identique signifie que seuls les aléas spatiaux sont pris en compte ;

(H3) La distribution jointe des $(\varepsilon_{1t}^i, \varepsilon_{2t}^i)$ est donnée par $F(\varepsilon_{1t}^i, \varepsilon_{2t}^i)$, supposée normale (F correspond à la distribution des demandes et des offres des micro-marchés) :

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t}^i \\ \varepsilon_{2t}^i \end{bmatrix} \rightarrow N \left(0, \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \right)$$

$$\text{Soit } \sigma^2 = \text{var}(\varepsilon_{2t} - \varepsilon_{1t}) = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}$$

(H4) Il existe un nombre suffisamment grand de micro-marchés (ce qui permet de réaliser une agrégation par intégration (Hajivassiliou, 1987 et 1989)) ;

(H5) Soient \bar{D}_t et \bar{S}_t les parties déterministes par rapport au temps de la demande et de l'offre agrégées. On suppose que :

$$D_t^* = \bar{D}_t + \theta_t$$

$$S_t^* = \bar{S}_t + \theta_t$$

θ_t est la composante aléatoire temporelle, au niveau agrégé, de la demande et de l'offre communes à chacun des micro-marchés. Cette condition est nécessaire à l'écriture de la quantité échangée au niveau agrégé, mais elle repose sur l'hypothèse forte que le terme aléatoire temporel est identique pour la demande D_t^* et pour l'offre S_t^* .

Sous ces hypothèses, la quantité échangée au niveau agrégé peut s'écrire (cf. Le Roux, 1991):

$$Q_t = \bar{S}_t \Phi\left(\frac{\bar{D}_t - \bar{S}_t}{\sigma}\right) + \bar{D}_t \left(1 - \Phi\left(\frac{\bar{D}_t - \bar{S}_t}{\sigma}\right)\right) \sigma \varphi\left(\frac{\bar{D}_t - \bar{S}_t}{\sigma}\right) + \theta_t \quad (d)$$

où φ et Φ sont respectivement la densité de probabilité et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

Soit ψ_1 l'ensemble des micro-marchés en régime d'excès de demande; et soit Π_t la proportion de micro-marchés en excès de demande.

$$\Pi_t = \iint_{\psi_1} dF(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$$

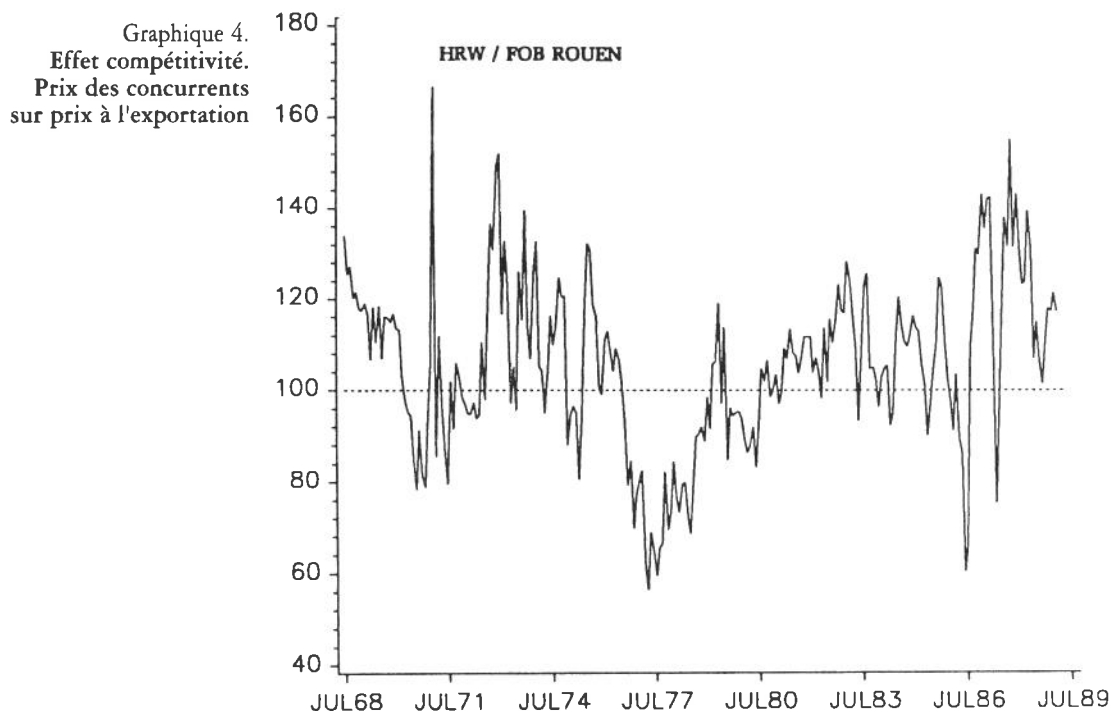
Sous les hypothèses précédentes, cette proportion s'écrit:

$$\Pi_t = \Phi\left(\frac{\bar{D}_t - \bar{S}_t}{\sigma}\right)$$

L'équation (d) indique que la quantité échangée au niveau agrégé est une moyenne pondérée des parties déterministes de l'offre et de la demande agrégées (le coefficient de pondération étant la proportion de micro-marchés se trouvant respectivement en régime d'offre ou en régime de demande), diminuée d'un facteur exponentiel. Une procédure d'estimation de la relation (d) consiste à appliquer l'estimateur des moindres carrés non linéaires, en minimisant:

$$\sum_t (Q_t - E(Q_t))^2,$$

où $E(Q_t)$ est l'espérance par rapport au temps de la quantité échangée au niveau agrégé.



Dans les spécifications habituelles des fonctions de demande d'exportations, l'effet-compétitivité est parfois introduit à la fois sur la période courante et sur les périodes passées. Par exemple, si un décalage maximum d'une période est retenu, cet effet-compétitivité peut s'exprimer par la variable suivante (Catinat, 1984):

$$\text{Log } [\beta \text{ PetPex}_t + (1 - \beta) \text{ PetPex}_{t-1}]$$

où PetPex_t est le rapport entre le prix des concurrents et le prix à l'exportation. Des estimations préliminaires permettent d'affirmer que dans ce cas le coefficient β est proche de l'unité. La présence du rapport de prix décalé n'est donc que peu justifiée. De plus, le fait de retenir une telle spécification pour l'effet-compétitivité ajoute une nouvelle non-linéarité dans l'expression de la quantité échangée, ce qui ne peut que rendre son estimation plus délicate. Seul sera retenu l'effet-compétitivité à la période courante.

— Le *revenu réel* que les demandeurs étrangers affectent à l'achat du blé français. Celui-ci est mesuré par la demande mondiale totale en volume, c'est-à-dire les échanges mondiaux de blé tendre (lorsque les estimations sont faites au niveau mensuel, ces données ne sont pas disponibles: seules peuvent être utilisées les données relatives à l'offre des cinq principaux exportateurs – Etats-Unis, Canada, CEE, Australie, Argentine – depuis 1978).

— Un *trend temporel*, permettant – éventuellement – d'appréhender la mondialisation des échanges, due à l'ouverture des frontières sous l'effet

de facteurs techniques (transports), institutionnels, législatifs et commerciaux.

— Enfin, un dernier facteur déterminant la demande sera introduit lorsque les estimations sont effectuées sur données annuelles : il s'agit de la production d'un des plus gros importateurs de blé, l'URSS, qui est traditionnellement l'un des principaux clients de la France. L'introduction de cette variable contribue à expliquer de façon significative les variations de la demande étrangère en blé français.

La spécification retenue pour la fonction de demande est finalement la suivante :

$$\overline{D}_t = a_0 + a_1 \text{PetPex}_t + a_2 DM_t + a_3 \text{PBURSS}_t + a_4 t$$

avec : PetPex_t = Prix du blé américain HRW/Prix du blé FOB Rouen

DM_t = Demande mondiale en blé tendre

PBURSS_t = Production de blé tendre en URSS (utilisée uniquement pour les estimations sur données annuelles).

Offre

Un des principaux déterminants habituellement introduit dans les fonctions d'offre d'exportations est l'effet de profitabilité relative des exportations par rapport au marché intérieur. Cet effet est mesuré par le rapport entre le prix à l'exportation et le prix national. Compte tenu du régime des échanges extérieurs de produits agricoles qui prévaut dans le cadre de la PAC, la présence de cet effet de profitabilité n'a pas de sens dans la fonction d'offre d'exportations de blé tendre. En effet, la politique de restitutions, décrite précédemment, induit une parfaite déconnexion entre le marché communautaire et le marché mondial : il n'y a pas d'arbitrage entre ces marchés en fonction de leurs prix, puisque la restitution ramène, pour l'exportateur, le prix à l'exportation au même niveau qu'une vente sur le marché national. L'hypothèse est donc faite que l'offre d'exportations n'est pas déterminée par un effet-prix.

Les déterminants retenus sont :

— Le *rendement moyen* obtenu dans la production française de blé tendre. Des estimations préliminaires ont montré (Le Roux, 1991) qu'il existait une forte élasticité des exportations totales de blé aux variations de rendement. La présence de cette variable-rendement dans la fonction d'offre exclut l'introduction du temps dans l'équation, le rendement étant lui-même essentiellement soumis à un trend temporel, ce qui induit des problèmes de collinéarité (le rendement n'est introduit que dans les estimations sur données annuelles ; la périodicité annuelle de cette variable ne permettant pas de l'introduire dans les estimations sur données mensuelles, elle est remplacée dans ce cas par une variable temporelle).

— Les stocks de blé tendre et les *taux d'utilisation des capacités de stockage*. La répartition de ces stocks suivant les différentes catégories d'agents détenteurs étant connue, on a pu mesurer l'effet positif sur l'offre des stocks (ou des taux d'utilisation des capacités de stockage) des collecteurs et des exportateurs, et l'effet négatif des stocks détenus par les utilisateurs nationaux (meuneries, fabricants d'aliments du bétail). Toutefois, le pouvoir explicatif des indicateurs globaux (total des stocks) étant plus fort, seuls ceux-ci ont été retenus. De même, une forte colinéarité existant entre le stock total et le taux d'utilisation des capacités de stockage, un choix a conduit à ne conserver que la seconde variable, celle-ci contribuant de façon plus significative à la détermination de l'offre.

— Les effets des *élargissements de la CEE* (en 1973, 1981 et 1986). Ceux-ci sont mesurés par des variables indicatrices, valant 0 avant l'élargissement en question, 1 ensuite.

— Enfin, un *effet de report* entre le marché mondial et le marché CEE est pris en compte.

Les variables explicatives "omises" dans la fonction d'offre sont celles relatives aux infrastructures d'exportation, faute de données disponibles.

La spécification finalement retenue pour la fonction d'offre d'exportation est alors :

$$\bar{S}_t = b_0 + b_1 \bar{RD}_t + b_2 TUCS_t + b_3 CEE_t^i + b_4 EXPCEE_t$$

ou bien ... + $b_1 t$ + ... pour l'estimation sur données mensuelles.

avec : RD_t = Rendement moyen de la production française de blé tendre (q/ha)

$TUCS_t$ = Taux d'utilisation des capacités de stockage

$$= \frac{\text{Stocks de blé tendre en début de période}}{\text{Capacités totales de stockage des céréales}^{(6)}}$$

CEE_{it} , $i = 9, 10, 12$ = Variables indicatrices représentant respectivement les élargissements de la CEE à 9, 10, puis 12 membres

$EXPCEE_t$ = Exportations françaises de blé tendre vers les autres pays de la CEE.

Dans la fonction d'offre comme dans la fonction de demande, toutes les variables sont prises en logarithme (sauf : t et CEE_t^i).

A ces variables explicatives sont ajoutées des variables muettes saisonnières lorsque les estimations sont réalisées sur données mensuelles.

Rappelons que les déterminants retenus pour la demande et pour l'offre sont tous supposés exogènes.

⁽⁶⁾ Il n'est pas possible de différencier les capacités de stockage suivant le type de céréale.

ANALYSE DES RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES

Les estimations sont faites successivement sur données annuelles et sur données mensuelles. Les données annuelles concernent les années de *campagne* (août-juillet jusqu'en 1986, juillet-juin ensuite), et la période d'observation est celle portant sur les campagnes 1966-1967 à 1988-1989. Les données mensuelles disponibles portent sur la période août 1970-avril 1989⁽⁷⁾. L'ensemble des séries statistiques utilisées dans les estimations a été établi à partir des sources suivantes : Conseil international du blé, Douanes françaises, et Office national interprofessionnel des céréales.

Tableau 1.
Estimation
des fonctions de
demande et d'offre
d'exportations
de blé tendre*
(données annuelles,
1966-1967 à 1988-1989)

	Estimations préliminaires MCO	Modèle canonique	Modèle d'agrégation de micro-marchés
DEMANDE			
a_0	0,7077 (0,38)	1,3445 (0,93)	1,5517 (0,73)
a_1 (<i>PetPex</i>)	1,1580 (5,75)	1,2918 (4,05)	1,0348 (3,76)
a_2 (<i>DM</i>)	1,3278 (7,93)	1,1142 (6,20)	1,1772 (4,11)
a_3 (<i>PBURSS</i>)	- 0,6931 (- 2,23)	- 0,7467 (- 3,26)	- 0,5749 (- 2,62)
a_4 (<i>DUM87</i>)	- 0,6576 (- 2,99)	—	- 0,6771 (- 5,08)
	$R^2 = 0,91$ $RMSE = 2,30 \%$		
OFFRE			
b_0	0,5767 (0,54)	0,4791 (0,10)	2,0367 (0,76)
b_1 (<i>RD</i>)	3,1224 (8,07)	2,9814 (1,49)	2,5852 (2,89)
b_2 (<i>TUCS</i>)	0,4351 (3,53)	0,3576 (0,94)	0,2720 (1,54)
b_3 (<i>CEE</i>)	0,2906 (2,11)	0,3798 (0,77)	0,1463 (0,61)
b_4 (<i>EXPCEE</i>)	- 0,3749 (- 2,89)	- 0,3105 (- 0,79)	- 0,2908 (- 1,40)
	$R^2 = 0,90$ $RMSE = 2,39 \%$	$\text{Log} - L = 19,853$	$\sigma = 3365,13$ (10,93) (en milliers de tonnes)

* Les statistiques de Student figurent entre parenthèses.

⁽⁷⁾ Sauf celles concernant les échanges mondiaux de blé, disponibles depuis juillet 1978 uniquement.

Les estimations du modèle canonique et du modèle d'agrégation de micro-marchés nécessitent la disponibilité de valeurs initiales pour les paramètres. Celles-ci sont obtenues par des régressions indépendantes de la fonction de demande et de la fonction d'offre, par les moindres carrés ordinaires (MCO). Les résultats obtenus sur *données annuelles* sont présentés dans le tableau 1.

Les estimations "classiques" des fonctions de demande et d'offre d'exportations par les MCO appellent les remarques suivantes : concernant la demande, l'effet-compétitivité est significatif et relativement élevé, l'élasticité au prix relatif "HRW/FOB Rouen" étant de 1,16 ; l'élasticité à la demande mondiale serait également forte, atteignant 1,33 ; une variable muette a été introduite en 1987 (égale à 1 cette année, elle est nulle ailleurs) : son influence négative s'explique par une nouvelle offensive du programme américain d'aides aux exportations (EEP), ce qui a pu détourner momentanément une partie de la demande mondiale des exportateurs français.

Concernant l'offre, l'estimation par les moindres carrés ordinaires met en évidence une très forte élasticité au rendement national moyen (3,12), ce qui constitue l'un des éléments essentiels de cette estimation : ceci confirme que le développement de la production a un effet multiplicateur très élevé sur les exportations, ceci n'étant contraint que par l'existence de débouchés externes pour lesquels on se donne les moyens de la compétitivité. Par ailleurs, l'estimation MCO souligne l'existence d'un effet de report significatif des exportations vers la CEE sur l'offre aux pays tiers : cette "contrainte reportée" reste cependant modérée.

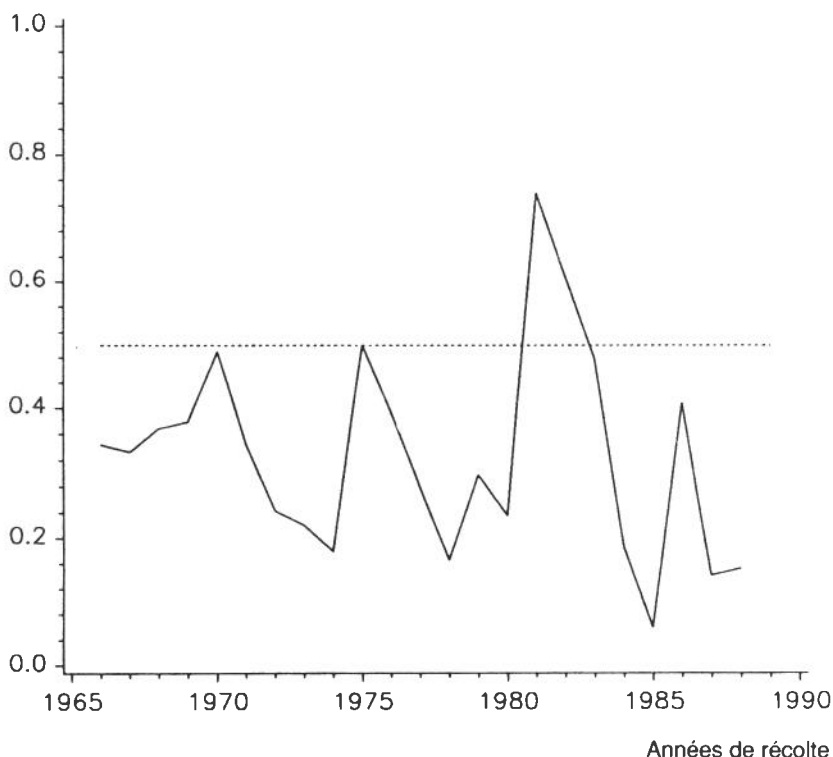
Sous l'hypothèse de déséquilibre, les estimations sur données annuelles présentées dans le tableau 1 concernent le cas d'un déséquilibre sur un marché unique (modèle canonique), et le cas de micro-déséquilibres (modèle d'agrégation de micro-marchés). Les résultats concernant le modèle canonique démontrent son inadéquation à la réalité observée lorsque celle-ci est appréhendée au travers de données annuelles. Rappelons que les hypothèses faites reviennent à supposer que le marché passe de façon discrète (et ici avec une périodicité annuelle) d'un régime de déséquilibre à l'autre. Les coefficients estimés de la fonction d'offre ne sont pas significatifs, seuls ceux de la fonction de demande le sont. Cela peut s'interpréter de la façon suivante : le marché devant être, chaque année, soit en excès de demande, soit en excès d'offre, et s'il est (sur les 23 points annuels observés) de façon quasi permanente en excès d'offre, la plupart des points observés appartiennent à la seule fonction de demande (qui peut être correctement estimée), alors que, trop peu de points appartenant à la fonction d'offre, celle-ci ne peut être estimée. Les hypothèses du modèle canonique doivent être rejetées lorsque l'on utilise une périodicité annuelle, et les résultats obtenus ne peuvent être interprétés. L'hypothèse selon laquelle le marché étudié est en fait constitué d'un grand nombre de micro-marchés pouvant se trou-

ver au même moment (= une année) soit en excès d'offre, soit en excès de demande, paraît alors plus appropriée.

Sous ces hypothèses, les résultats obtenus permettent de quantifier les effets des différents déterminants sur la demande d'exportations d'une part et sur l'offre d'autre part. Par ailleurs, ils permettent l'estimation de la *proportion de micro-marchés* se trouvant dans chaque régime de déséquilibre, pour chaque instant de la période d'estimation.

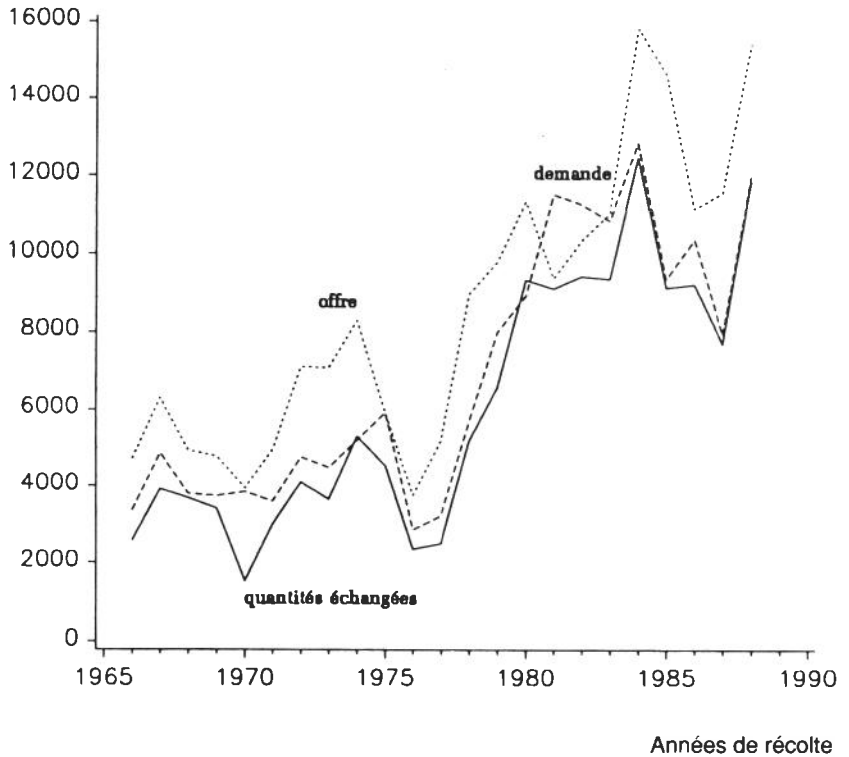
Concernant l'évaluation des élasticités de la demande et de l'offre par rapport aux déterminants retenus, on observe une diminution (faible pour la demande) des différents effets en valeur absolue, par rapport à ce qui se déduisait des estimations indépendantes par les MCO. Ainsi, l'effet-compétitivité (sur la demande d'exportations) est très proche de l'unité: 1 % de hausse relative du prix des concurrents par rapport au prix français à l'exportation entraîne une augmentation de 1 % de la demande qui s'adresse à la France. L'élasticité de cette demande à la demande mondiale totale est de 1,18, et une baisse de la production soviétique ne profite à la demande adressée à la France qu'à 57 % (élasticité de - 0,57). Les effets des déterminants de l'offre d'exportations semblent plus sensiblement modifiés (par rapport à l'estimation MCO). Toutefois, les coefficients estimés sont presque tous non significatifs, à l'exception du coefficient du rendement. Comme dans le cas du modèle canonique, ceci est à attribuer à la proportion plus grande de micro-mar-

Graphique 5.
Proportion de
micro-marchés en
excès de demande



chés en excès d'offre pour chaque période annuelle. Les points observés (i.e. les quantités observées au niveau agrégé) sont des agrégations de micro-marchés se trouvant majoritairement en excès d'offre, d'où une moins bonne estimation de la fonction d'offre agrégée.

Graphique 6. Milliers de tonnes
Exportations
de blé hors CEE



Si l'hypothèse selon laquelle il existe une infinité de micro-marchés est préférable à celle du marché unique, elle reste trop simplificatrice par la périodicité retenue pour le phénomène décrit. En effet, sur données annuelles, l'hypothèse d'agrégation de micro-marchés signifie que chacun de ces micro-marchés se trouve, *tout au long de la période annuelle, dans le même régime de déséquilibre*. Il n'est pas étonnant qu'une telle structure conduise à estimer une proportion de micro-marchés en excès d'offre plus élevée que la proportion de micro-marchés en excès de demande (cf. graphique 5). Compte tenu du système de stimulation des exportations existant, et si l'on retient l'année comme unité de temps, on ne peut que conclure à une offre notionnelle supérieure à la demande notionnelle. Le graphique 6 présente l'évolution des exportations effectivement observées, ainsi que celles des parties déterministes de l'offre et de la demande d'exportations (\bar{S}_t et \bar{D}_t), telles qu'elles ressortent de l'estimation du modèle d'agrégation de micro-marchés appréhendés avec une *périodicité annuelle*. Au résidu temporel près, le minimum des estimations de l'offre

et de la demande agrégées est bien supérieur ou égal à la quantité échangée au niveau agrégé. Le régime de déséquilibre le plus souvent observé dans la majorité des micro-marchés étant l'excès d'offre, la précision de l'estimation des coefficients de la fonction d'offre agrégée est nécessairement moins bonne (tableau 1). Seules les campagnes 1981-1982 et 1982-1983 font exception au constat d'excès d'offre chronique : les proportions estimées de micro-marchés en excès de demande y sont respectivement de 74 % et 61 %. Ceci tient à une augmentation tendancielle de la demande étrangère observée depuis 1977-78, due à un effet-compétitivité favorable aux exportateurs français depuis cette période (cf. graphique 4), qui se conjugue avec une chute de l'offre française aux pays tiers au cours de la campagne 1981-1982 ; les causes en sont une baisse de rendement moyen et un niveau de stocks très bas (les stocks d'intervention étaient – inhabituellement – quasi nuls au début de cette campagne 1981-1982).

Si l'estimation sur données annuelles apporte une information structurelle sur la nature tendancielle de l'offre et de la demande d'exportations (et à ce niveau d'appréhension du phénomène, l'excès d'offre quasi-permanent est conforme à ce qui pouvait être prévu), les estimations sur données mensuelles peuvent fournir des éclairages plus fins sur ces comportements d'offre et de demande, notamment en ce qui concerne leurs composantes intra-annuelles. Il faut souligner qu'il n'y a pas de raison *a priori* pour qu'il y ait un parallélisme entre les résultats sur données mensuelles et ceux sur données annuelles. En effet, dans le cas d'une agrégation de micro-marchés, la périodicité mensuelle signifie qu'il existe une partition du marché en sous-marchés, chacun d'entre eux se trouvant *chaque mois* soit en excès d'offre, soit en excès de demande. Pour ces raisons de périodicité différente, cette partition ne s'effectue pas selon les mêmes critères que ceux qui engendrent la partition supposée lorsque l'on raisonne sur données annuelles. Il est bien clair que le phénomène décrit n'est pas le même dans les deux cas. Les estimations sur données mensuelles sont faites dans le cadre du modèle canonique d'une part, et dans celui du modèle d'agrégation de micro-marchés d'autre part. Les résultats sont présentés dans les tableaux 2a et 2b. Si les modèles se rapportent ici à des structures différentes de celles étudiées dans le cadre annuel, les valeurs estimées des coefficients restent comparables (à l'exception du coefficient de la variable "taux d'utilisation des capacités de stockage" – $TUCS_t$ – qui est le ratio de variables de stocks, alors que toutes les autres sont des prix ou des flux).

Contrairement à l'estimation sur données annuelles, l'hypothèse du modèle canonique est ici moins contestable *a priori*. Celle-ci revient en effet à supposer que pour chaque période mensuelle il existe un marché unique se trouvant soit en excès de demande, soit en excès d'offre. Cette hypothèse du modèle canonique peut, au moins, être validée par la qualité de l'estimation (cf. tableau 2a). Sous cette hypothèse, l'effet-compétitivité sur la demande est très élevé (2,9). Concernant l'offre, l'estimation

Tableau 2a.
Estimation des
fonctions
de demande et d'offre
d'exportations de blé
tendre
(données mensuelles,
août 1970-avril 1989)

	Estimations préliminaires MCO	Modèle canonique	Modèle d'agrégation de micro-marchés
DEMANDE			
a_0	2,4426 (2,33)	- 0,0700 (- 0,03)	0,0359 (0,02)
a_1 (<i>PetPex</i>)	1,9255 (8,40)	2,9038 (6,22)	2,6426 (6,03)
a_2 (<i>t</i>)	0,0088 (13,2)	-	0,0061 (3,95)
	$R^2 = 0,59$ $RMSE = 5,04 \%$		
OFFRE			
b_0	16,3861 (11,8)	17,6760 (8,60)	20,8832 (12,9)
b_1 (<i>t</i>)	0,0112 (13,6)	0,0157 (11,2)	0,0133 (9,64)
b_2 (<i>TUCS</i>)	1,4865 (8,13)	2,4202 (7,09)	1,7558 (6,65)
b_3 (<i>EXPCEE</i>)	- 0,2681 (- 2,31)	- 0,3146 (- 1,86)	- 0,5871 (- 4,62)
	$R^2 = 0,57$ $RMSE = 4,75 \%$	$\text{Log} - L = 143,9$	$\sigma = 118300,4$ (2,61) (en tonnes)

* Les statistiques de Student figurent entre parenthèses.

du modèle canonique met en évidence une élasticité au taux d'utilisation des capacités de stockage de 2,4, et un effet de report du marché CEE comparable à ce qui est observé au niveau annuel (effet de report = - 0,3). Toutefois, les estimations des fonctions d'offre et de demande du modèle canonique présentent une forte amplitude de variation (cf. graphique 8), malgré l'introduction de variables saisonnières⁽⁸⁾ (cf. tableau 2b): les coefficients associés à ces variables sont toujours plus élevés, en valeur absolue, que ceux issus des estimations indépendantes par les MCO, ou que ceux obtenus sous l'hypothèse d'agrégation de micro-déséquilibres. Cette très grande variabilité se retrouve dans l'estimation mensuelle de la probabilité d'excès de demande (graphique 7): celle-ci est - en particulier - soumise à un cycle annuel qui engendre un excès d'offre systématique en juillet et/ou en août, ce qui évidemment n'est pas surprenant.

⁽⁸⁾ Il faut souligner que ces variables saisonnières ne sont significatives que pour la fonction d'offre (seule la variable muette associée au mois de juillet est déterminante pour la demande).

Tableau 2b.
Coefficients des
variables saisonnières
(données mensuelles
août 1970-avril 1989)

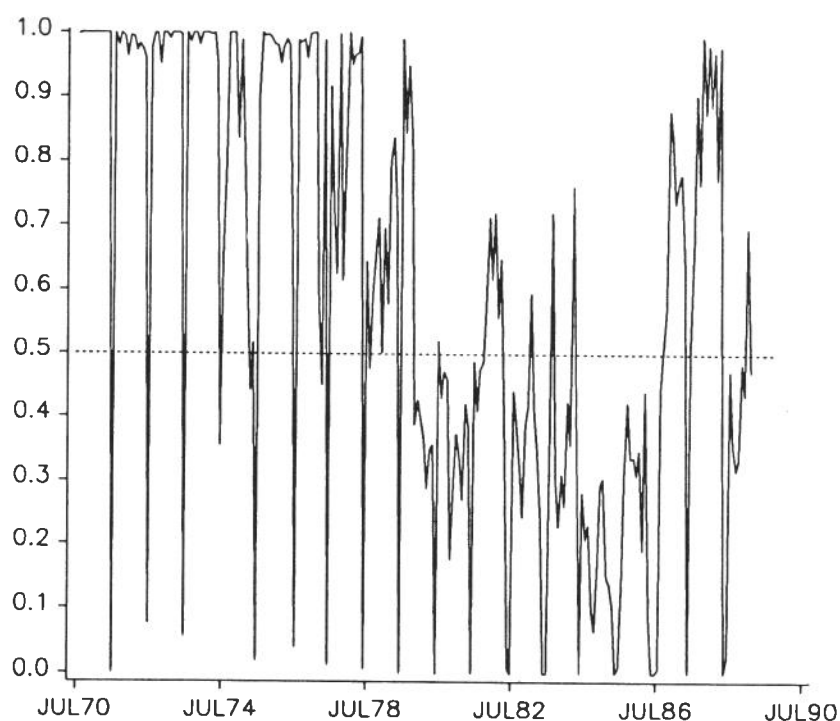
	Estimations préliminaires MCO	Modèle canonique	Modèle d'agrégation de micro-marchés
DEMANDE a_3 (D7)	- 0,2565 (- 1,64)	- 0,8172 (- 4,84)	- 0,5261 (- 2,22)
OFFRE b_4 (D4)	0,3468 (2,14)	0,5224 (2,63)	0,4259 (2,72)
b_5 (D5)	0,4319 (2,50)	0,7575 (3,29)	0,2748 (1,55)
b_6 (D6)	0,7593 (3,98)	1,3718 (4,80)	0,4677 (2,23)
b_7 (D7)	0,8257 (3,51)	3,5926 (3,95)	1,1204 (2,81)
b_8 (D8)	- 0,4425 (2,48)	- 1,5243 (5,50)	0,3612 (1,77)
b_9 (D9)	- 0,5699 (- 3,25)	- 0,7510 (- 2,99)	- 0,8235 (- 4,28)
b_{10} (D10)	- 0,5405 (- 3,17)	- 0,8454 (- 3,27)	- 0,9646 (- 5,48)
b_{11} (D11)	- 0,2978 (- 1,82)	- 0,4929 (- 2,13)	- 0,4670 (- 3,20)

Dn = 1 pour le mois n, 0 ailleurs.

Si l'on observe l'évolution tendancielle de cette probabilité, on peut distinguer deux sous-périodes caractéristiques : de 1970 à la campagne 1977-1978, le marché (supposé unique) est en excès de demande (probabilité moyenne d'excès de demande supérieure à 0,5) ; le passage à un régime d'excès d'offre (en tendance) a lieu au cours de la campagne 1978-1979, et celui-ci se maintient jusqu'à la fin de la période, à l'exception de quelques mois (novembre 1986 à juin 1988) où la probabilité d'excès de demande est en moyenne supérieure à 0,5.

Cette évolution tendancielle est déterminée par le calcul d'une "probabilité annuelle moyenne" d'excès de demande, sur chaque campagne, définie comme la moyenne des probabilités mensuelles pondérées par les valeurs absolues des excès de demande estimés (cf. graphique A1 en annexe). Cette procédure ne peut donner qu'une idée approximative de l'évolution des régimes de déséquilibre, particulièrement en raison de sa très forte sensibilité aux coefficients de pondération. Rappelons que ce sont les valeurs absolues des excès de demande qui en tiennent lieu, et que ceux-ci sont directement liés à la forte variabilité des estimations de l'offre et de la demande, dont nous avons souligné le côté discutable pré-

Graphique 7.
Probabilité d'excès
de demande
(modèle canonique)



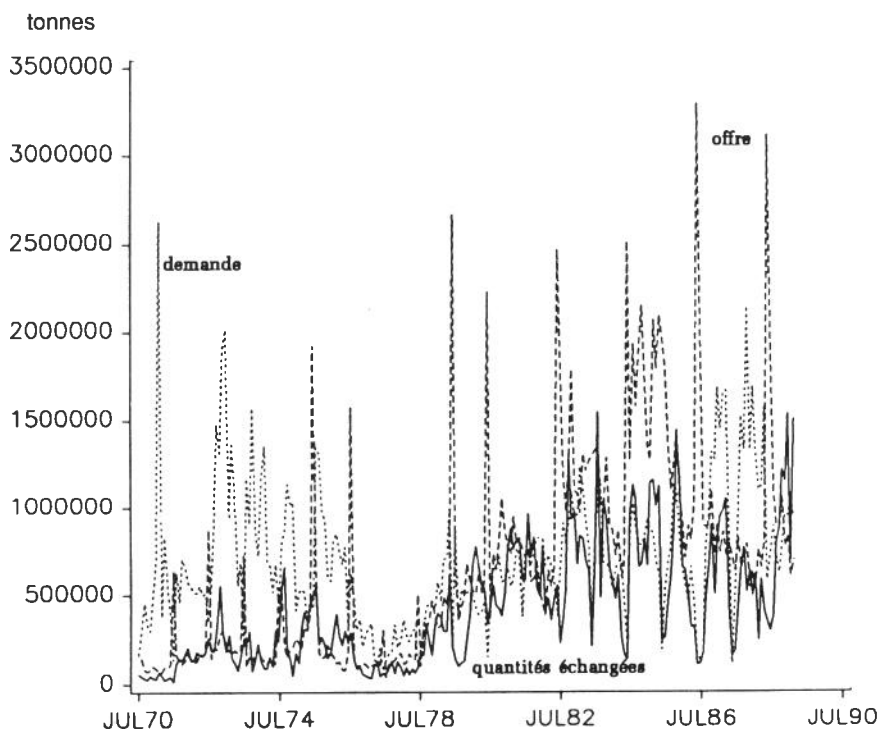
cédemment⁽⁹⁾. Ce problème tient à l'hypothèse d'un marché unique qui est contraint, par la spécification du modèle canonique, à être soit en régime d'offre, soit en régime de demande, au cours de chaque période mensuelle. Le modèle d'agrégation de micro-marchés permet à nouveau de s'en affranchir : les résultats obtenus conduisent à préférer ce dernier au vu de la somme des carrés des résidus (écarts entre la quantité réellement échangée et l'estimation de cette équation – cf. équation (9)) nettement plus faible dans ce cas que pour le modèle canonique. Outre cette première observation, les résultats (tableau 2a) indiquent que la demande commune à chacun de ces micro-marchés est fonction, ici encore, d'un effet-compétitivité élevé (élasticité de 2,64 au prix relatif "HRW/FOB Rouen"), légèrement plus faible que sous l'hypothèse d'un marché unique. Le trend temporel (qui est ici significatif dans la fonction de demande) est nettement moins déterminant côté demande que côté offre (0,006 contre 0,013), ce qui traduit bien l'effet moteur du développement de la production française. Enfin, l'effet de report du marché CEE sur l'offre française aux pays tiers est ici nettement plus élevé que lorsqu'il était estimé sur données annuelles. Estimé sur données mensuelles, l'effet de report sur l'offre serait de $-0,59$, alors que mesuré sur "marché annuel", il n'était que de $-0,30$.

⁽⁹⁾ Ceci revient à dire que les variations de ces probabilités annuelles moyennes sont plus fiables que leurs niveaux.

Les conclusions relatives à l'évolution des régimes de déséquilibre sont sensiblement différentes de celles issues de l'estimation du modèle canonique, particulièrement en fin de période. De plus, la variabilité relative des estimations des fonctions d'offre et de demande est beaucoup moins forte que dans le cas du modèle canonique (sauf, une nouvelle fois, en fin de période). L'évolution de la *proportion* mensuelle de micro-marchés en excès de demande est présentée dans le graphique 9. Comme pour le cas canonique, a été calculée une proportion annuelle moyenne d'excès de demande, pondérée par les valeurs absolues des excès de demande. Celle-ci permet d'avoir une idée de l'évolution tendancielle des régimes de déséquilibre. L'observation de cette évolution permet d'identifier les sous-périodes suivantes (cf. graphique A2, en annexe) :

- De 1970 jusqu'à la fin de l'année 1976, la proportion de micro-marchés en excès de demande est, en moyenne, supérieure à la proportion de ceux qui se trouvent en excès d'offre. Ponctuellement, les exceptions sont les mois de juillet et/ou août, où il y a plus de micro-marchés en excès d'offre qu'en excès de demande, et parfois les mois de novembre à mars (c'est le cas des hivers 1970-1971, 1971-1972 et 1974-1975) où il y a autant de micro-marchés en excès d'offre qu'en excès de demande.

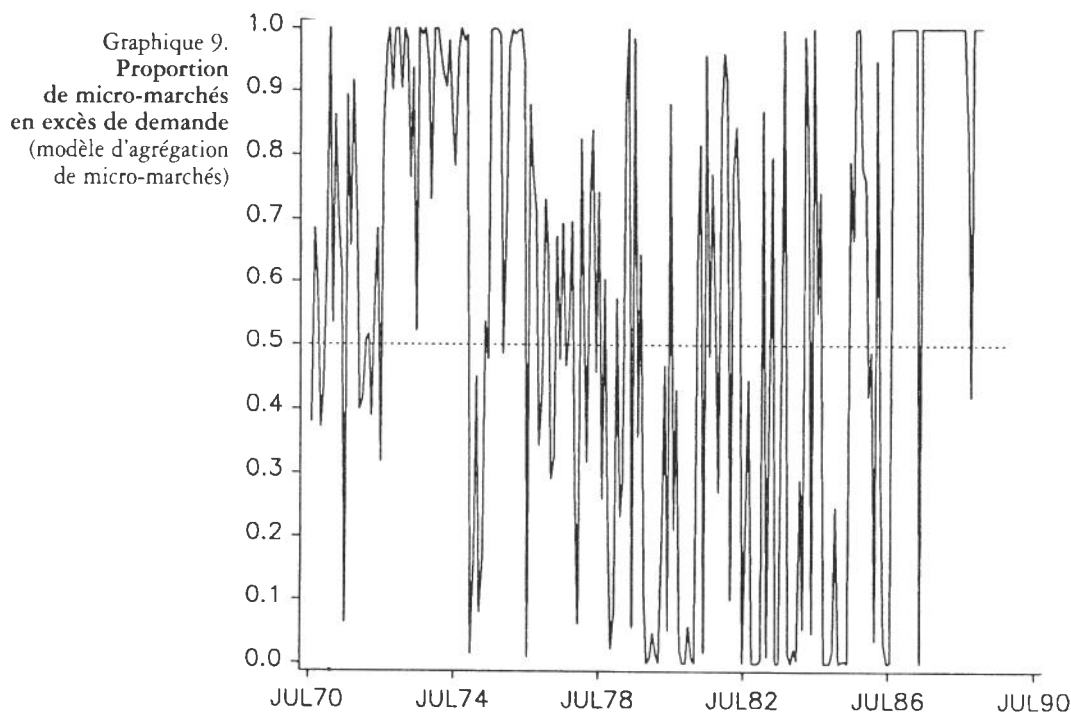
Graphique 8.
Exportations de blé
hors CEE
(modèle canonique)



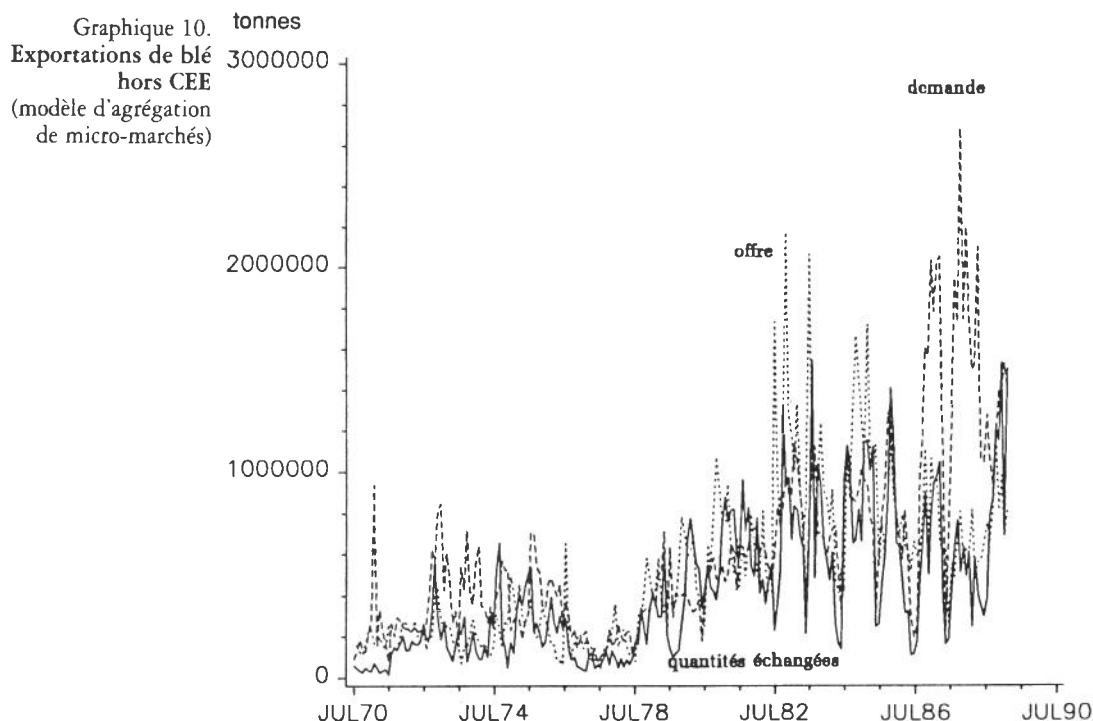
● 1977 et 1978 sont aussi des années où la répartition des micro-marchés entre excès d'offre et excès de demande se fait à parts égales en moyenne⁽¹⁰⁾.

● Pendant les campagnes 1979-1980 à 1984-1985, les micro-marchés *en excès d'offre* sont majoritaires, à l'exception de la campagne 1981-1982, pour laquelle il y a en moyenne 60 % de marchés en excès de demande (les mêmes raisons que celles soulignées lors de l'estimation sur données annuelles peuvent être invoquées ici : effet-compétitivité et chute des stocks nationaux). En dehors de cette campagne, la proportion moyenne des micro-marchés en excès de demande est de 25 % environ.

● Enfin, de la campagne 1985-1986 jusqu'à la fin de la période d'estimation (avril 1989), en moyenne 80 % des micro-marchés sont chaque mois en excès de demande. Comme l'indique le graphique 10, cette moyenne n'est pas fiable en fin de période compte tenu d'un mauvais ajustement sur les premiers mois de 1989.



⁽¹⁰⁾ Notons que cette période coïncide avec les points de rupture significatifs (test de Chow, par exemple) des séries d'exportations françaises de blé tendre.



Contrairement à ce qu'avait permis d'affirmer l'estimation sur données annuelles, l'agrégation de micro-marchés au niveau mensuel met en évidence deux périodes où la proportion de marchés en excès de demande domine : il s'agit de la période août 1970-décembre 1976 d'une part, et de la période août 1985-avril 1989 d'autre part. Pendant ces périodes, l'offre, *en moyenne mensuelle*⁽¹¹⁾, contraint la demande. Il faut souligner que ces périodes d'excès de demande correspondent à des variations positives de la *demande* d'exportations qui sont étroitement corrélées à l'indicateur de compétitivité : le coefficient de corrélation entre la proportion mensuelle de micro-marchés en excès de demande et le prix relatif "HRW/FOB Rouen" y est de 0,7 à 0,8, alors que de 1977 à 1985 (équilibre et excès d'offre) cette corrélation n'est pas significative.

Une estimation de ce même modèle d'agrégation de micro-marchés sur données mensuelles a été menée de juillet 1978 à avril 1989 : cette période correspond à la disponibilité de la série de demande mondiale totale en blé tendre (approximée par les ventes réalisées par les cinq grands exportateurs de blé tendre). Les résultats confirment les conclusions précédentes, relativement à cette période. Concernant la proportion moyenne de micro-marchés dans chaque régime, on observe toutefois un passage plus précoce à une majorité moyenne de marchés en excès de

⁽¹¹⁾ Mais pas uniformément pendant toute la durée de ces périodes, ce qui serait contradictoire avec les résultats sur données annuelles.

demande : celui-ci est observé ici au cours de la campagne 1983-1984 (ce changement de tendance a lieu en 1985 d'après les estimations sur la période totale 1970-1989). Sur cette période 1978-1989, les effets des différents déterminants de l'offre et de la demande sont sensiblement identiques à ceux mesurés sur la période totale (cf. tableau 3 en annexe). On note toutefois, côté offre, une moindre influence du taux d'utilisation des capacités de stockage (coefficient de 0,77, contre 1,76 sur la période 1970-1989), ainsi qu'un effet de report du marché CEE plus faible en valeur absolue (- 0,43 contre - 0,59). Côté demande, l'effet compétitivité apparaît plus faible (2,09 contre 2,64), mais ceci tient à l'introduction de la demande mondiale totale : l'élasticité de la demande d'exportations françaises à cette variable est en effet élevée (1,21), comme l'estimation sur données annuelles l'avait déjà montré (cf. tableau 1).

*

* *

Les estimations en déséquilibre des exportations françaises de blé tendre ne conduisent pas aux mêmes conclusions, selon que la périodicité d'appréhension du phénomène est annuelle ou mensuelle. Ceci n'est pas contradictoire, et la comparabilité des effets des différents déterminants (mesurés par les coefficients estimés dans ces deux cas) le démontre. Alors que l'estimation en déséquilibre sur données annuelles met en évidence les phénomènes structurels, sur données mensuelles il s'agit d'identifier les comportements intra-annuels de l'offre et de la demande d'exportations. À ces deux niveaux, les fonctions d'offre et de demande sont de nature différente. Ceci revient à dire que la partition du marché en micro-marchés, sur données annuelles, n'a pas de raison d'être identique à celle qui ressort d'une étude au niveau mensuel.

Ainsi, la tendance qui se dégage des estimations sur données annuelles est un excès d'offre permanent, à l'exception de la campagne 1981-1982, et de courtes périodes où le partage entre marchés en excès d'offre et marchés en excès de demande est équilibré (1970-1971 et 1975-1976, par exemple). Structurellement, c'est donc la demande qui contraint l'offre, ce qui tend à justifier les spécifications "classiques" de fonctions d'exportations, qui reposent essentiellement sur les facteurs de demande : l'effet-compétitivité et le volume de la demande mondiale sont les facteurs déterminants, sur le long terme, des exportations françaises de blé tendre sur le marché mondial. La compétitivité est assurée par la politique agricole commune, grâce à l'attribution de restitutions.

Au niveau intra-annuel, cette prépondérance des facteurs de demande n'est pas aussi constante. L'estimation mensuelle a en effet mis en évidence de longues périodes où, *en moyenne*, il existe une demande d'exportations contrainte, c'est-à-dire à laquelle l'offre française ne répond pas, par insuffisance conjoncturelle. Ceci renvoie à une nécessaire expertise, qui sort du champ de la présente étude, du fonctionnement pratique du commerce extérieur français de céréales, en particulier des structures et des politiques de stockage, des infrastructures des ports d'exportation,

des politiques de contrats, mais aussi des objectifs de politique économique de la Commission des Communautés Européennes. Soulignons que ceux-ci transparaissent – partiellement – dans l'évolution de l'effet-compétitivité. Celui-ci est le rapport du prix mondial et du prix européen à l'exportation : ce dernier résulte directement de la fixation des restitutions. Ainsi un effet-compétitivité plus favorable peut être attribué, à certaines dates, à un niveau de restitution très bas, voire nul, décidé délibérément par la Commission, soit qu'elle considère que la part du marché mondial qu'elle s'est fixée est atteinte, soit qu'elle souhaite voir baisser les prix intérieurs (en vendant des stocks d'intervention sur le marché communautaire plutôt qu'en les adjudgeant à l'exportation), soit qu'elle juge opportun un alignement des prix européens à l'exportation sur ceux pratiqués dans le cadre du programme BICEP-EEP par exemple ... Mais ces comportements institutionnels ne sont qu'une des composantes de l'effet-compétitivité pris en compte ici.

CONCLUSION

L'idée la plus généralement acceptée est que les exportations communautaires et françaises de produits agricoles n'ont pu se développer si largement depuis plus d'une vingtaine d'années que grâce aux protections de la politique agricole commune. Si ce constat a pu conduire par ailleurs à la question relative aux effets d'une baisse de la protection sur les échanges agricoles, il s'est agi ici de *quantifier* les différents déterminants des exportations françaises d'un des produits agricoles les plus échangés : le blé tendre. La modélisation de ces exportations a eu recours à l'économétrie du déséquilibre, en postulant que les exportations observées sont le minimum d'une offre française et d'une demande étrangère. De plus, la spécification du modèle a permis de décrire un marché agrégé, composé de micro-marchés tels que chacun d'entre eux peut se trouver, à chaque instant de la période d'estimation, soit en régime d'excès d'offre, soit en régime d'excès de demande.

Les estimations sur données annuelles ont permis de confirmer l'excès d'offre structurel qui caractérise les échanges français de blé tendre, et partant de mesurer le poids des facteurs de demande (effet-compétitivité et effet du volume des échanges mondiaux, en particulier). Mais au niveau mensuel, ce constat a pu être nuancé : de façon conjoncturelle, la demande peut être contrainte par l'offre. Ceci s'observe ponctuellement de 1970 à 1976, en 1981-1982, et depuis 1986. Les excès de demande qui peuvent alors être constatés tiennent le plus souvent à une compétitivité du blé français plus favorable, mais l'offre française ne répond pas suffisamment à l'augmentation de la demande qui en résulte. Outre le coût que le financement de cette compétitivité représente, il serait nécessaire de mieux cerner la formation des prix sur les différents marchés mondiaux, en particulier les déterminants des variations de compétitivité du prix français à l'exportation.

ANNEXE 1

**EFFET DE LA DEMANDE MONDIALE TOTALE
SUR LA DEMANDE S'ADRESSANT A LA FRANCE**

Tableau 3. Estimation du modèle d'agrégation de micro-marchés
(données mensuelles, juillet 1978-avril 1989)

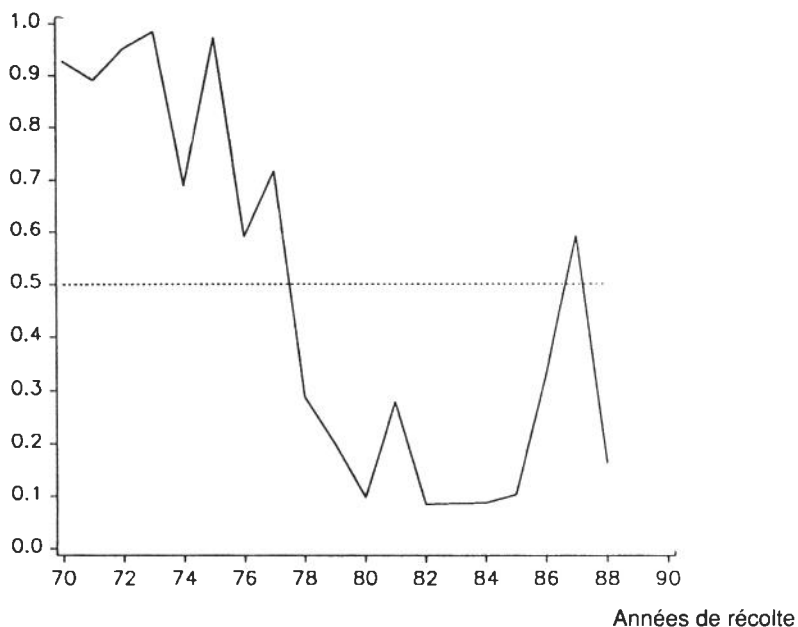
	Estimations préliminaires MCO	Modèle d'agrégation de micro-marchés
DEMANDE		
a_0	- 1,4688 (- 0,61)	- 7,9702 (- 1,85)
a_1 (<i>PetPex</i>)	2,1840 (6,36)	2,0940 (3,27)
a_2 (<i>DM</i>)	0,4841 (1,75)	1,2121 (2,79)
a_3 (<i>t</i>)	0,0007 (0,48)	0,0050 (2,45)
	$R^2 = 0,37$ $RMSE = 3,95 \%$	
OFFRE		
b_0	16,5871 (8,91)	18,6805 (8,84)
b_1 (<i>t</i>)	0,0090 (5,60)	0,0073 (3,20)
b_2 (<i>TUCS</i>)	0,6422 (5,55)	0,7661 (5,07)
b_3 (<i>EXPCEE</i>)	- 0,3306 (- 2,12)	- 0,4300 (- 2,50)
	$R^2 = 0,29$ $RMSE = 4,20 \%$	$\sigma = 148009,4$ (2,14) (en tonnes)

La définition des variables est donnée dans l'article ; cf. section sur la spécification des fonctions d'offre et demande d'exportation.

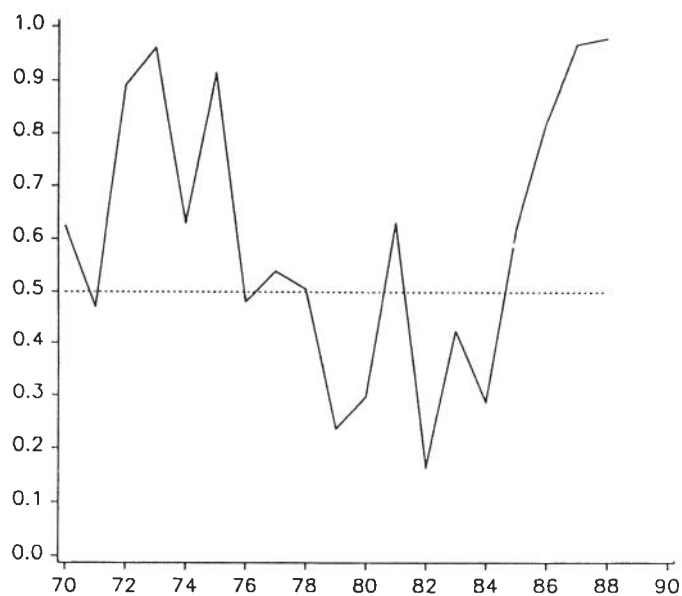
ANNEXE 2

PROBABILITÉ ANNUELLE MOYENNE D'EXCÈS DE DEMANDE
ET PROPORTION ANNUELLE MOYENNE DE MICRO-MARCHÉS
EN EXCÈS DE DEMANDE

Graphique A1.
Modèle canonique



Graphique A2.
Modèle d'agrégation
de micro-marchés



BIBLIOGRAPHIE

- ARTUS (P.), 1984 — Analyse du marché des biens dans les secteurs industriels. *Annales de l'INSEE*, n° 55-56, juillet-décembre, pp. 77-106.
- ARTUS (P.), 1987 — Les exportations industrielles sont-elles déterminées par l'offre ou par la demande ? *Revue Economique*, Vol. 38, n° 5, septembre, pp. 995-1016.
- CATINAT (M.), 1984 — Fondement microéconomique par le déséquilibre des équations d'importation et d'exportation. *Annales de l'INSEE*, n° 55-56, pp. 153-181.
- CHARVET (J.P.), 1988 — *La guerre du blé*. Paris, Economica, Coll. Economie agricole et agro-alimentaire.
- DURAND (P.), 1981 — *La formalisation des relations d'exportations et d'importations. Une revue de littérature*. Commissariat général du Plan, service économique.
- FAIR (R.C.), JAFFEE (D.M.), 1972 — Methods of estimation for markets in disequilibrium. *Econometrica*, Vol. 40, n° 3, mai, pp. 497-514.
- GOLDSTEIN (M.), KHAN (M.S.), 1978 — The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *Review of Economics and Statistics*, mai, pp. 275-286.
- GOURIEROUX (C.), LAFFONT (J.-J.), MONFORT (A.), 1984 — Économétrie des modèles d'équilibre avec rationnement : une mise à jour. *Annales de l'INSEE*, n° 55-56, juillet-décembre, pp. 5-37.
- HAJIVASSILIOU (V.A.), 1987 — *An aggregative disequilibrium model of the US labour market*. Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University, Discussion paper, n° 848, juillet.
- HAJIVASSILIOU (V.A.), 1989 — *Macroeconomic shocks in an aggregative disequilibrium model*. 2nd Conference on Disequilibrium Econometrics, Paris, juin 1-2.
- LAFFARGUE (J.P.), MIHOUBI (F.), 1989 - *Estimation en déséquilibre avec et sans micro-marchés des équations du commerce extérieur de l'industrie par le pseudo-maximum de vraisemblance*. Paris I – Panthéon – Sorbonne et CEPREMAP.
- LAROQUE (G.), SALANIE (B.), 1987 — *Estimation of multi-market fix-price models: an application of pseudo maximum likelihood methods*. INSEE, Document de travail, n° 8705, mars.
- LAROQUE (G.), SALANIE (B.), 1989 — *Estimating the canonical disequilibrium model: asymptotic theory and finite sample properties*. INSEE, Document de travail, n° 96/G305, novembre.

- LE ROUX (Y.), 1991 — *Modélisations économétriques du marché français des céréales : offre et anticipations, demande, déséquilibres et prix minimum*. Thèse de doctorat en Economie de l'Université de Bourgogne, INRA-ESR Grignon, Etudes et Recherches n° 9, juin.
- LIAPSI (P.S.), 1988 — *Economic analysis of grain production in France*. USDA, Economic Research Service, Staff Report n° 880202, Washington, mars.
- PETIT (M.), 1986 — La crise de la politique agricole commune affectera-t-elle les exportations françaises des produits agricoles et agro-alimentaires ? *Economie Rurale*, n° 173, mai-juin, pp. 22-28.