



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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.*

Un modèle de transmission
des prix garantis des céréales
dans la Communauté
économique européenne

Yves SURRY

Dans chaque pays de la Communauté économique européenne, consommateurs, éleveurs et transformateurs de l'industrie agro-alimentaire achètent des céréales à des prix de marché qui fluctuent entre les prix d'intervention (prix plancher) et de seuil (prix plafond) (voir figures 1, 2 et 3). En élargissant en 1976⁽¹⁾ la marge institutionnelle entre les deux prix garantis, les autorités politiques communautaires ont permis aux prix locaux et régionaux des céréales de varier en fonction du déséquilibre existant entre l'offre et la demande dans chaque pays de la CEE (Harris *et al.*, 1983). Ainsi, dans une situation où l'offre est supérieure à la moyenne et où l'on procède à des achats à l'intervention, les prix de marché sont très proches du prix d'intervention. Par contre, dans des régions déficitaires où la demande intérieure est principalement satisfaite par des échanges intra-communautaires ou des importations en provenance des pays tiers, les prix payés aux producteurs se rapprochent du prix de seuil. Mis à part les travaux de Colman et Young (1981), et de Colman (1985) sur le marché anglais des céréales, il n'existe pas d'analyses de la formation des prix communautaires des céréales en fonction, non seulement des paramètres imposés par la Politique agricole commune (prix garantis), mais aussi de variables représentant les forces du marché (en particulier, le déséquilibre de l'offre et de la demande régionale et les niveaux des prix mondiaux). L'objectif de cet article* est de combler cette lacune en proposant, d'une part, un modèle de transmission des prix garantis des céréales à paramètres variables, et d'autre part, en appliquant ce modèle au marché français du blé⁽²⁾.

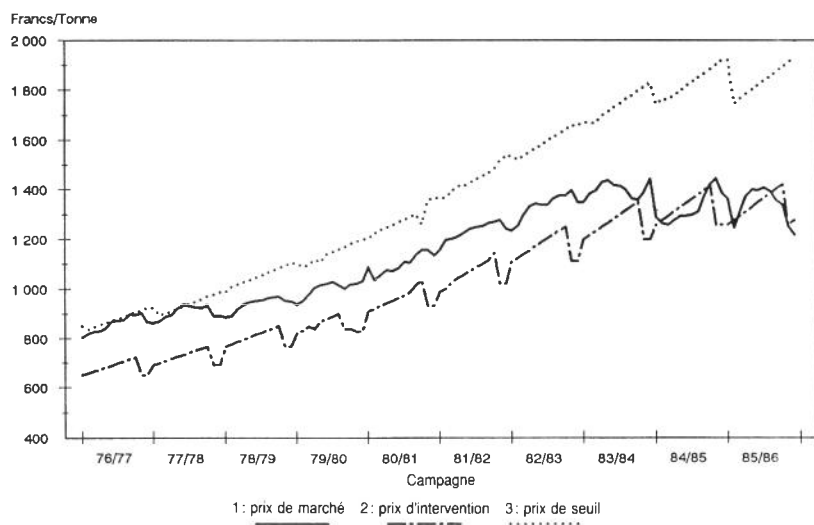
Les deux premières parties sont consacrées à la présentation du modèle théorique de transmission des prix garantis et à sa mise en œuvre.

* Cet article est une version révisée et élargie d'un texte anglais présenté à la session d'été de l'Association américaine des économistes agricoles qui s'est tenue à Knoxville, Tennessee, en 1988. L'auteur remercie S. Cahill, J. Henning, D. McClatchy, H. Guyomard et un rapporteur anonyme pour leurs commentaires et leurs suggestions sur une version antérieure du texte. Les opinions exprimées par l'auteur sont les siennes propres et n'engagent pas l'institution pour laquelle il travaille.

⁽¹⁾ A l'origine, les prix garantis des céréales étaient régionalisés. La mise en œuvre d'un tel système de prix impliquait l'existence d'un réseau serré de centres d'intervention par lequel les prix locaux et nationaux étaient directement liés aux prix d'intervention et ne différaient de ces derniers que par les coûts de transport. Cette organisation communautaire des marchés céréaliers fut abandonnée progressivement entre 1974 et 1976 et remplacée par un système plus souple qui permet aux prix de marché de réagir aux conditions locales de l'offre et de la demande. De plus, le Conseil des ministres de la CEE améliora la politique céréalrière communautaire de plusieurs manières: 1) l'institution d'un prix d'intervention unique pour toutes les céréales destinées à l'alimentation animale, 2) la fixation du prix de référence du blé panifiable à un niveau plus élevé, 3) l'augmentation de la marge institutionnelle entre les prix de seuil et d'intervention. Ce système de formation des prix, qui a subi quelques modifications en 1986 et 1989, est encore en vigueur.

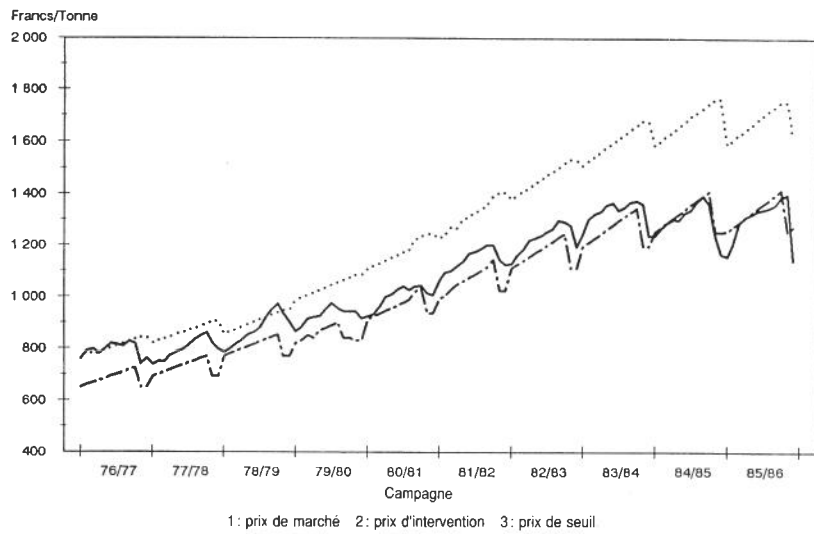
⁽²⁾ D'autres applications économétriques de ce modèle de transmission des prix garantis ont été effectuées par l'auteur pour d'autres pays de la CEE (Royaume-Uni) et d'autres céréales (maïs et orge). Pour plus de détails sur les résultats et conclusions de ces expériences économétriques, voir Surry (1988, 1992).

Figure 1.
Prix garantis et prix de marché du blé



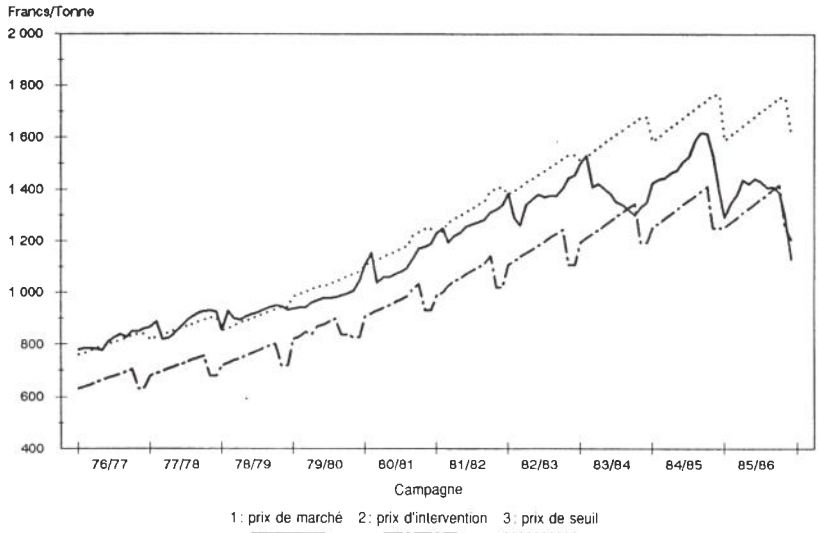
Sources: Home grown cereal authority et EUROSTAT

Figure 2.
Prix garantis et prix de marché de l'orge



Sources: Home grown cereal authority et EUROSTAT

Figure 3.
Prix garantis et prix
de marché du maïs



Sources : Home grown cereal authority et EUROSTAT

Les résultats économétriques sont présentés dans la troisième partie, et une discussion de ce modèle de formation des prix des céréales dans le contexte nouveau de la réforme de la PAC conclut cet article.

LE MODÈLE DE TRANSMISSION DES PRIX GARANTIS

Deux idées principales sont à la base de la modélisation de la transmission des prix garantis des céréales. D'une part, les prix de marché sont supposés dépendre simultanément des deux prix de soutien (prix d'intervention et de seuil). D'autre part, le modèle en question doit permettre aux prix des céréales de réagir à l'état de déséquilibre qui existe entre l'offre et la demande régionales, tout en restant à l'intérieur de la marge institutionnelle définie par les prix garantis.

Mécanisme de transmission des prix garantis

Définissons, dans un premier temps, pour un pays membre de la CEE et pour la période t , une relation linéaire liant le prix de gros d'une céréale (WP_t) à un prix institutionnel agrégé (POL_t) exprimé en monnaie nationale :

$$WP_t = \delta + \tau POL_t \quad (1)$$

où δ et τ sont des paramètres inconnus.

Afin de prendre en compte l'idée que les prix des céréales fluctuent librement entre les deux prix de soutien, la variable POL_t est une moyenne pondérée et variable des prix d'intervention (PIN_t) et de seuil (PTH_t):

$$POL_t = \alpha_t PIN_t + (1 - \alpha_t) PTH_t \quad (2)$$

Dans l'équation (2), le poids α_t varie dans le temps en fonction de l'état de l'offre et de la demande de la céréale dans le pays considéré. Ainsi, lorsque les disponibilités intérieures sont abondantes, le paramètre α_t s'approche de l'unité et le prix agrégé (POL_t) tend vers le prix d'intervention (PIN_t). Dans ce cas limite, le prix de marché réagit directement aux variations du prix d'intervention. Dans une région extrêmement déficitaire, le phénomène inverse se produit : le coefficient α_t tend vers zéro et le prix de marché ne dépend plus que du prix de seuil.

Il reste alors à déterminer comment le poids α_t répond aux conditions locales d'offre et de demande. Dans ce but, nous faisons l'hypothèse que α_t est lié à la variable X_t , indicatrice de l'état de déséquilibre entre l'offre et la demande, selon l'équation suivante :

$$\alpha_t = k(X_t) \quad (3)$$

La fonction $k(\cdot)$ a les caractéristiques suivantes : i) α_t tend vers 1 lorsque X_t tend vers l'infini (respectivement vers 0 quand X_t est petit ou négatif), et ii) la fonction $k(\cdot)$ est non linéaire, monotone, et asymptotique à deux droites horizontales ayant pour ordonnées 0 et 1. Ces propriétés impliquent que la dérivée première de $k(\cdot)$ par rapport à la variable X_t est positive et tend vers zéro au voisinage de l'infini.

En remplaçant successivement le coefficient α_t et le prix agrégé POL_t par leurs expressions respectives dans l'équation (1), nous obtenons une relation non linéaire et à paramètres variables qui lie le prix de marché de la céréale considérée aux prix d'intervention et de seuil correspondants. Une telle expression, après une réorganisation de ses termes, s'écrit ⁽³⁾ :

$$WP_t = \delta + \tau [PTH_t + k(X_t) (PINT_t - PTH_t)] \quad (4)$$

⁽³⁾ Le modèle de prix (4) s'applique à des marchés communautaires de céréales assez "vastes" tels que ceux du Royaume-Uni, de l'Allemagne et de France, où la demande totale est satisfaite principalement par la production nationale. Pour ce qui est de plus petits pays comme les Pays-Bas et la Belgique, qui connaissent un déficit permanent en céréales, il est réaliste d'admettre que l'état de déséquilibre entre l'offre et la demande intérieures ne change pas de manière sensible au fil des années. Dans un tel cas, la fonction $k(\cdot)$ se réduit à un nombre scalaire positif inférieur à l'unité, et le modèle de transmission des prix garantis devient une spécification à paramètres constants très voisine du modèle estimé par Colman et Young pour les prix de marché du blé et de l'orge au Royaume-Uni.

Le mécanisme de transmission des prix garantis tel qu'il est représenté par l'équation (4) possède certaines propriétés. On observe qu'une différentiation de WP_t par rapport à X_t permet de déduire une relation inverse entre le prix de marché des céréales et l'état de déséquilibre entre l'offre et la demande. En effet, comme les termes

$$\frac{\partial k(\cdot)}{\partial x_t} \text{ et } [PINT_t - PTH_t]$$

sont de signe opposé, l'inégalité suivante est toujours vérifiée

$$\frac{\partial WP_t}{\partial X_t} = \tau [PINT_t - PTH_t] \frac{\partial k(\cdot)}{\partial X_t} < 0 \quad (5)$$

montrant ainsi que le prix des céréales varie en sens inverse du niveau de l'excédent (ou du déficit).

Les récoltes abondantes observées dans la Communauté depuis le milieu des années 80 ont eu pour effet la formation d'excédents tels que les prix intérieurs ont baissé jusqu'au niveau du prix d'intervention. Le modèle de transmission des prix (4) ne saisit pas très bien cette situation de marché, puisque les prix des céréales sont supposés fluctuer entre les bornes définies respectivement par les prix d'intervention et de seuil. Pour prendre en compte ce fait, la relation (4) est modifiée de la façon suivante: le paramètre constant δ devient une fonction linéaire et inverse des stocks disponibles en début de période (S_{t-1}). Le modèle de transmission des prix garantis s'écrit alors:

$$WP_t = \delta_1 - \delta_2 S_{t-1} + \tau [PTH_t + k(X_t) (PINT_t - PTH_t)] \quad (6)$$

Bien que la formulation (6) de la transmission des prix ait l'avantage de la simplicité, elle n'est pas satisfaisante pour deux raisons principales. Tout d'abord, aucun fondement théorique n'est fourni pour expliquer et justifier une telle formalisation; ensuite, le modèle conceptuel dans sa présente forme n'est pour l'instant pas opérationnel. Ces points sont développés ci-dessous avant l'estimation économétrique.

Transmission des prix garantis et modèle de déséquilibre

Le modèle de formation des prix exprimé par les équations (4) ou (6) constitue une "forme réduite" qui peut être raffinée en élaborant le schéma théorique sous-jacent. En effet, puisque les marchés communautaires de blé sont "encadrés" par deux prix garantis, ils peuvent être représentés par des modèles de déséquilibre (Maddala, 1983; Hartley, 1976; Gouriéroux *et al.*, 1984, par exemple).

L'encadré suivant donne toute l'information sur l'adaptation d'un tel modèle de déséquilibre⁽⁴⁾ à un marché simplifié de céréales, caractérisé par une offre disponible (\bar{S}) fixe et connue en début de chaque période, et des prix qui évoluent directement en fonction de l'état d'excès d'offre ou de demande (mesuré par NT_t , le solde de la balance commerciale en céréales de la CEE). La résolution du modèle structurel constitué des relations (1) (2), (3) et (4) dans l'encadré permet de déduire une spécification à trois régimes discontinus qui sont définis par les valeurs prises par la variable NT_t :

- Lorsque cette dernière est nulle, l'offre et la demande intérieures de céréales sont **en équilibre** et le prix de marché résultant est déterminé par l'équation (5) dans l'encadré. Dans un tel cas, le prix de marché des céréales varie, d'une part, inversement avec l'offre initiale de céréales (\bar{S}), et d'autre part, est une fonction des variables affectant la demande de stocks et la consommation intérieure.

- Le deuxième régime correspond au cas où la variable NT_t est positive. Le marché communautaire est alors excédentaire; le prix de marché est **directement** lié au prix d'intervention (équation 6) par l'intermédiaire du coefficient de transmission b_3 et la CEE exporte l'excès d'offre vers les pays tiers à l'aide d'une restitution égale à la différence entre le prix d'intervention et le prix mondial.

- Enfin, lorsque NT_t prend des valeurs négatives, la CEE est déficitaire en céréales et le prix de marché réagit au prix de seuil (expression 7); la CEE perçoit alors sur chaque tonne importée un prélèvement égal à $[PTH_t - PW_t]$.

⁽⁴⁾ Pour des raisons de simplicité, nous n'avons pas développé un modèle type de déséquilibre qui se caractériserait par la présence de deux relations de comportement (demande et offre intérieures) et d'une identité stipulant que les quantités commercialisées seraient égales au minimum de l'offre ou de la demande. Une telle démarche se justifie par le fait que la mise au point et l'estimation d'un tel modèle, bien que réalisable, constitue une recherche à part entière, qui va bien au-delà des objectifs de cet article. Pour une application économétrique d'un modèle de déséquilibre au marché français du blé, voir l'article de Le Roux (1991) dans cette revue.

MODÈLE SIMPLIFIÉ DE DÉSÉQUILIBRE DU MARCHÉ COMMUNAUTAIRE DES CÉRÉALES

Hypothèses

1. La CEE est représentée par un marché unique.
2. La céréale considérée est un produit homogène.
3. L'offre disponible de céréales est fixe et connue à l'avance pour chaque période.
4. Le marché étudié est simplifié et représenté par un modèle structurel composé de deux relations de demande et d'une identité comptable permettant de calculer, pour chaque période, le solde de la balance commerciale de la CEE en céréales.
5. Le régime extérieur de la Politique agricole commune s'appliquant à la céréale est réduit à sa plus simple expression. Les exportations communautaires sont financées à l'aide de restitutions et un prélèvement est perçu lorsque la CEE est importatrice.
6. Le prix du marché de la céréale est "encadré" par les prix d'intervention et de seuil.
7. Le marché communautaire des céréales est en situation "d'équilibre" lorsque la CEE est autosuffisante et en "déséquilibre" dans les cas où la CEE importe ou exporte cette denrée agricole.

Modèle structurel

$$ST_{t-1} = \bar{S} \quad (\text{offre disponible}) \quad (1)$$

$$D_t = a_1 - b_1 WP_t + c_1 Z_{1t} \quad (\text{demande intérieure}) \quad (2)$$

$$S_t = a_2 - b_2 WP_t + c_2 Z_{2t} \quad (\text{demande de stocks}) \quad (3)$$

$$NT_t = \bar{S}_{t-1} - D_t - S_t \quad (\text{balance commerciale}) \quad (4)$$

Les coefficients a_1 , a_2 , b_1 et b_2 sont positifs alors que les signes des paramètres c_1 et c_2 ne sont pas connus *a priori*.

Régime de déséquilibre et de formation des prix de marché

Sur la base des hypothèses adoptées pour construire le modèle structurel, nous pouvons définir trois situations de marché qui dépendront de la valeur prise par la variable NT_t . De plus, ces trois situations vont permettre de définir trois régimes de formation des prix des céréales dans la CEE. Ainsi, lorsque la CEE est autosuffisante en céréales ($NT_t = 0$), les prix de marché réagissent à l'offre initiale de céréales (S) et aux facteurs influençant la demande intérieure. Par contre, en situation de déséquilibre, le prix WP_t est directement lié, soit au prix de seuil lorsque NT_t est négatif, soit au prix d'intervention dans le cas contraire. La formulation mathématique de ce modèle de déséquilibre à trois régimes s'exprime comme suit:

Premier régime:

$$NT_t = 0 \Leftrightarrow S_{t-1} = D_t + S_t$$

$$WP_t = \frac{1}{(b_1 + b_2)} [(a_1 + a_2) - S_{t-1} + c_1 Z_{1t} + c_2 Z_{2t}] \quad (5)$$

Deuxième régime:

$$\begin{aligned} NT_t > 0 &\Leftrightarrow S_{t-1} - D_t - S_t > 0 \\ WP_t &= a_3 + b_3 PINT_t \end{aligned} \quad (6)$$

Troisième régime:

$$\begin{aligned} NT_t < 0 &\Leftrightarrow S_{t-1} - D_t - S_t < 0 \\ WP_t &= a_4 + b_3 PHT_t \end{aligned} \quad (7)$$

Le coefficient b_3 dans les expressions (6) et (7) est un coefficient de transmission des prix garantis, tandis que les paramètres a_3 et a_4 représentent une marge institutionnelle constante.

Liste et définition des variables

S_t : Demande de stocks en fin de période t

D_t : Demande intérieure en période t

NT_t : Solde de la balance commerciale en période t

WP_t : Prix de marché en période t

\bar{S} : Offre disponible et exogène en début de période t

$PINT_t$: Prix d'intervention de la céréale en période t , correspondant aux stocks de début de période

PTH_t : Prix de seuil de la céréale en période t

Z_{1t} et Z_{2t} : Ensemble des variables exogènes influençant respectivement la demande intérieure et la demande de stocks en période t

Ce modèle de déséquilibre à trois régimes peut être représenté par une équation sous forme "réduite" dans laquelle est incorporée une variable polytomique dépendant directement du signe et des valeurs prises par la variable endogène NT_t . Cette forme réduite, développée et expliquée en détail en annexe, s'écrit :

$$\begin{aligned} WP_t = & |1 - 2 * D(NT_t)| [D(NT_t) * a_4 + (1 - D(NT_t)) * a_3] \\ & + |1 - 2 * D(NT_t)| * b_3 * [PTH_t + D(NT_t) * (PINT_t - PTH_t)] \\ & + 4 * D(NT_t) * [1 - D(NT_t)] * \frac{(a_1 + a_2) - S_{t-1} + c_1 Z_{1t} + c_2 Z_{2t}}{b_1 + b_2} \end{aligned} \quad (7)$$

où $D(NT_t) = 0$ pour $NT_t < 0$,
 $= 1/2$ pour $NT_t = 0$,
 $= 1$ pour $NT_t > 0$; et

$|1 - 2 * D(NT_t)|$ désigne la valeur absolue de l'expression $1 - 2 * D(NT_t)$.

La mise en œuvre pratique du modèle (7) va poser certains problèmes économétriques liés à l'existence de régimes discontinus. Pour résoudre cette difficulté, la variable polytomique $D(N T_t)$ qui prend des valeurs non négatives peut être approximée par une fonction continue, monotone et bornée par les valeurs 0 et 1⁽⁵⁾ (Tishler et Zang, 1979).

Comparant maintenant la forme réduite correspondant au modèle de déséquilibre (expression (7)) avec la relation (6), on constate que ces deux expressions ont beaucoup de points communs si l'on remplace, d'une part dans (6), la variable polytomique $D(N T_t)$ par la fonction $k(\cdot)$, et d'autre part, la variable X_t par le solde de la balance commerciale $N T_t$ (cf. annexe). Le résultat final de cette opération nous permet de déduire un modèle de transmission des prix garantis plus général caractérisé par des paramètres variables, chacun réagissant différemment selon le niveau de la variable $N T_t$. Si l'on omet les variables exogènes Z_{1t} et Z_{2t} , un tel modèle s'écrit :

$$W P_t = \delta_{1t}(N T_t) - \delta_{2t}(N T_t) S_{t-1} + \tau_t(N T_t) [P T H_t + k(N T_t) (P I N T_t - P T H_t)] \quad (8)$$

$$\text{où } \delta_{1t}(N T_t) = |1 - 2 * k(N T_t)| * [k(N T_t) * a_4 + (1 - k(N T_t)) * a_3] + 4 * k(N T_t) * [1 - k(N T_t)] \frac{(a_1 + a_2)}{b_1 + b_2},$$

$$\delta_{2t}(N T_t) = 4 * k(N T_t) * [1 - k(N T_t)] \frac{1}{b_1 + b_2} ; \text{ et}$$

$$\tau_t(N T_t) = |1 - 2 * k(N T_t)| * b_3.$$

L'expression (6) est un cas particulier du modèle (8) si les paramètres δ_{1t} et δ_{2t} , et le coefficient de transmission τ_t sont constants. En résumé, le raisonnement utilisé ci-dessus montre que le modèle de transmission des prix garantis peut être assimilé à une équation à forme réduite issue d'un modèle de déséquilibre de marché.

Transmission des prix garantis et prix mondial

L'analyse statistique effectuée par l'auteur (Surry, 1992) a montré que les prix communautaires des céréales peuvent également réagir aux va-

⁽⁵⁾ L'expression (7) est un exemple typique de modèle à changements de régime ("switching models") dont l'estimation est généralement effectuée à l'aide des méthodes du maximum de vraisemblance. Toutefois, comme la fonction à optimiser avec cette procédure est hautement non linéaire et dans bien des cas non bornée, il est parfois impossible d'estimer les coefficients du modèle. C'est pour cette raison que les économistes ont fait appel à des fonctions monotones, continues et bornées, similaires à celles développées par Tishler et Zang pour approximer les variables polytomiques et les discontinuités afférentes apparaissant dans les modèles à changements de régime.

riations des prix mondiaux, et ceci malgré l'existence de mesures protectionnistes (prélèvements) qui empêchent la libre importation de céréales dans la Communauté. De plus, les récentes décisions visant à contenir et à stabiliser les dépenses budgétaires de la PAC renforcent l'idée selon laquelle les prix mondiaux sont aujourd'hui des variables stratégiques essentielles dans la détermination et la fixation des prix institutionnels des céréales et indirectement, des prix de marché communautaires (Kirschke, 1986). Il semble donc souhaitable de lier, dans le modèle de transmission des prix garantis, la variable dépendante (WP_t) au prix mondial (PW_t). Le lien entre prix communautaires et mondiaux des céréales peut être analysé comme suit sur le plan théorique.

L'évolution des prix de marché à l'intérieur de la bande constituée par les prix d'intervention et de seuil peut être exprimée en termes de décisions prises par une agence centrale qui détermine un prix intérieur de marché en optimisant une fonction objectif dans un environnement économique donné incluant, en particulier, des contraintes de marché. Dans cette perspective et dans le souci d'économiser ses "écus", la Commission cherche à trouver, pour un prix mondial donné, le prix intérieur des céréales qui minimisera les dépenses nettes de financement (L_t) du régime céréalier de la PAC. Appliqué à notre marché simplifié développé dans l'encadré⁽⁶⁾, un tel problème décisionnel est représenté par le programme suivant :

$$\text{Minimiser } L_t = [WP_t - PW_t] [NT_t] \quad (9)$$

par rapport à WP_t et sur les contraintes représentées par les équations (1) à (4).

La fonction objectif L_t est positive et représente une dépense qui est minimisée lorsque la variable N_t est positive. Dans le cas contraire ($NT_t < 0$), cette fonction devient négative et représente une recette à maximiser.

La résolution des conditions du premier ordre permet de définir une expression liant le prix de marché au prix mondial⁽⁷⁾ :

⁽⁶⁾ Pour traiter parfaitement ce sujet, il faudrait développer un modèle plus complet des marchés communautaires de céréales qui serait semblable à celui mis au point par Meilke et de Gorter (1988) pour le secteur du blé dans la CEE.

⁽⁷⁾ La dérivée partielle de L_t par rapport à WP_t s'écrit comme suit :

$$\frac{\partial L_t}{\partial WP_t} = NT_t + WP_t \frac{\partial NT_t}{\partial WP_t} - PW_t \frac{\partial NT_t}{\partial WP_t} = 0$$

Comme $\frac{\partial NT_t}{\partial WP_t}$ est égal à $(b_1 + b_2)$, nous pouvons, en réorganisant l'expression

ci-dessus, établir la relation (9) liant le prix de marché au prix mondial. Enfin, il est très facile de vérifier que les conditions de second ordre sont satisfaites. En effet,

$$\frac{\partial^2 L_t}{\partial WP_t^2} = (b_1 + b_2) \geq 0.$$

$$WP_t = \frac{1}{2(b_1 + b_2)} [a_1 + a_2 - S_{t-1} + c_1 Z_{1t} + c_2 Z_{2t}] + 0,5 PW_t \quad (10)$$

Un examen de l'expression (10) montre que les prix communautaires des céréales dépendent toujours de l'offre initiale de céréales (S_{t-1}) et des facteurs affectant la demande de stocks et la consommation intérieure (variables Z_{1t} et Z_{2t}). De plus, WP_t est une fonction croissante du prix mondial puisque le coefficient associé à cette dernière variable est égale à 0,5.

Dans la réalité, la liaison causale que nous venons de faire apparaître entre les variables WP_t et PW_t synthétise l'attitude des "eurocrates" qui gèrent les marchés agricoles intérieurs de la CEE tout en gardant à l'esprit le souci de minimiser les coûts budgétaires de la PAC.

Le développement ci-dessus a permis de tracer le cadre conceptuel servant à expliquer la formation des prix communautaires des céréales en fonction des paramètres de politique imposés par la PAC (prix garantis) et de variables de marché telles que l'offre de céréales disponible en début de période, le solde du commerce extérieur en céréales et le prix mondial. Cette investigation nous a aussi amenés à donner une justification théorique à ce cadre conceptuel et à spécifier un modèle à forme réduite qui peut être testé et se ramène à l'expression suivante:

$$WP_t = \delta_1 - \delta_2 S_{t-1} + \tau [PTH_t + k(NT_t) (PINT_t - PTH_t)] + \theta PW_t \quad (11)$$

où les variables endogènes et exogènes ont toutes la même définition que dans les équations (7), (8) et (9).

LE MODÈLE EMPIRIQUE

Plusieurs questions pratiques doivent être résolues avant d'estimer le modèle (11). Elles concernent le choix d'une forme fonctionnelle pour le coefficient variable de pondération α_t , la possibilité d'une transmission imparfaite des prix et l'apparition d'un changement structurel dans la formation des prix français des céréales dans le milieu des années 80.

Forme fonctionnelle du coefficient variable de pondération α_t

Parmi l'ensemble des formes fonctionnelles qui satisfont les propriétés mathématiques de la fonction $k(\cdot)$, notre choix s'est porté sur la forme logistique. Celle-ci s'écrit:

$$k(NT_t) = \frac{1}{1 + \text{EXP}(\sigma_1 - \sigma_2 NT_t)} \quad (12)$$

où l'abréviation *EXP* désigne la fonction exponentielle; σ_1 et σ_2 sont deux paramètres à estimer dont le signe est indéterminé *a priori* pour le premier et positif pour le second.

Une étude du domaine de variation de la fonction logistique montre que cette dernière tend asymptotiquement vers 1 quand la variable NT_t prend des valeurs très grandes et positives (situations de disponibilités abondantes), et tend vers zéro dans le cas contraire. Entre ces deux valeurs extrêmes, la fonction $k(\cdot)$ a une forme régulière en S , symétrique par rapport au point d'inflexion qui a pour coordonnées $NT_t = \sigma_1/\sigma_2$ et $\dot{k}(\cdot) = 0,5$.

Transmission imparfaite des prix garantis

Le paramètre de transmission des prix τ dans l'équation (11) devrait en fait prendre une valeur voisine de l'unité. Toutefois, et comme l'a clairement montré Colman, la transmission des prix institutionnels des céréales dans la Communauté est imparfaite. En effet, l'existence de structures de marché non concurrentielles, les marges de commercialisation à la hausse variant en fonction des quantités commercialisées, les délais de mise en marché des stocks disponibles pendant la campagne et les rigidités institutionnelles propres à chaque pays membre sont autant de facteurs qui peuvent provoquer une transmission imparfaite entre les prix de soutien et de marché. Lorsque tous ces éléments sont pris en considération, il faut s'attendre aux deux phénomènes suivants: d'une part, le coefficient de transmission peut prendre des valeurs inférieures à l'unité; et d'autre part, une certaine inertie dans la formation des prix de marché va se produire sur les marchés céréaliers communautaires.

La question de savoir si le paramètre τ est inférieur ou non à l'unité peut être résolue empiriquement sur la base d'un test statistique. Le deuxième phénomène est pris en compte en introduisant dans l'équation de formation des prix la variable dépendante décalée d'une période (Heien, 1980; Ward, 1982). De cette manière, il est possible d'estimer un coefficient d'ajustement dont la valeur déterminera à son tour le temps qu'il faut aux prix de soutien pour être directement transmis aux prix de gros et à la production.

Changement structurel

Etant donné les récoltes abondantes apparues dans la CEE depuis le milieu des années 80, il semble opportun de s'interroger sur la constance des paramètres de transmission des prix garantis et mondiaux. Pour ce faire, nous introduisons une variable dichotomique DD_t associée aux deux paramètres τ et θ du modèle (11), qui prend une valeur nulle pour la période précédant l'apparition du changement structurel (i.e. avant la

campagne 1984/85) et est égale à un au-delà. Le caractère significatif ou non des paramètres associés à cette variable DD_t permet alors d'accepter ou de rejeter cette hypothèse de changement structurel.

Modèle économétrique final de transmission des prix garantis des céréales

Le modèle de transmission des prix garantis finalement estimé, après prise en compte des points ci-dessus (fonction logistique pour α_t , transmission imparfaite des prix garantis et changement structurel) s'écrit :

$$WP_t = \Gamma_0 - \Gamma_1 S_{t-1} + \Gamma_2 WP_{t-1} + [\Gamma_3 + \Gamma_{3A} DD_t] [PTH_t + \frac{PINT_t - PTH_t}{1 + EXP(\sigma_1 - \sigma_2 NT_t)}] + [\Gamma_4 + \Gamma_{4A} DD_t] PW_t + v_t \quad (13)$$

où v_t est un résidu aléatoire d'espérance nulle et de variance constante⁽⁸⁾.

Rappelons que les coefficients à estimer (Γ et σ) de l'expression (13) doivent remplir un certain nombre de conditions. Tout d'abord, tous les coefficients, excepté Γ_0 et σ_1 , doivent être positifs. En plus, comme $1 - \Gamma_2$ est le coefficient d'ajustement, ses valeurs estimées doivent appartenir à l'intervalle $[0, 1]$. Enfin, le coefficient de transmission des prix garantis Γ_3 est supposé être inférieur ou égal à l'unité tandis que la valeur du coefficient (Γ_4) associé au prix mondial devrait *a priori* être faible et proche de zéro.

Le modèle (13) possède une variable explicative endogène et ne peut donc pas être estimé à l'aide de la méthode des moindres carrés non linéaires. En effet, comme le coefficient de pondération α_t est variable, réagissant ainsi au niveau des exportations nettes selon une courbe logistique, la méthode d'estimation utilisée pour l'expression (12) est la méthode des doubles moindres carrés non linéaires⁽⁹⁾.

⁽⁸⁾ Afin d'éviter des difficultés dans l'estimation économétrique du modèle (13), nous avons fait l'hypothèse que la fonction $k(\cdot)$ dans l'expression (11) était déterministe. En effet, si un terme aléatoire avait été ajouté à la fonction $k(\cdot)$, cela aurait impliqué une spécification économétrique finale caractérisée par un coefficient à estimer non linéaire et stochastique et un résidu aléatoire v_t hétéroscédastique. Cette dernière caractéristique exige alors que le modèle de transmission des prix garantis soit estimé par une adaptation de la méthode des doubles moindres carrés aux modèles à paramètres variables stochastiques (Surry, 1992).

⁽⁹⁾ Les instruments utilisés pour prédire les exportations mensuelles de blé (variable endogène NT_t) incluent non seulement toutes les variables exogènes apparaissant dans le modèle de transmission des prix garantis, mais aussi l'ensemble des variables z_{1t} et z_{2t} influençant la demande de blé en France. Leur liste complète (définitions et sources de référence) est fournie dans Surry (1992).

RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES

Après avoir discuté de la qualité économétrique⁽¹⁰⁾ des résultats, nous nous pencherons sur les caractéristiques propres du modèle de transmission des prix garantis, à savoir la transmission des prix institutionnels, l'influence des prix mondiaux et la relation entre les prix intérieurs et le niveau des exportations françaises de blé. Le tableau 1 donne les régressions retenues se rapportant à la modélisation de la transmission des prix garantis. Chaque spécification est identifiée par un chiffre romain et correspond à une variante de l'expression (13) avec ou sans variable binaire⁽¹¹⁾.

Une première analyse de ces résultats nous permet de tirer un certain nombre de remarques générales sur les facteurs influençant le niveau des prix du blé en France. Avant toutes choses, il faut mentionner que toutes les estimations préliminaires de la relation (13) et de ses variantes étaient caractérisées par des résidus aléatoires autocorrélés. En conséquence, la spécification de ces relations a été revue en supposant que les résidus v_t étaient temporellement autocorrélés et liés entre eux par un processus autorégressif du premier ordre. En adoptant une telle hypothèse, et en vue d'obtenir un estimateur du coefficient d'autocorrélation (désigné par π), nous avons transformé le modèle économétrique de transmission des prix et ses variantes en différence première⁽¹²⁾.

Remarquons par ailleurs que la variable S_{t-1} (représentant les disponibilités en début de période) n'a pas été retenue comme facteur explicatif dans le modèle de transmission des prix garantis. En effet, cette variable exogène n'avait aucune influence significative et était associée à un coefficient estimé toujours positif, ce qui était contraire aux hypothèses du modèle théorique.

⁽¹⁰⁾ La relation (13) et ses variantes sont estimées économétriquement à l'aide de 118 observations (août 1976 à juillet 1986). Les sources de référence pour les données sont présentées dans Surry (1992). En général, la collecte des données statistiques n'a pas soulevé de problèmes majeurs, excepté pour certains prix où il était nécessaire d'obtenir une information homogène. Nous avons utilisé des prix mensuels pour la variable dépendante se référant à un point de marché représentatif (Rouen). Comme notre étude s'intéresse plus à la formation des prix communautaires du blé en fonction des conditions de marché qu'à la position concurrentielle et exportatrice de la CEE vis-à-vis des autres pays exportateurs, nous avons sélectionné une série statistique donnant un prix mondial représentatif des tensions existant sur les marchés internationaux du blé, i.e. pour la variable PW_t , le prix CIF à Rotterdam exprimé en dollars par tonne.

⁽¹¹⁾ Des variantes du modèle (13) avec des paramètres constants ont été estimées et sont présentées dans Surry (1992).

⁽¹²⁾ Il va sans dire que l'adoption pour le modèle (13) d'une structure autocorrélée du premier ordre pour les résidus va exiger de modifier la méthode d'estimation économétrique. Pour ce faire, nous avons utilisé la procédure et les règles suggérées par Fair (1972) en vue d'appliquer la méthode des doubles moindres carrés à des équations simultanées avec variables dépendantes décalées et résidus autocorrélés.

Tableau 1. Principaux résultats économétriques pour le modèle de transmission des prix garantis

Type de modèle	Terme constant		Variable dépendante décalée		Prix garantis		Prix mondial		Statistiques ^(c)		
	Γ_0	Γ_1	Γ_2	Γ_3	Γ_{3A}	σ_1	σ_2	Γ_4	Γ_{4A}	$\pi^{(d)}$	R^2 DW
(I)	186,980** (68,79)	0,4890** (0,1292)	0,27527** (0,0768)	5,1991** (2,5176)	0,0031** (0,0015)	0,0331** (0,0161)	0,6017** (0,1319)	0,981	2,04		
(II)	140,40** (52,23)	0,3739** (0,1212)	0,47041** (0,0817)	-0,0594** (0,0153)	0,8199 (0,5830)	0,0006** (0,0003)	0,0244* (0,0130)	0,5836** (0,1264)	0,984	2,09	
(III)	170,32** (54,30)	0,3547** (0,1150)	0,41262** (0,0665)	0,7492 (0,6051)	0,0006* (0,00035)	0,0844** (0,0183)	-0,0634** (0,0162)	0,6146** (0,1188)	0,985	2,09	

(a) Les nombres entre parenthèses sont les écarts-types asymptotiques des coefficients estimés.

(b) Les signes (**) et (*) signifient que les coefficients estimés sont statistiquement différents de zéro aux risques de première espèce de 5% et 10%, respectivement.

(c) La statistique du R^2 est le coefficient de détermination de l'équation estimée tandis que l'abréviation "DW" se réfère à la statistique de Durbin-Watson

(d) π est le coefficient d'autocorrélation.

(e) La statistique de Durbin-Watson est donnée à titre indicatif, remplaçant la statistique b de Durbin (1970), qu'il a été impossible de calculer pour toutes les variantes du modèle.

Les trois spécifications retenues ont un pouvoir explicatif satisfaisant (R^2 supérieurs à 0,95) et une structure où les résidus sont fortement autocorrélés. Concernant les coefficients estimés, une analyse de leurs statistiques de Student conduit aux inférences suivantes :

- les coefficients de transmission des prix garantis sont tous statistiquement différents de zéro ;
- la variable dépendante décalée a une influence déterminante et significative sur les prix du blé ;
- une relation significative prévaut entre les prix mondiaux et intérieurs ;
- là où l'hypothèse de changement structurel a été testée, cette dernière n'a pas été rejetée pour les coefficients de transmission des prix garantis (Γ_3) et mondiaux (Γ_4). Cette situation se traduit par des coefficients estimés associés à la variable binaire DD_t (coefficients Γ_{jA} pour $j = 3$ et 4) qui sont tous différents de zéro.

Si nous nous penchons maintenant sur le type de spécifications retenues, nous observons en premier lieu que le modèle à coefficients variables de transmission des prix garantis donne des résultats probants. Les estimations du coefficient σ_2 qui détermine la forme de la courbe logistique associée à la fonction $k(\cdot)$ sont significativement différents de zéro. Enfin, il faut signaler que le changement structurel observé dans le milieu des années 80 affecte chaque paramètre de transmission pris individuellement et non globalement.

Transmission des prix garantis

Le modèle développé dans cette recherche a été construit en faisant l'hypothèse que toute variation ponctuelle des prix institutionnels se répercutait graduellement dans le temps sur les prix de marché des céréales avec une ampleur qui décroissait selon une progression géométrique. A partir des coefficients estimés de l'expression (13), il est possible de mesurer de tels effets dynamiques en utilisant les indicateurs suivants :

Coefficient d'ajustement : $1 - \Gamma_2$

Coefficient de transmission : court terme : Γ_3
 long terme : $\Gamma_3/(1 - \Gamma_2)$

Caractéristiques de la période d'ajustement : durée moyenne : $\Gamma_2/(1 - \Gamma_2)$
 durée médiane : $\log(0,5)/\log(\Gamma_2)$

Elasticités de transmission des prix garantis :

court terme : $E_{CT} = \Gamma_3 * POL_t/WP_t$

long terme : $E_{LT} = (\Gamma_3 * POL_t/WP_t)/(1 - \Gamma_2)$

Toutes les mesures énoncées ci-dessus ont été appliquées aux trois spécifications dynamiques retenues (tableau 2). Une structure de transmission imparfaite des prix garantis domine le marché français du blé. En effet, quelle que soit la spécification adoptée, le coefficient de transmission Γ_3 est statistiquement différent de l'unité. Ce dernier prend une valeur estimée de long terme égale à 0,54 dans la version (I) du modèle (Γ_3), impliquant qu'une hausse de 1 franc des prix garantis induit une augmentation de 0,54 francs du prix de marché. Dans la spécification (III), ce même coefficient prend une valeur estimée de 0,63. Une analyse des résultats liés à la spécification (II) montre que le changement structurel identifié pendant la campagne 1984/85 a un effet significatif sur la valeur du coefficient de transmission des prix garantis. En effet, le paramètre Γ_3 baisse en valeur entre les périodes 1976.10/1984.7 et 1984.8/1986.7.

Tableau 2. Transmission des prix garantis

Type ^(a) de modèle	Coefficient ^(b) d'ajustement	Période d'ajustement		Coefficient de ^(c) transmission		Elasticité de transmission		Coefficient ^(b) de pondération
		moyenne	médiane	CT ^(d)	LT ^(d)	CT	LT	
(I)								
Point moyen	0,51** (0,13)	0,96	0,97	0,28** (0,08)	0,54** (0,07)	0,31	0,61	0,16
1976.10/1984.7						0,31	0,60	0,11
1984.8/1986.7						0,34	0,67	0,38
(II)								
Point moyen	0,63** (0,12)	0,60	1,48			0,48	0,77	0,46
1976.10/1984.7				0,47** (0,08)	0,75** (0,07)	0,48	0,76	0,44
1984.8/1986.7				0,41** (0,07)	0,66** (0,11)	0,49	0,78	0,53
(III)								
Point moyen	0,65** (0,11)	0,55	1,58	0,41** (0,07)	0,64** (0,06)	0,43	0,67	0,48
1976.10/1984.7						0,42	0,65	0,46
1984.8/1986.7						0,49	0,75	0,55

(a) Pour chaque modèle, certains paramètres (coefficients et/ou élasticités) ont été calculés aux points moyens de l'échantillon (1976.10/1986.7), et des deux périodes 1976.10/1984.7 et 1984.8/1986.7.

(b) Le signe (**) signifie que les coefficients d'ajustement ($1 - \Gamma_2$) et de pondération (Γ_4) sont statistiquement différents de zéro au risque de première espèce de 5%.

(c) Le signe (**) signifie que les coefficients de transmission des prix garantis sont statistiquement différents de un au risque de première espèce de 5%.

(d) Les abréviations CT et LT veulent respectivement dire "court et long terme".

En termes d'effets dynamiques, nous constatons que toute répercussion des prix garantis se fait de manière presque instantanée. Les estimations de la période d'ajustement se révèlent être inférieures à un mois pour la moyenne et à deux mois pour la médiane (colonnes 3 et 4 du tableau 2). Malgré cette absence d'inertie dans la transmission des prix garantis, on observe que les élasticités correspondantes varient de manière significative entre le court et le long terme. Ainsi, la réponse instantanée des prix de marché du blé à une variation des prix garantis (E_{CT}) se traduit par une valeur estimée de l'élasticité fluctuant autour de 0,4 alors que cette dernière est multipliée par un facteur de 1,5 dans le long terme (E_{LT}).

Dans les modèles (4) et (6), le prix de marché réagit à un prix institutionnel agrégé (POL_t) qui est lui-même une moyenne pondérée variable des prix d'intervention ($PINT_t$) et de seuil (PTH_t). Les valeurs du coefficient de pondération associé à POL_t , calculées au point moyen de l'échantillon et pour les deux sous-périodes 1976.10/1984.7 et 1984.8/1986.7, apparaissent dans la dernière colonne du tableau 2. Une analyse de ces résultats montre que le coefficient α_t prend des valeurs très différentes entre la version (I) et les deux autres variantes du modèle de transmission des prix garantis. Ainsi, nous observons que la valeur calculée de α_t est égale à 0,16 dans le cas de la version (I) du modèle caractérisée par l'absence de variables binaires. Ce même coefficient a une valeur moyenne égale à 0,46 et 0,48 dans les spécifications (II) et (III) respectivement, montrant ainsi que le prix institutionnel POL_t est à peu près approximé par une moyenne simple des prix d'intervention et de seuil. On peut signaler aussi que le coefficient α_t s'accroît de manière significative entre les deux sous-périodes 1976.10/1984.7 et 1984.8/1986.7.

Influence des prix mondiaux

Quant à cette variable explicative, l'analyse de ses effets sur les prix du blé en France peut être menée de la même manière que celle effectuée pour la transmission des prix garantis. En effet, la structure dynamique identifiée précédemment s'applique aux coefficients et élasticités de transmission des prix mondiaux et pour cette raison n'a pas besoin d'être discutée à nouveau.

Tout d'abord, et quelle que soit la version du modèle, les coefficients de transmission des prix mondiaux prennent des valeurs estimées positives et faibles. Ce résultat n'est pas surprenant, il est conforme au fait que les marchés communautaires sont isolés des variations des prix mondiaux grâce aux prélèvements variables imposés sur les importations communautaires de céréales. Ce phénomène est aussi confirmé par les valeurs estimées des élasticités de court (F_{CT}) et long (F_{GT}) terme qui sont toutes inférieures à 0,07. Enfin, signalons que la diminution de la

valeur estimée du coefficient de transmission F_4 au mois d'août 1984 (due au changement structurel – spécification (III) –) rend les prix français du blé encore plus déconnectés des prix internationaux.

En guise de conclusion, nous pouvons donc dire que, malgré l'existence d'une relation statistique significative, la transmission des prix mondiaux vers le marché français du blé est faible et sans grande conséquence sur la formation des prix intérieurs.

Tableau 3. Transmission du prix mondial

Type ^(a) de modèle	Coefficient de ^(b) transmission		Elasticité de ^(c) transmission	
	CT	LT	F_{CT}	F_{LT}
(I)				
Point moyen	0,0331** (0,0161)	0,0647** (0,0360)	0,0295	0,0577
1976.10/1984.7			0,0290	0,0567
1984.8/1986.7			0,0316	0,0618
(II)				
Point moyen	0,0241* (0,0130)	0,0385* (0,0207)	0,0215	0,0343
1976.10/1984.7			0,0211	0,0336
1984.8/1986.7			0,0232	0,0371
(III)				
Point moyen			0,0295	0,0457
1976.10/1984.7	0,0844** (0,0183)	0,1308** (0,0255)	0,0290	0,0449
1984.8/1986.7	0,0210* (0,0128)	0,0325 (0,0205)	0,0316	0,0490

(a) Voir tableau 2.

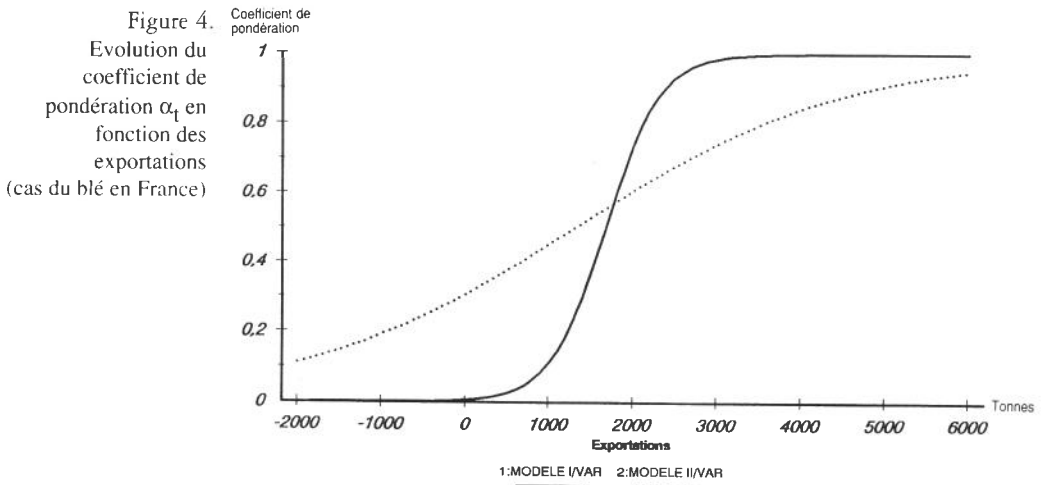
(b) Les signes (**) et (*) signifient que les coefficients de transmission sont statistiquement différents de zéro aux risques de première espèce, respectivement de 5 et 10 %.

(c) Les abréviations F_{CT} et F_{LT} signifient respectivement élasticités de court et long terme.

Relation entre les prix intérieurs et les exportations françaises de blé

Dans le cas du modèle économétrique (13), les prix du marché réagissent aux niveaux des exportations (variable NT_t) par le biais de la fonction logistique $k(\cdot)$. Une représentation graphique de cette fonction (figure 4) montre que l'évolution de $k(\cdot)$ par rapport à NT_t diffère selon

la spécification retenue⁽¹³⁾. Ainsi, si nous analysons d'abord les résultats obtenus avec la version (I), la fonction logistique connaît une évolution rapide lorsque le niveau des exportations mensuelles de blé fluctue entre zéro et deux à trois millions de tonnes. A l'intérieur de cet intervalle qui correspond, *grosso modo*, aux valeurs prises par la variable NT_t au cours des dix dernières années, le prix du marché du blé est lié à un prix institutionnel agrégé (POL_t) qui est une moyenne pondérée et variable des deux prix d'intervention et de seuil. Au cas où la France deviendrait un importateur net de blé, la fonction $k(\cdot)$ prendrait une valeur nulle et WP_t réagirait directement au prix de seuil. Enfin, lorsque les exportations mensuelles de blé sont supérieures à deux ou trois millions de tonnes, alors le prix de marché du blé dépend seulement du prix d'intervention. Avec la spécification (II), la fonction logistique $k(\cdot)$ connaît une évolution plus régulière et progressive vis-à-vis de la variable NT_t , permettant ainsi au prix WP_t de répondre aux prix garantis et aux forces du marché de répondre de manière plus équilibrée et atténuée.



Sources : Home grown cereal authority et EUROSTAT

Il est également possible de mesurer la liaison entre prix de marché et niveaux d'exportations en raisonnant en termes d'élasticités de court et long terme (G_{CT} et G_{LT})⁽¹⁴⁾. Ces deux indicateurs calculés pour le point moyen de l'échantillon et pour des situations extrêmes (i.e. ni-

⁽¹³⁾ La fonction logistique estimée à l'aide de la version (III) n'a pas été représentée dans la figure 4 car elle a sensiblement la même forme que celle obtenue avec la spécification (II). Ceci s'applique aussi aux élasticités G_{CT} et G_{LT} présentées au tableau 4.

veaux minimum ou maximum des exportations mensuelles de blé) sont présentés dans les deux colonnes de droite du tableau 4. Une analyse des résultats révèle que la réaction des prix de marché à la variable NT_t est nettement plus significative avec la spécification (I), prenant aussi plus d'importance à la fin de la période d'estimation. Ainsi, pour la période août 1984 à juillet 1986, l'élasticité G_{LT} est égale à $-0,2055$, par conséquent une baisse de 10% des exportations de blé induira une hausse de 2% des prix en France. Bien que plus faibles en valeur absolue, les élasticités G_{CT} et G_{LT} calculées à l'aide de la version (II) ont le même profil temporel que celles estimées avec la spécification (I).

La connaissance et l'évaluation de l'élasticité des prix de marché vis-à-vis des exportations nettes de blé peuvent être un instrument de gestion des marchés et de prévision fort utile car elles permettent, d'une part, de mesurer l'évolution de ces prix au cours d'une campagne par rapport à un état de déséquilibre de l'offre et de la demande, et d'autre part, de placer ces prix vis-à-vis des prix de soutien. Ainsi, en connaissant la répartition des exportations mensuelles de blé au cours d'une campagne, on peut déterminer l'évolution correspondante des prix du blé, à l'aide des indicateurs G_{CT} ou G_{LT} .

Tableau 4.
Relation entre les prix de marché et les exportations françaises de blé

Type de modèle	Période	Coefficient de pondération	Exportations (milliers de tonnes)	Elasticités ^(a)	
				G_{CT}	G_{LT}
(I)	Point moyen	0,1640	1 034,77	-0,0419	-0,0820
	1976.10/1984.7	0,1082	919,50	-0,0258	-0,0505
	1984.8/1986.7	0,3823	1 486,25	-0,1050	-0,2055
	export minimum (1977.8)	0,0163	353,48	-0,0023	-0,0045
	export maximum (1984.8)	0,7198	1 978,00	-0,0875	-0,2497
(II)	Point moyen	0,4572	1 034,77	-0,0234	-0,0373
	1976.10/1984.7	0,4394	919,50	-0,0200	-0,0319
	1984.8/1986.7	0,5271	1 486,25	-0,0367	-0,0586
	export minimum (1977.8)	0,3546	353,48	-0,0090	-0,0137
	export maximum (1984.8)	0,6026	1 978,00	-0,0465	-0,0743

(a) Les élasticités G_{CT} et G_{LT} mesurent la variation en pourcentage du prix de marché du blé par rapport à une variation en pourcentage des exportations nettes.

⁽¹⁴⁾ Les élasticités G_{CT} et G_{LT} se calculent selon les mêmes principes que les élasticités de transmission des prix.

CONCLUSION

Sur la base des résultats obtenus pour le marché français du blé, l'application d'un modèle à paramètres variables pour représenter la transmission des prix garantis des céréales dans la CEE semble prometteuse à plusieurs égards. Tout d'abord, le fait de ne pas avoir rejeté cette dernière spécification pour les prix du blé en France montre très bien que certains segments du marché céréalier français répondent à une combinaison des prix garantis – prix de seuil et prix d'intervention – qui varie en fonction de l'état de déséquilibre de l'offre et de la demande de céréales (mesuré par les exportations mensuelles de céréales). De ce point de vue, il semble que la mise en place du système SILO en 1976 ait amélioré la transparence et le fonctionnement des marchés communautaires des céréales.

D'autre part, cette étude démontre l'existence d'une transmission imparfaite des prix garantis, quelle que soit la spécification adoptée pour modéliser la formation des prix du blé en France. Elle confirme ainsi les résultats de Colman (1985) et de l'auteur (1988) sur les marchés céréaliers du Royaume-Uni. Toutefois, il faut préciser que l'inertie inhérente à cette transmission des prix garantis est minimale puisque, dans la plupart des cas, tout changement dans les prix d'intervention ou de seuil est pleinement répercuté au stade des prix de marché après une période qui n'excède pas deux mois en général. Enfin, tous les résultats économétriques montrent qu'un changement structurel s'est bien produit dans la formation des prix du blé au milieu des années 80.

Etant donné ce constat favorable, nous suggérons que le modèle de transmission des prix garantis développé et estimé, à titre d'illustration, pour le marché français du blé soit appliqué à d'autres pays membres de la Communauté tels que l'Allemagne ou l'Italie dont les marchés céréaliers ont connu des changements radicaux depuis la mise en place du système SILO. En effet, ces pays qui étaient à l'origine importateurs nets de céréales sont devenus presque autosuffisants, sinon exportateurs. Une telle situation a, sans aucun doute, eu des effets sur la formation des prix des céréales et la transmission des prix institutionnels sur les marchés communautaires de céréales.

Si de nouvelles applications du modèle de transmission des prix garantis des céréales étaient effectuées, il serait judicieux d'en améliorer la structure. En effet, on pourrait prolonger cette recherche en l'intégrant à un cadre d'analyse plus général susceptible d'expliquer la formation simultanée des prix sur plusieurs marchés communautaires de céréales. Dans cette perspective, une approche fondée sur les modèles de déséquilibre serait très féconde. Une autre voie de recherche envisageable serait d'adapter cet outil pour analyser l'efficacité et les structures des marchés céréaliers communautaires.

C'est dans le domaine de l'évaluation quantitative des mesures de la Politique agricole commune que le modèle spécifié dans cet article peut avoir des applications des plus intéressantes. En effet, un tel outil serait fort utile pour analyser l'effet sur les prix régionaux communautaires des mesures de réforme de la PAC (par exemple, taxe de coresponsabilité, mise en jachère de certaines terres consacrées aux céréales, ou baisse des prix institutionnels). Si de tels programmes de politique agricole sont mis en place dans la Communauté sur une grande échelle, on peut s'attendre à une baisse de l'offre régionale de céréales, qui, à terme, réduira la capacité exportatrice de certains pays membres. Une telle situation exercerait bien sûr une pression à la hausse sur les prix régionaux des céréales qui devraient tendre à réagir plus au prix de seuil qu'au prix d'intervention. De tels effets peuvent être quantifiés dans le modèle de transmission des prix garantis par le biais de variables telles que les stocks de céréales en début de période et les exportations nettes, qui, à leur tour, influent sur la transmission des prix garantis et le niveau des prix de marché.

BIBLIOGRAPHIE

- COLMAN (D.), 1985 — Imperfect Transmission of Policy Prices, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 12, n° 3, pp. 171-177.
- COLMAN (D.), YOUNG (T.), 1981 — A Forecasting System for UK Grain and Oilseed Imports, University of Manchester, Agricultural Economics Department, bulletin, 179.
- FAIR (R.-C.), 1972 — The Estimation of Simultaneous Equation Models with Lagged Endogenous Variables and First Order Serially Correlated Errors, *Econometrica*, vol. 38, n° 3, pp. 507-516.
- HARRIS (S.), SWINBANK (A.), WILKINSON (G.), 1983 — *The Food and Farm Policies of the European Community*, New York, John Wiley and Sons.
- GOURIÉROUX (C), LAFFONT (J.-J.), MONFORT (A.), 1984 — Econométrie des modèles avec rationnement, *Annales de l'INSEE*, vol. 55/56, pp. 5-38.
- HEIEN (D.), 1980 — Markup Pricing in a Dynamic Model of the Food Industry, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 62, n° 1, pp. 10-18.

- HARTLEY (M.-J.), 1976 — The Estimation of Markets in Disequilibrium: The Fixed Supply Case, *International Economic Review*, vol. 17, n° 3, pp. 687-699.
- KIRSCHKE (D.), 1986 — Budget Costs of the EC's Agricultural Price Policy under Certainty, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 13, n° 1, pp. 57-74.
- LE ROUX (Y.), 1991 — Les exportations françaises de blé tendre: déséquilibre structurel et déséquilibres intra-annuels. *Cahiers d'économie et de sociologie rurales*, n° 18-19, pp. 99-135.
- MADDALA (G.S.), 1983 — Methods of Estimation for Models of Markets with Bounded Price Variation, *International Economic Review*, vol. 24, pp. 361-378.
- MEILKE (K.), DE GORTER (H.), 1988 — Impacts of the Common Agricultural Policy on International Wheat Prices, *Journal of Agricultural Economics*, vol. 39, n° 2, pp. 217-230.
- SURRY (Y.), 1988 — Cereal Prices in the European Community: A Policy Transmission Model, Communication au Congrès Annuel de l'Association américaine des économistes agricoles, Knoxville, Tennessee.
- SURRY (Y.), 1992 — Modèle de transmission des prix garantis des céréales dans la Communauté économique européenne, Document de travail (à paraître), Unité politique agricole et modélisation, Rennes, INRA.
- TISHLER (A.), ZANG (I.), 1979 — A Switching Regression Method Using Inequality Conditions, *Journal of Econometrics*, vol. 11, n°s 2/3, pp. 259-274.
- WARD (R.-W.), 1982 — Asymmetry in Retail, Wholesale and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables, *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 64, pp. 205-213.

ANNEXE

*FORME RÉDUITE DU MODÈLE DE DÉSÉQUILIBRE
ET COMPARAISON AVEC LA RELATION (6)
DU TEXTE*

Pour comprendre comment la forme réduite (7) a été formulée, nous mettons tout d'abord en correspondance les diverses valeurs prises par la variable polytomique $D(NT_t)$ et les différentes expressions exprimant WP_t en fonction des prix garantis.

$$D(NT_t) = 0 \text{ pour } NT_t < 0 \quad \text{et } WP_t = a_4 + b_3 PTH_t$$

$$D(NT_t) = 0,5 \text{ pour } NT_t = 0 \quad \text{et } WP_t = \frac{(a_1 + a_2) - S_{t-1} + c_1 Z_{1t} + c_2 Z_{2t}}{b_1 + b_2}$$

$$D(NT_t) = 1 \text{ pour } NT_t > 0 \quad \text{et } WP_t = a_3 + b_3 PINT_t$$

Il est possible d'écrire dans une même formulation mathématique les trois expressions exprimant les prix de marché des céréales. Pour ce faire, nous incorporons la variable $D(\cdot)$ dans cette formulation et développons l'expression suivante dans laquelle interviennent les prix garantis, les stocks en début de période et les variables exogènes Z_{1t} et Z_{2t} :

$$WP_t = [1 - D(NT_t)] |1 - 2 D(NT_t)| [a_4 + b_3 PTH_t] + 4 * D(NT_t) *$$

$$[1 - D1(NT_t)] \frac{[(a_1 + a_2) - S_{t-1} + c_1 Z_{1t} + c_2 Z_{2t}]}{b_1 + b_2} +$$

$$D(NT_t) |1 - 2 D(NT_t)| [a_3 + b_3 PINT_t] \tag{I.1}$$

Dans l'expression (I.1), le terme en valeur absolue $|1 - 2 D(\cdot)|$ se factorise et WP_t est maintenant égal à

$$WP_t = |1 - 2 D(NT_t)| [(1 - D(NT_t)) a_4 + D(NT_t) a_3] + 4 * D(NT_t) *$$

$$[1 - D(NT_t)] \frac{[(a_1 + a_2) - S_{t-1} + c_1 Z_{1t} + c_2 Z_{2t}]}{b_1 + b_2} +$$

$$|1 - 2 D(NT_t)| * b_3 [PTH_t + D(NT_t) * (PINT_t - PTH_t)] \tag{I.2}$$

L'expression (I.2) est une forme plus générale du modèle de transmission des prix garantis (6). En effet, si on remplace $D(NT_t)$ par la fonction $k(\cdot)$ et X_t par NT_t dans le modèle (6), nous observons que ce dernier est une composante de (I.2). Pour ce faire, réécrivons l'expression (I.2) en utilisant la fonction $k(NT_t)$

$$\begin{aligned}
 WP_t = & |1 - 2 k(NT_t)| [(1 - k(NT_t)) a_4 + k(NT_t) a_3] + 4 * k(NT_t) * \\
 & [1 - k(NT_t)] \frac{[(a_1 + a_2) - S_{t-1} + c_1 Z_{1t} + c_2 Z_{2t}]}{b_1 + b_2} + \\
 & |1 - 2 k(NT_t)| * b_3 [PTH_t + k(NT_t) * (PINT_t - PTH_t)] \quad (I.3)
 \end{aligned}$$

Puis, en omettant les variables exogènes Z_{1t} et Z_{2t} , (I.3) correspond alors à l'expression (6) si

$$\begin{aligned}
 \delta_1 = & |1 - 2 k(NT_t)| [(1 - k(NT_t)) a_4 + k(NT_t) a_3] + 4 * k(NT_t) * \\
 & [1 - k(NT_t)] \frac{(a_1 + a_2)}{b_1 + b_2},
 \end{aligned}$$

$$\delta_2 = 4 * k(NT_t) * [1 - k(NT_t)] \frac{1}{b_1 + b_2} ;$$

$$\text{et } \tau = |1 - 2 k(NT_t)| * b_3$$

Nous pouvons donc conclure que le modèle de transmission des prix garantis (6) pourrait être considéré comme un modèle de déséquilibre si tous ses paramètres à estimer étaient variables, chacun réagissant différemment en fonction de la variable NT_t .