



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.

L'intégration des marchés de l'agro-industrie en Europe et la PAC

*Russell DAVIDSON,
Vincent DORFNER,
Louis-André GÉRARD-VARET,
Didier LAUSSEL*

En théorie, la mise en œuvre, au début des années soixante, de la politique agricole commune devait entraîner l'harmonisation des prix des principaux produits agricoles sur les marchés des différents états-membres.

Pour 70 % de la production agricole, des organisations de marché assurent aux producteurs de la Communauté un prix minimal sur le marché intérieur. Si le prix courant descend au niveau du prix minimal – ou prix d'intervention – ces organismes achètent à ce prix les quantités qui leur sont offertes et, soit les revendent quand la situation du marché s'est détendue, soit cherchent d'autres possibilités d'écoulement – par exemple l'exportation vers des pays tiers. Ces interventions sont automatiques pour le lait, la viande bovine et la viande ovine, les céréales et le sucre; dans le cas de la viande porcine ou de certaines variétés de fruits et légumes et des vins de table, il s'agit de mesures plus souples d'aides au stockage ou à la distillation⁽¹⁾. La protection à l'importation et le soutien à l'exportation complètent ce mécanisme de stabilisation des prix intérieurs, qui vise à atteindre, au sein de la Communauté, un niveau de prix unique mesuré en écu (*European currency unit*), l'unité de compte communautaire.

Le régime des prix institué dans le cadre de l'organisation commune n'est donc pas un régime de prix imposé, tout au moins pas de manière directe. Les prix de marché nationaux des produits agricoles concernés par le système d'intervention ne sont pas fixés par les institutions de la Communauté. Tout au plus leur évolution est-elle "contrôlée" par toute une série d'instruments, dont les prix communs – prix indicatif⁽²⁾ et prix d'intervention – fixés chaque année à Bruxelles représentent une composante essentielle. Ces prix sont fixés en écu, pour être ensuite convertis en monnaie nationale de l'Etat-membre à l'intérieur duquel ils sont appliqués.

Un fonctionnement normal du système des prix agricoles communs suppose la stabilité des parités entre les différentes monnaies nationales. Quand un pays réévalue (ou, au contraire, dévalue) sa monnaie, ses prix agricoles – fixés en écu et exprimés en monnaie nationale – devraient être abaissés (ou relevés) du même taux. De telles modifications brutales étant difficilement acceptables, on procède à des ajustements progressifs, en s'appuyant sur des cours représentatifs spéciaux, les parités vertes. Mais comme une différence peut subsister, un mécanisme de cor-

⁽¹⁾ Pour les autres produits, les organisations des marchés restent essentiellement limitées à la protection contre l'extérieur (25 % de la production agricole) ou mettent en œuvre des aides complémentaires (les 5 % restants).

⁽²⁾ Ce prix, qui est à la base du système, représente le niveau recherché par les institutions communautaires. Selon les secteurs agricoles, il peut s'appeler aussi prix de base, d'orientation, ... Le prix d'intervention est sensiblement inférieur à ce prix.

rection s'impose pour éviter des distorsions dans les échanges; c'est la fonction des montants compensatoires monétaires (MCM) dont le niveau est fixé selon la différence entre parités officielles et parités vertes. Un pays dont la monnaie est réévaluée, et dont le niveau de prix a, par conséquent, augmenté vis-à-vis de l'extérieur tout en restant le même en monnaie nationale, perçoit les montants compensatoires à l'importation et les octroie à l'exportation (MCM positifs). La situation est inversée dans les états-membres à monnaie dépréciée: on paie les montants compensatoires à l'importation, et on les perçoit à l'exportation (MCM négatifs). Mis en place en 1969, ce système a été amendé en 1984: les montants compensatoires doivent maintenant être calculés, en cas de réévaluation ou de dévaluation, à partir de la monnaie communautaire dont la valeur est la plus appréciée⁽³⁾ – ce qui a pour effet d'écrêter les montants compensatoires positifs – en même temps que doivent être démantelés les montants compensatoires négatifs.

Qu'en est-il, à l'aube de l'ouverture du "grand marché", de ces mécanismes de stabilisation?

Une question préliminaire consiste à se demander si les données disponibles au niveau communautaire confirment que l'on en soit arrivé à un système de prix harmonisés, auquel cas l'on pourrait parler d'une relative intégration des marchés européens. Le travail économétrique présenté dans la première section, repris de Davidson *et al.* (1990), apporte des éléments de réponse à cette interrogation, en faisant apparaître une relative indépendance des marchés nationaux.

La deuxième section reprend ce travail, en l'élargissant et le mettant à l'épreuve. Les auteurs examinent dans quelle mesure cette indépendance apparente peut s'expliquer dès que les instruments monétaires mis en œuvre dans le cadre de la politique agricole commune sont explicitement pris en considération.

Cette étude porte sur les prix à la consommation. Le système d'intervention étant généralement appliqué au stade du commerce de gros, il aurait été intéressant d'étudier les modalités de formation des prix de gros, si toutefois, au niveau européen, on disposait des données relatives à ces derniers. Les prix de détail des principaux produits agro-alimentaires ont, en revanche, fait l'objet d'un recensement suffisamment important pour pouvoir être utilisés statistiquement. Si l'on ajoute à ceci le fait que l'article 39 du Traité de Rome – qui définit les principaux résultats que la politique agricole se proposait d'atteindre en 1957 – prévoit notamment la stabilisation des marchés, et l'assurance de prix raisonnables dans les livraisons au consommateur, on comprendra aisément l'intérêt d'une étude portant sur les prix à la consommation.

⁽³⁾ En fait, le Deutsche Mark.

Par ailleurs, compte tenu du nombre et de la diversité des agents opérant sur les marchés agro-industriels, du stade de la production à celui de la vente au détail (il faut notamment souligner le rôle important des distributeurs), on peut douter de l'effet, sur les prix européens, des instruments mis en œuvre dans le cadre de la politique agricole commune : limité sans doute, inexistant peut-être.

Le travail empirique a été, pour l'essentiel, réalisé à partir de données contenues dans le système d'information CRONOS, lequel regroupe les banques de données économiques et publiques établies par la Commission des Communautés européennes. Collectées auprès des différents instituts statistiques nationaux, les données sont harmonisées par l'Office statistique des Communautés européennes en vue de faciliter les comparaisons entre les différents pays.

L'état actuel d'inachèvement des travaux d'harmonisation des données nous a contraints à limiter notre étude à trois produits agro-alimentaires : le beurre, la viande bovine et la viande porcine. Nous nous sommes intéressés à trois marchés nationaux : la France et deux de ses principaux partenaires commerciaux en Europe, la République fédérale d'Allemagne et l'Italie.

TEST DE SEGMENTATION DES MARCHÉS DE DÉTAIL

Nous nous intéressons d'abord à la mise en œuvre d'un test empirique de l'indépendance entre le marché national d'un produit et un marché étranger.

Si, pour un produit donné, il n'existe qu'un seul marché européen, on s'attendrait à ce que le prix de ce produit soit identique partout en Europe, à quelques différences près dues aux frais de transport ou aux aléas des taux de change des monnaies des différents pays. Dans ce cas, on s'attendrait également à ce que, par exemple, le prix français soit parfaitement expliqué, en un sens statistique, par les prix allemand ou italien. En revanche, si l'on observe que des variations de prix sur des marchés nationaux sont peu ou non corrélées, on devra conclure à une indépendance plus ou moins complète de ces marchés. Il existe alors, bien entendu, une large gamme de possibilités passant par une segmentation plus ou moins étanche des marchés nationaux.

Nous proposons ici un test statistique qui s'appuie sur le pouvoir explicatif d'un prix étranger sur un prix national. Une procédure visant à étudier directement une éventuelle corrélation entre ces deux variables ne peut être adoptée, du fait de leur détermination simultanée. Une autre démarche est toutefois disponible : elle consiste à étudier le pouvoir explicatif, sur un prix national, de la valeur ajustée d'un prix étran-

ger, après régression de ce dernier sur des variables étrangères⁽⁴⁾. Rapelons ici que la valeur ajustée d'une variable après régression est une combinaison linéaire des explicatives de la régression, ces dernières étant, bien sûr, prédéterminées.

La question de la dépendance éventuelle des marchés européens est ainsi abordée au moyen d'une modélisation des prix à la consommation de quelques produits agro-alimentaires, dans différents pays européens. Notre objectif, en effectuant ce travail, n'est pas d'élaborer un modèle explicatif de la formation des prix agro-alimentaires, il n'est que d'en obtenir une bonne représentation statistique. Nous proposons ainsi des équations dans lesquelles n'interviennent que la variable endogène d'intérêt, c'est-à-dire le prix du produit, et des variables exogènes, ou au moins prédéterminées par rapport à la variable endogène.

Une bonne représentation statistique de la variation des prix considérés étant acquise, il est possible de passer à l'étape suivante. L'hypothèse d'indépendance des marchés, y compris de leur segmentation complète, doit se traduire par l'insignifiance d'une valeur ajustée étrangère dans la fonction de régression d'un prix national. En revanche, l'hypothèse d'intégration implique un coefficient associé au prix étranger hautement significatif, avec, en même temps, la disparition d'une bonne partie du pouvoir explicatif des variables précédemment retenues dans la fonction de régression⁽⁵⁾.

Nous ne présenterons pas ici la liste exhaustive des variables explicatives utilisées pour l'ajustement des prix du beurre, de la viande bovine et de la viande porcine. De façon générale, ont été introduites dans les régressions des variables micro-économiques (prix et production retardés), macro-économiques (PIB, indice général des prix à la consommation, consommations publiques et privées, etc.), et administratives (prix d'intervention et prix indicatifs mis en œuvre dans le cadre de la politique agricole commune). Seules sont conservées dans les régressions finales les variables dont le niveau de signification reste au-delà du seuil critique associé à un niveau de 5 % (Tests de Student et du Chi-deux).

Les résultats des neuf modélisations sont plutôt satisfaisants : nos modèles passent avec succès l'ensemble des tests de spécification ; on a pu notamment rejeter l'hypothèse selon laquelle les résidus ne sont pas des "bruits blancs". Nous ne détaillerons pas ici ces résultats qui figurent, avec l'ensemble des autres conclusions de l'étude, dans Davidson *et*

⁽⁴⁾ Cette procédure est similaire à la procédure des doubles moindres carrés. En effet, on peut démontrer que les deux procédures donnent des résultats asymptotiquement équivalents sous l'hypothèse nulle de la détermination indépendante des différents prix nationaux. Nous avons préféré la procédure dont l'interprétation économique est la plus claire.

⁽⁵⁾ En fait, différents tests ont été effectués pour vérifier les résultats obtenus à partir de ces premiers calculs. Pour plus de détails, voir Davidson *et al.*, 1990.

al. (1990). Nous nous intéresserons exclusivement aux tests d'indépendance effectués à partir de ces modélisations.

Tableau 1. Influence des prix ajustés étrangers dans les modélisations nationales	Produit	Pays	Prix ajusté	<i>t</i> de Student (valeur critique = $\pm 1,96$)
<i>Beurre</i>	France	allemand	– 0,4532	
		italien	– 0,6356	
	Allemagne	français	1,2649	
		italien	– 0,4942	
	Italie	français	0,8626	
		allemand	1,3456	
<i>Viande bovine</i>	France	allemand	0,9871	
		italien	– 0,5735	
	Allemagne	français	0,4999	
		italien	– 0,6469	
	Italie	français	– 1,5642	
		allemand	0,7348	
<i>Viande porcine</i>	France	allemand	1,2765	
		italien	0,8024	
	Allemagne	français	1,4102	
		italien	1,6984	
	Italie	français	0,4095	
		allemand	0,3703	

Le tableau 1⁽⁶⁾ présente les principales conclusions que permettent les tests de signification des prix ajustés étrangers dans les modélisations françaises, allemandes et italiennes des trois produits: qu'elles soient prises ensemble ou séparément, toutes ces variables n'ont qu'un faible pouvoir explicatif.

Les résultats sont nets: l'hypothèse d'indépendance est largement compatible avec les données en ce qui concerne les secteurs du beurre et de la viande bovine. Aucune variable étrangère⁽⁷⁾ n'intervient de manière significative dans les modélisations nationales des prix du beurre et de la viande bovine.

A ce stade de l'analyse, où deux produits sont considérés, les marchés agro-alimentaires européens semblent fortement segmentés. Toutefois,

⁽⁶⁾ Voir les tableaux 2 et 3 pour tout renseignement concernant les données utilisées, la période considérée, les variables explicatives retenues dans les régressions, etc.

⁽⁷⁾ Dans la mesure où le prix ajusté est une combinaison linéaire des variables explicatives qui ont servi à son ajustement, on a également testé le pouvoir explicatif de ces dernières dans les régressions considérées.

les conclusions des tests d'indépendance entre les marchés français, allemand et italien de la viande de porc amènent à relativiser l'observation. On constate en effet dans ce dernier cas une influence du prix ajusté allemand (français) dans la modélisation française (allemande) des prix du porc, signe d'une intégration partielle des marchés nationaux.

MONTANTS COMPENSATOIRES MONÉTAIRES ET TAUX VERTS : LE RÔLE DES INSTRUMENTS MONÉTAIRES

Les évolutions différentes des prix à la consommation – exprimés, rappelons-le, en monnaie nationale – que nous avons constatées entre différents états-membres pourrait avoir une origine monétaire.

En première analyse, même si la politique agricole commune a peu d'influence sur la formation des prix de détail des produits agro-alimentaires, les écarts de prix pourraient tout simplement provenir d'une absence de corrélation entre les différents taux de change officiels des monnaies nationales par rapport à l'écu. Or, dans les modélisations décrites dans la section précédente, ces taux de change n'ont aucun pouvoir explicatif, à une seule exception près, le taux Deutsche Mark/écu est significatif à un niveau de 5 % (mais non à un niveau de 1 %) dans la régression du prix allemand du beurre. Il semble donc difficile de justifier une explication au moyen des taux de change officiels.

On pourrait aussi objecter que la modélisation adoptée ne prend pas assez explicitement en compte un élément essentiel du fonctionnement des marchés agricoles : le régime agrimonétaire, caractérisé par l'existence des taux de conversion agricole – les taux verts – et des montants compensatoires monétaires (MCM).

Le régime des montants compensatoires monétaires soulève un problème important, lié à ses conditions d'application. La création des MCM, sur les marchés agricoles couverts par le régime d'intervention, n'est pas systématique. Le règlement de la politique agricole commune prévoit la mise en application des montants compensatoires dans la seule hypothèse où les mesures monétaires qui en sont à la base entraînent des perturbations dans les échanges de produits agricoles (règlement CEE n° 1677/85, article 3). Ceci dépend généralement de l'efficacité du régime d'intervention. Le prix d'intervention est appliqué au sein d'un état-membre après conversion en monnaie nationale d'après les parités vertes en cours. Les MCM étant calculés à partir de l'écart monétaire entre taux verts et taux officiels, ils ne produiraient donc aucun effet dans un secteur agricole où le prix du produit n'est pas déterminé en bonne partie par le prix d'intervention.

Le système des montants compensatoires étant appliqué aux secteurs du beurre, de la viande bovine et (certes de manière plus sporadique) de la viande porcine, on doit normalement s'attendre à ce que les prix d'intervention pratiqués pour ces produits expliquent en grande partie les évolutions de leurs prix de marché. Selon cette hypothèse, on pourrait présumer que les différences de prix constatées entre la France, la République fédérale d'Allemagne et l'Italie, pour les secteurs du beurre et de la viande bovine, proviennent tout simplement de l'écart existant entre les taux verts français, allemand et italien. Les résultats présentés dans les pages suivantes ne semblent pas justifier de telles conclusions.

Intéressons-nous dans un premier temps à l'éventuel pouvoir explicatif des prix d'intervention dans les équations de prix construites précédemment. Rappelons que les variables explicatives contenues dans ces dernières ont été obtenues à partir d'un ensemble plus large de variables, dont on a prélevé progressivement les éléments non significatifs. Dans cet ensemble de départ figuraient notamment les prix d'intervention pratiqués pour le produit considéré, en valeurs courantes et retardées.

En ce qui concerne les secteurs de la viande bovine et de la viande porcine, les prix de soutien n'ont pas été conservés dans les régressions ; les prix de marché français, allemands et italiens de la viande bovine et de la viande porcine ne sont pas expliqués par les prix d'intervention communautaires. Les seuls prix d'intervention conservés dans nos régressions, c'est-à-dire ceux qui expliquent les prix des marchés sur lesquels ils sont appliqués, sont au nombre de deux. Ils concernent les marchés français et allemand du beurre et sont exprimés en valeur courante (cf. tableaux 2 et 3).

Tableau 2. Modélisation des prix français du beurre (estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires, sur la période 1973 (1)-1986 (4)).	Variable	Coefficient	H.C.S.E ^(a)	<i>t</i> de Student (Valeur critique = $\pm 1,96$)
LPy	0,6227	0,1423	4,8608	
Lpdbeur -1	- 0,2157	0,0534	- 3,7974	
LPrait -1	0,3954	0,0844	3,9154	
Lpdrait -1	0,1574	0,0387	3,9324	
LCPR	1,0444	0,1292	7,6758	
LPint	0,1967	0,0538	4,7234	
Tendance	- 0,0201	0,0017	- 9,5856	
1985(2)	0,1037	0,0047	7,3462	
Constante	- 4,9115	0,5901	- 6,8749	

^(a) Estimation de l'écart-type robuste contre l'hétéroscédasticité.

Définition des variables citées :

-1	variable retardée d'une période
L...	logarithme d'une variable
Plait	prix du lait (par exemple, LPlait-1 est le retard d'ordre un sur le logarithme du prix du lait)
Py	indice général des prix
pdbeur	production de beurre
pdlait	production de lait
pdlp	production de lait en poudre
CPR	consommation privée
Pindlait	prix indicatif établi pour le marché du lait
Pint	prix d'intervention pratiqué sur le marché du beurre
1985 (2)	variable indicatrice prenant la valeur 1 au deuxième trimestre 1985, et 0 ailleurs.

Caractéristiques de la régression :

$$R^2 = 0,9979 \quad F(8, 45) = 2730,36 \quad \sigma = 0,0132 \quad DW = 2,23$$

Test d'autocorrélation des résidus: F-FORM(4, 41) = 0,38 (valeur critique: 2,60)

Test d'hétéroscélasticité: F(4, 37) = 0,64 (valeur critique: 2,61)

Test de normalité des résidus: $\chi^2(2) = 0,321$ (valeur critique: 5,99)

Tests de constance des paramètres sur la période 1985 (1)-1986 (4):

$$\chi^2(6)/6 = 0,85 \text{ et Chow}(6, 39) = 0,43 \text{ (valeurs critiques: 2 et 2,35)}$$

(Les statistiques de tests diagnostics sont celles fournies par le logiciel PC-GIVE.)

Les coefficients de régression associés à ces prix de soutien (respectivement 0,1967 et 0,1754), ainsi que le nombre des autres variables explicatives retenues dans chacune des deux équations, nous permettent de conclure à une influence certaine, mais de relativement faible importance, du système d'intervention dans la formation des prix français et allemand du beurre. Dans tous les autres cas, les différents groupes de variables explicatives ayant servi pour les modélisations des prix des différents marchés nationaux sont complètement disjoints. En plus, les corrélations entre les résidus des régressions pour un même produit dans les différents pays sont très faibles⁽⁸⁾.

A la lecture de ces résultats, on imagine mal que l'indépendance constatée précédemment entre les marchés français, allemands et italiens de la viande bovine et du beurre puisse résulter des évolutions différentes des taux de conversion agricoles européens. Cependant, par souci de prudence, nous avons testé l'influence éventuelle des taux verts pris en tant que tels (et non plus seulement intégrés à la variable "prix d'intervention") sur les prix. Les résultats des tests ne leur attribuent aucun pouvoir explicatif (cf. tableau 4).

⁽⁸⁾ De sorte que l'on ne peut obtenir aucun gain d'efficacité en effectuant une estimation simultanée sur l'ensemble des pays considérés.

Tableau 3. Modélisation des prix allemands du beurre (estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires, sur la période 1973 (1)-1986 (4)).	Variable	Coefficient	H.C.S.E.	<i>t</i> de Student
			(Valeur critique = $\pm 1,96$)	
Lr P beur-1	0,6340	0,0512	11,5334	
Lpdbeur-2	- 0,2932	0,0635	- 3,4830	
LPlait-1	0,5576	0,1121	6,4337	
Lpd lp-1	0,0221	0,0065	2,6154	
Lpd lp-2	0,2029	0,0415	3,6652	
LPind lait-1	- 0,1992	0,0300	- 6,0830	
LFBCF	0,1283	0,0646	2,2125	
LCPR-1	- 0,4133	0,0998	- 5,0830	
LPint	0,1754	0,0375	5,2114	
1983 (4)	- 0,0413	0,0059	- 3,6611	
Constante	0,8310	0,2440	3,7168	

Définition des variables citées : cf. tableau 2

Caractéristiques de la régression :

$$R^2 = 0,990 \quad F(10, 43) = 429,18 \quad \sigma = 0,0098 \quad DW = 1,83$$

Test d'autocorrélation des résidus: $F\text{-FORM}(4, 39) = 0,36$ (valeur critique: 2,61)

Test d'hétérosécédasticité: $F(4, 35) = 0,33$ (valeur critique: 2,64)

Test de normalité des résidus: $\chi^2(2) = 1,878$ (valeur critique: 5,99)

Tests de constance des paramètres sur la période 1985(1)-1986 (4):

$\chi^2(8)/8 = 1,88$ et Chow(6, 35) = 0,30 (valeurs critiques: 2 et 2,37)

Tableau 4.
Influence des prix
d'intervention et des
taux de conversion
agricole dans les
équations de prix
nationales.

		Equation	Pouvoir explicatif (<i>t</i> de Student)
		Prix d'intervention	Taux verts
<i>Beurre</i>	Produit	France	4,7234
		Allemagne	- 0,3881
		Italie	0,7123
<i>Viande bovine</i>		- 1,3829	- 0,9743
	Produit	France	- 0,6861
		Allemagne	- 0,8166
<i>Viande bovine</i>		Italie	- 0,0784
	Produit	France	- 1,0390
		Allemagne	- 1,0722
<i>Viande bovine</i>	Produit	France	0,3807
		Allemagne	- 1,4391
		Italie	0,7827

CONCLUSION

La relative indépendance des évolutions des prix français, allemands et italiens de la viande bovine et du beurre, dont on rend compte au début de cet article, se ramène difficilement à des causes "agrimonétaires". Les écarts de prix sont vraisemblablement dûs aux caractéristiques des marchés qui, au-delà de la politique agricole commune, restent spécifiques à chaque pays.

En effet, le système d'intervention mis en œuvre dans le cadre de la politique agricole commune semble jouer un rôle relativement faible dans la formation des prix à la consommation européens. Bien que les trois produits étudiés soient caractérisés par un faible degré de transformation industrielle, les différents agents économiques qui opèrent sur ces marchés, du stade de commerce de gros à celui de la distribution, semblent avoir une influence bien plus importante dans le processus de formation des prix que ne pouvait le laisser supposer l'envergure de l'organisation commune mise en œuvre sur les marchés agricoles. Il convient de rappeler le rôle des distributeurs qui, en France et en Allemagne de l'Ouest surtout, de par leur influence sur le monde de la consommation et la taille de leur chiffre d'affaires global, exercent une pression croissante sur les industriels du secteur alimentaire, et bénéficient ainsi de conditions d'achat avantageuses.

Ce travail reposant sur l'utilisation de formes réduites, il faut bien sûr prendre garde de ne pas appliquer abusivement les résultats. En particulier, l'estimation d'élasticités ou l'examen des effets de modification des règles du jeu (le grand marché, la coordination des politiques économiques, la monnaie unique) suppose une prise en compte explicite des structures de coûts et des mécanismes institutionnels. Il existe différents cadres théoriques (citons notamment d'Aspremont *et al.*, 1989, et Laussel, 1991), qui permettraient éventuellement la construction d'une forme structurelle.

BIBLIOGRAPHIE

D'ASPREMONT (C.), DOS SANTOS FERREIRA (R.), GÉRARD-VARET (L.-A.),
1989 — Pricing Schemes and Cournotian Monopolistic Competition,
CORE D.P. 8919.

DAVIDSON (R.), DORFNER (V.), GÉRARD-VARET (L.-A.), LAUSSEL (D.),
1990 — Formation des prix et concurrence imparfaite sur les marchés agricoles et de l'agro-industrie en Europe, GREQE, Document de travail 90B06.

GIDE (P.), LOYRETTE (J.), NOUEL (Y.), 1987 — *Dictionnaire du Marché Commun*, Paris, Juridictionnaires Joly.

LAUSSEL (D.), 1991 — Strategic Commercial Policy Revisited: a Supply Function Equilibria Perspective, *The American Economic Review*, à paraître.

MEIZELS (M.) ET PACQUET (A.), 1986 — Les prix agricoles et leur évolution différenciée dans chaque pays se justifient-ils économiquement ?, *Economie Rurale*, n° 174, pp. 46-51.

Office des publications officielles des Communautés européennes, 1989 — *Une politique agricole commune pour les années 90*, Documentation européenne.