



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.*

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.

La transmission
des prix garantis:
propositions de modélisation

Michael P. BURTON
Anthony J. BALLANCE

Certaines politiques agricoles, c'est un fait reconnu, n'ont pas toujours les effets attendus sur les revenus des agriculteurs. Ainsi, si l'on considère le cas d'une subvention à la production, les gains sont généralement répartis entre les producteurs et les consommateurs tandis que, dans le cas d'une subvention aux facteurs, une partie des gains est évidemment absorbée par ceux qui les fournissent (Hill et Ray, 1987; Colman et Young, 1989). D'autres types de politiques, telles que les prix garantis ou les *deficiency payments*, sont par contre généralement réputés avoir un effet direct sur les revenus des agriculteurs, ces derniers recevant la totalité du soutien. Colman (1985) a cependant montré que ce type de politique peut également conduire à des effets de transmission imparfaite dont toute modélisation du secteur productif agricole doit tenir compte (Meilke et Gorter, 1988).

Nous comparerons ici trois types de modélisation permettant d'évaluer les effets de ce type de politique sur les prix à la production et sur les revenus des producteurs agricoles. Cette méthode sera ensuite appliquée aux cas des régimes céréalier et bovin tels qu'ils sont prévus par la politique agricole commune, à partir d'un système de type prix de seuil-prix d'intervention.

Ces modélisations seront successivement passées en revue, chacune étant plus particulièrement adaptée à certaines structures de marché.

LES APPROCHES TRADITIONNELLES

Une première approche (approche n° 1) de la transmission des prix institutionnels est proposée par Colman (1985), elle repose sur la recherche d'une relation empirique entre les prix à la production et les prix garantis. Ces derniers sont mesurés par une moyenne pondérée des prix de seuil et des prix d'intervention, la part de la production stockée chaque mois sur l'exploitation constituant le coefficient de pondération. Une telle méthode suppose en fait que les prix d'intervention se repercutent totalement sur les prix de seuil durant les douze mois de l'année de la récolte: au fur et à mesure que les producteurs écoulent leurs stocks, le prix de seuil devient le prix directeur du marché.

D'un point de vue statistique une telle méthode peut poser certains problèmes. En effet, pour obtenir un coefficient de transmission unitaire, il est nécessaire que, d'une part, les variations annuelles des prix de marché suivent les variations des prix de soutien, et que, d'autre part, les prix à la production s'élèvent durant l'année jusqu'au niveau du prix de seuil. Or ces deux hypothèses ne sont pas systématiquement vérifiées: les variations des prix de soutien conduisent rarement à des variations équivalentes des prix au producteur.

Une seconde procédure d'analyse de la transmission des prix garantis (approche n° 2) accorde davantage d'importance au fonctionnement des mécanismes de marché, mais elle suppose également la mise en relation directe des deux types de prix.

Si l'on se réfère par exemple au prix des céréales, il est nécessaire de distinguer ses deux composantes: le niveau général des prix de l'année considérée et la structure des niveaux de prix saisonniers tout au long de l'année. En regroupant ces deux composantes essentielles en une seule, l'approche n° 1 peut aboutir à une mauvaise spécification du modèle économétrique. Une solution naturelle consiste par conséquent à séparer les facteurs qui affectent chacune de ces composantes.

On peut étudier les décisions des producteurs de mettre sur le marché de quantités plus ou moins grandes de céréales à l'aide d'un modèle d'allocation intertemporelle, d'un montant fixé de ressources avec un coût d'extraction nul. L'horizon de la planification correspond alors à la fin de la campagne. La théorie économique suggère dans ce cas que le prix des céréales doit croître tout au long de l'année avec un taux de croissance égal au taux d'intérêt (Fisher, 1981) dans un cadre de concurrence pure et parfaite et pour un marché domestique autarcique. Cela signifie que si les prix des céréales augmentent à un taux plus rapide que celle du taux d'intérêt, il est possible pour les agriculteurs de maximiser la valeur actuelle nette de leur récolte en stockant la totalité de celle-ci pour ne la vendre qu'en fin de période. Inversement, en cas d'évolution des prix plus lente que celle du taux d'intérêt, les producteurs vendront immédiatement la totalité de la récolte. Dans ces deux cas, les réactions des producteurs ramènent le taux de croissance des prix à son niveau normal. Si ceux-ci sont indifférents à la période où leur production est vendue, les quantités écoulées sur le marché sont déterminées par la demande des consommateurs.

Le taux d'intérêt correspond alors au coût d'opportunité de la détention de stocks c'est-à-dire à la somme du taux d'intérêt, des coûts de stockage et de l'éventuelle dépréciation des céréales au cours de la phase de stockage.

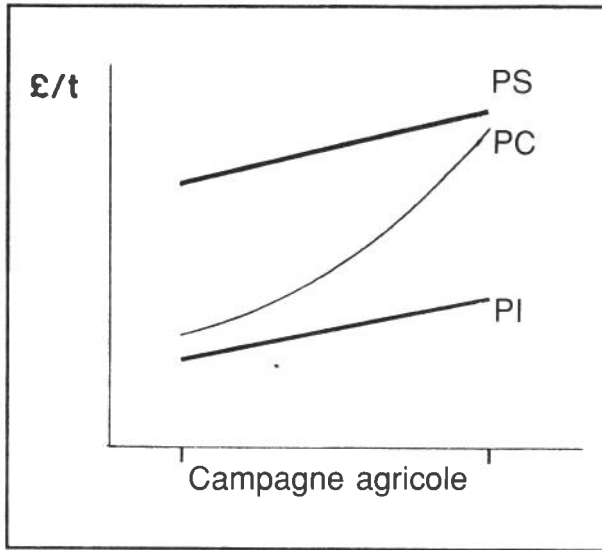
Cette analyse ignore en fait les mécanismes de seuil et d'intervention mais ceux-ci peuvent être aisément pris en compte. Le mécanisme du seuil doit pour cela être assimilé au coût marginal d'une technologie de type *backstop*: la demande du bien considéré s'annule au prix de seuil et les consommateurs se tournent vers une source de production alternative telle que les importations.

Il est alors possible d'imaginer cinq scénarios-types.

Le premier scénario est illustré par la figure 1 qui représente l'évolution du prix de marché au comptant (PC), du prix d'intervention (PI) et du prix de seuil (PS) durant la campagne agricole. Ces deux derniers prix sont ici supposés s'accroître à un taux inférieur au taux d'intérêt (r). Le

prix mondial n'est pas pris en compte ici car dans un premier temps nous le supposons inférieur au prix de seuil.

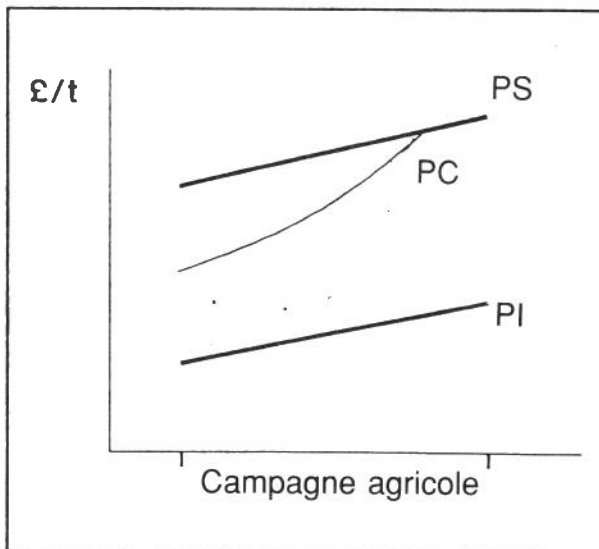
Figure 1.
Augmentation libre
du prix
(scénario n° 1)



Dans un tel scénario, si l'offre et la demande s'équilibrent, il est possible que le prix de marché s'accroisse et que la production soit entièrement vendue sans avoir recours aux importations ou aux mécanismes d'intervention. Si par contre l'offre s'avère insuffisante, on assiste ici à une augmentation des prix qui réduit la demande et qui aboutit à un écoulement des stocks en fin d'année.

Le second scénario correspond au cas où l'offre est si faible que les prix deviennent égaux au prix de seuil.

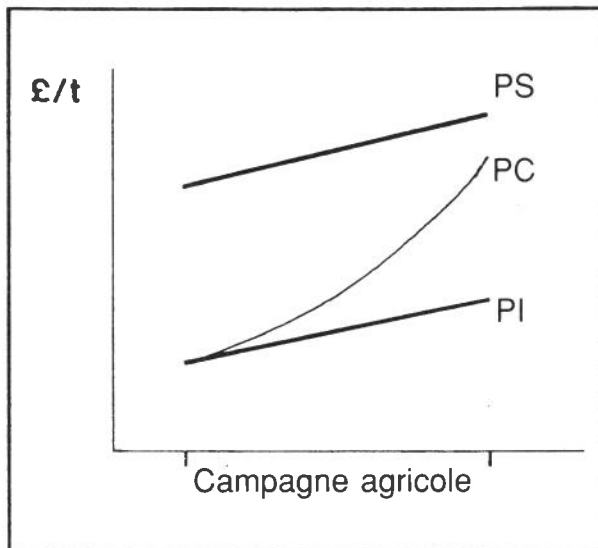
Figure 2.
Offre réduite et
augmentation du
prix jusqu'au niveau
du prix de seuil
(scénario n° 2)



Dans ce cas, les subventions à l'importation et les taxes à l'exportation empêchent les prix d'augmenter davantage. La dernière tonne de céréales produites dans le pays est alors vendue au moment où le prix de marché rejoint le prix de seuil, les producteurs n'ayant plus aucun intérêt à stocker les céréales si le prix ne s'accroît pas aussi vite que le coût d'opportunité. Dans un tel scénario, le prix de marché et la période de vente des céréales sont clairement déterminés et, durant le reste de l'année, la demande intérieure est satisfaite par les importations. Notons ici que si le pays considéré est un importateur net de céréales, le prix intérieur ne sera pas systématiquement égal au prix de seuil comme le suggérerait une analyse agrégée portant sur l'année entière.

Dans le troisième scénario, l'offre de céréales est si importante qu'elle exige le déclenchement des achats d'intervention.

Figure 3.
Excès d'offre et déclenchement de l'intervention dans la première période (scénario n° 3)



En l'absence de tout mécanisme d'intervention, les prix de marché vont se réduire jusqu'à éventuellement atteindre des niveaux inférieurs au prix d'intervention.

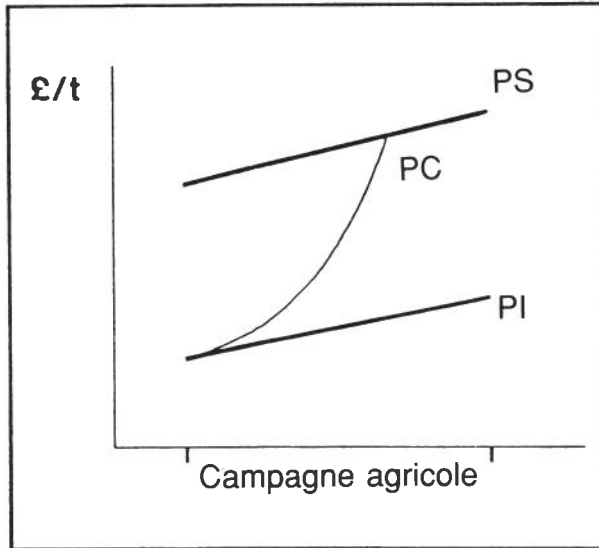
Les achats à l'intervention vont donc ici se poursuivre jusqu'à ramener l'offre nette à un niveau compatible avec la demande. Dans ce scénario, le prix de départ et la période de vente sont prédéterminés et la seule variable de décision est le montant des ventes à l'intervention.

Le prix de marché pourrait même éventuellement s'élever jusqu'au prix de seuil, ce qui provoquerait un afflux d'importations plus tard dans l'année.

Le déroulement du scénario précédent dépend largement du comportement des autorités qui acceptent d'acheter les céréales à l'intervention

et de ne plus les écouler sur le marché intérieur. Nous pouvons donc envisager une variante de ce scénario où les autorités remettent sur le marché les quantités achetées à l'intervention lorsque les prix s'élèvent au-dessus du prix d'intervention.

Figure 4.
Excès d'offre
des ventes à
l'intervention en
début de période
et recours aux
importations
(scénario n° 4)

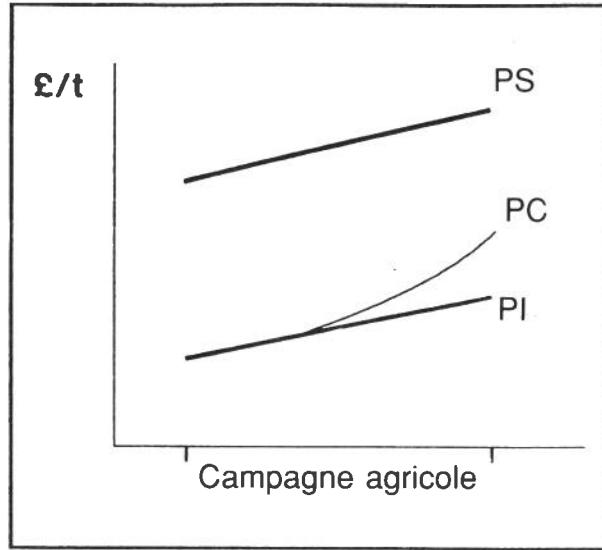


Dans ce cas, les agriculteurs s'attendent à ce que les prix futurs ne s'accroissent pas à un taux égal au taux d'intérêt car, dès qu'ils atteindront ce niveau, les autorités mettront les stocks d'intervention sur le marché et feront chuter les cours. La stratégie optimale pour un producteur consiste alors à vendre la totalité de sa récolte à l'intervention dès la première période, et laisser ensuite les prix évoluer en fonction du comportement des autorités. Si celles-ci ne désirent plus détenir de stocks en fin de période, elles écouleront les quantités juste nécessaires pour maintenir le prix de marché au niveau du prix d'intervention, puis laisseront le prix de marché s'élever en fin de période, une fois tous leurs stocks écoulés.

Jusqu'ici, on a supposé que le prix mondial était inférieur au prix de seuil, ce qui nous a autorisés à raisonner comme si le marché domestique était isolé. Or, dès que le prix mondial devient supérieur au prix de seuil, d'autres situations peuvent se produire.

Dans le second scénario précédemment examiné, le prix de marché va maintenant s'élever immédiatement jusqu'au niveau du prix de seuil car il est désormais avantageux d'exporter les céréales domestiques. Le prix de marché intérieur restera alors au niveau du prix de seuil, du fait des taxes à l'exportation et des subventions à l'importation. La demande domestique sera donc déterminée par ce prix et toute situation d'excès (d'insuffisance) de la demande par rapport à l'offre domestique sera équilibrée par le recours aux importations (exportations).

Figure 5.
Excès d'offre avec
liquidation des
quantités stockées à
l'intervention
(scénario n° 5)



Toutes ces représentations du fonctionnement du marché dépendent bien sûr d'un certain nombre d'hypothèses restrictives telles que la prévision parfaite de l'étalement de la demande sur l'année, l'absence d'effets "début ou fin de période", ou bien encore la compatibilité entre la qualité des céréales et les exigences de l'intervention. Il apparaît donc clairement que la façon dont les prix de marché sont affectés par les prix garantis n'est pas aussi simple et transparente que le laissent croire certaines modélisations simples.

Ainsi, dans le premier des scénarios précédents, les prix garantis n'ont aucun effet sur les prix de marché. Ils peuvent donc être modifiés – dans certaines limites – sans que cela provoque une variation de ces derniers.

Dans le second scénario par contre, seul le prix de seuil affecte le niveau du prix de marché, et toute variation de l'un entraînera une modification de l'autre tout au long de l'année et non pas uniquement à la fin.

De façon similaire, le troisième scénario montre que seul le prix d'intervention a une importance. Même si celui-ci s'élève jusqu'à atteindre le prix de seuil avant la fin de l'année, les variations de ce dernier ne modifieront pas la trajectoire du prix de marché, mais affecteront les quantités vendues à l'intervention en début de période.

Dans le quatrième scénario, les prix de marché sont déterminés à la fois par le prix d'intervention et par le comportement des autorités en matière de revente des stocks d'intervention.

Enfin, dans le dernier scénario, le prix de marché s'alignera tout au long de l'année sur le prix de seuil si les autorités parviennent à contrô-

ler avec suffisamment de précision les autres instruments de gestion des marchés.

Du point de vue de la modélisation, ces quelques remarques montrent qu'il est délicat de retenir une spécification des liaisons prix garantis-prix de marché qui soit applicable à l'ensemble des situations envisageables. Il semble, par exemple, que les marchés anglais de l'orge ont successivement connu des évolutions comparables au cinquième scénario (entre 1975 et 1976), puis à une variante du scénario numéro trois (à partir de 1977).

L'existence de mécanismes tendant à faire croître les prix de marché, quels que soient les ajustements saisonniers du prix d'intervention, nous incite à penser qu'il peut s'avérer faux d'expliquer l'évolution des prix de marché par celle du prix d'intervention. Il est même probable que la causalité soit renversée puisque les ajustements saisonniers ont été introduits afin de gérer convenablement les marchés dans une situation où les prix ont une tendance naturelle à la hausse.

Nous présentons ici une formulation économétrique assez simple de l'évolution des marchés du blé et de l'orge fourragers pour la période 1977-1986. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 1.

Tableau 1. Application de l'approche n° 2 au marché anglais des céréales

Equation relative au prix au comptant du blé fourrager

(données mensuelles: juin 1977-juin 1986)

$$\text{PMB} = 1,02*(1 - \text{dum8})*\text{PMB}_{-1} + 0,99*\text{dum8}*\text{PIB} - 0,02*\text{dum7}*\text{PMB}_{-1} - 0,02*\text{dum6}*\text{PMB}_{-1} + 1245,08*\text{dum8}*(\text{DBAL}/\text{PRODB}) - 21,42*\text{dum8}$$

$$R^2 = 0,97 \quad \text{SEE} = 2,64 \quad F(5,103) = 716,62 \quad \text{DW}(1) = 1,16 \quad \text{DW}(12) = 1,96 \quad \text{SSQ} = 721,91$$

Equation relative au prix au comptant de l'orge fourragère

(données mensuelles: juin 1977-juin 1986)

$$\text{PMO} = -0,03*\text{dum6}*\text{PMO}_{-1} + 37,68*\text{dum7} + 0,51*\text{dum7}*\text{PIO} + 1,02*(1 - \text{dum7} - \text{dum8})*\text{PMO}_{-1} + 0,85*\text{dum8}*\text{PIO} + 43,41*\text{dum7}*(\text{DOAL}/\text{PRODO}) + \text{dum8}*(\text{DOAL}_{-1}/\text{PRODO})$$

$$R^2 = 0,98 \quad \text{SEE} = 2,18 \quad F(6,103) = 855,99 \quad \text{DW}(1) = 1,52 \quad \text{DW}(12) = 1,84 \quad \text{SSQ} = 493,82$$

Définition des variables citées

PMB (PMO): prix au comptant du blé (de l'orge) en livres par tonne

PIB (PIO): prix à l'intervention du blé (de l'orge) en livres par tonne

DBAL (DOAL): demande cumulée de août à juillet de blé (d'orge) par les fabricants d'aliments pour animaux (en milliers de tonnes)

PRODB (PRODO): production annuelle de blé (d'orge) en milliers de tonnes

dumx: variable indicatrice de saisonnalité (dumx prend les valeurs 1 pour le x^e mois et 0 pour les autres mois)

Le prix d'intervention est utilisé ici comme variable explicative de l'évolution du prix de marché pour la première période de l'année de récolte uniquement. Il est ensuite remplacé par la valeur décalée du prix de marché, afin de prendre en compte la hausse saisonnière du prix. Notons immédiatement que même si la valeur estimée du coefficient associé à cette variable décalée est supérieure à l'unité, cela ne doit pas être considéré comme une indication de l'instabilité de la dynamique des prix car l'équation est en fait reformulée le premier mois de chaque année.

Ce type d'équation ne permet pas en l'état de saisir la tendance au ralentissement de la hausse du prix en fin d'année. Nous lui avons donc ajouté des variables indicatrices sur la valeur décalée du prix de marché afin de reproduire cet effet.

La possibilité que la situation du marché – excès important de demande ou d'offre – influence le prix de départ est ensuite prise en compte à l'aide d'une variable *proxy* égale au rapport des utilisations totales de céréales pour l'alimentation des animaux durant l'année précédente sur la production totale de l'année en cours. Cet effet doit en fait s'avérer significatif s'il existe des limites aux quantités qu'il est possible de remettre à l'intervention.

La campagne débute en août pour le blé, mais un peu plus tôt pour l'orge. Cela apparaît nettement dans les données puisque les effets saisonniers se produisent à la fois en juillet et en août. Pour ces deux mois, le prix de marché est donc directement déterminé par le prix d'intervention et la variable indicatrice des situations de tensions sur le marché.

Notons enfin que pour chacune des équations les variables indicatrices et le terme constant n'ont été retenus que lorsqu'ils étaient statistiquement significatifs.

Il apparaît immédiatement que même si ces équations parviennent à reproduire l'évolution générale des prix, elles en négligent certaines particularités. Cela est essentiellement dû au fait qu'elles ne tiennent pas compte de certaines variables – telles que le comportement de l'organisme d'intervention – qui peuvent théoriquement influencer les prix de marché, ni de certaines caractéristiques du marché (par exemple, la qualité des produits acceptés à l'intervention).

Cette approche ne constitue donc qu'une amélioration marginale par rapport à l'approche n° 1 puisque, même si le modèle empirique utilisé incorpore certaines variables additionnelles tirées de l'analyse théorique du fonctionnement des marchés, il néglige à la fois les paramètres représentatifs du comportement des agents économiques (les producteurs et l'organisme d'intervention) et la façon dont l'interaction de ces comportements détermine l'évolution observée des marchés.

UNE APPROCHE PLUS GÉNÉRALE DE LA TRANSMISSION DES PRIX GARANTIS

Lorsqu'un producteur vend des céréales, sa transaction s'effectue par l'intermédiaire et au prix du marché. Une modification des politiques de soutien n'affectera pas directement ce prix de marché. Elle ne parviendra à ce résultat que si elle est capable de modifier la situation physique du marché ou les anticipations des agents relatives à la situation de ce marché.

Ces deux remarques nous incitent à modéliser la formation du prix des céréales à partir d'une représentation standard du marché à laquelle on ajoute l'influence de l'organisme d'intervention dont la fonction de demande possède certaines propriétés particulières telles qu'une élasticité prix infinie pour les céréales de qualité convenable. Les modifications des politiques de soutien ne vont alors affecter les prix à la production que dans le cas où il y a une modification des quantités achetées à l'intervention (ou une modification des anticipations relatives aux quantités échangées). Le fait que les fonctions de comportement des agents ne se modifient pas, mais qu'elles interagissent de façon différente avec la nature du soutien constitue l'un des avantages de ce type de modélisation (Le Roux, 1989, applique ce type de formalisation au cas du marché français des céréales). Seule une telle modélisation, faisant intervenir les comportements de chacun des agents agissant sur le marché, permet une détermination correcte des effets des politiques de soutien sur les prix de marché des produits considérés.

Nous fournissons ici un exemple d'application de cette stratégie de modélisation au cas du marché anglais de la viande bovine⁽¹⁾.

L'objectif du modèle retenu est de mesurer l'impact du système d'intervention sur le prix de marché du boeuf. Pour cela, nous estimons une fonction de demande inversée sur données trimestrielles pour la période juillet 1982 – décembre 1988. Le prix de marché est donc directement relié aux quantités échangées qui sont supposées exogènes. Cette hypothèse d'exogénéité est supprimée dans le cas de la viande bovine de première qualité, pour laquelle les ventes à l'intervention paraissent répondre aux prix de marché courants, et où il est donc nécessaire de modéliser les quantités relatives à ce marché à partir d'une méthode de type variables instrumentales. La forme des fonctions utilisées est dérivée d'une fonction d'utilité directe de type translog (Christensen *et al.*, 1975). Cette procédure est similaire à celle déjà mise en œuvre pour modéliser la demande de produits agro-alimentaires par Christensen and Manser (1977) ou bien par Burton (1989).

⁽¹⁾ Seuls les principaux résultats économétriques obtenus sont ici présentés, les détails de l'analyse se trouvent dans Ballance, 1989 et 1990.

D'un point de vue pratique, nous supposons que l'offre ne peut pas répondre instantanément aux variations des prix, ce qui nous évite les traditionnels problèmes liés à l'estimation d'un système d'offre et de demande simultanées.

Le modèle est spécifié pour cinq produits : la viande bovine de première qualité, les autres catégories de viande bovine, la viande de mouton et d'agneau, le jambon et le bacon et enfin la viande de porc. Seul le marché du bœuf a dû être décomposé de la sorte car le système d'intervention n'était applicable qu'au bœuf de première catégorie durant la période d'estimation.

Le poulet et le poisson n'étant pas pris en compte dans l'analyse, nous avons recours à une hypothèse de séparabilité dans la fonction d'utilité entre la viande rouge et la viande blanche. Cette hypothèse peut *a priori* paraître exagérée, mais elle est nécessaire ici du fait de l'absence de données pertinentes pour ces produits et pour la période retenue.

L'analyse est effectuée au niveau de l'exploitation à partir des données de prix et de volumes fournies par la Commission. Enfin du fait de la présence de certains effets saisonniers dans les données, nous avons parfois introduit des variables indicatrices dans les équations.

La matrice d'élasticités estimées à partir de ce modèle est présentée dans le tableau ci-dessous.

Tableau 2.
Matrice d'élasticités
estimées à partir
du modèle de
demande translog

Prix	Quantités				
	Agneau	Bœuf 1 ^e cat.	Bœuf aut. cat.	Bacon/jambon	Porc
Agneau	- 0,449	- 0,025	- 0,065	0,057	0,085
Bœuf 1 ^e cat.	- 0,083	- 0,409	- 0,349	0,017	0,045
Bœuf aut. cat.	- 0,080	- 0,306	- 0,466	0,087	0,175
Bacon/jambon	- 0,138	- 0,280	- 0,214	- 0,565	- 0,843
Porc	- 0,137	- 0,223	- 0,148	- 0,463	- 0,936

Ces élasticités représentent les variations en pourcentage des prix à la production consécutives à des variations de 1 % des quantités échangées sur le marché.

Le détail des équations économétriques montre que la flexibilité ne varie en fait que très peu avec les saisons. Nous ne reportons donc ici que les élasticités obtenues à partir des paramètres relatifs au premier trimestre.

Toutes les élasticités directes et la plupart des élasticités croisées sont négatives, ce qui est conforme à l'intuition théorique. Les seules élasticités ayant des signes positifs et donc non compatibles avec la théorie économique sont en fait très faibles en valeur absolue et peuvent être négli-

gées. De plus, le modèle satisfait les critères d'un système de demande économiquement correct (du point de vue de la symétrie, de l'homogénéité et de la convexité des fonctions de demande).

Afin d'identifier l'impact du système d'intervention, nous avons dû ensuite établir un lien entre le prix d'intervention et les ventes de bœuf de première catégorie à l'intervention. Pour cela, nous avons retenu une spécification économétrique dans laquelle les ventes à l'intervention sont expliquées par le rapport entre le prix de marché et le prix d'intervention, le montant des ventes précédentes à l'intervention et un certain nombre de variables indicatrices permettant de prendre en compte les variations des achats à l'intervention. Une méthode de type variables instrumentales doit également être utilisée ici afin de tenir compte de la simultanéité entre les ventes à l'intervention et le prix de marché.

Les résultats obtenus figurent dans le tableau 3.

Tableau 3. Equation relative aux achats d'intervention de bœuf de première catégorie (données mensuelles: juillet 1982- décembre 1988)

$$\text{Log(ACHINT)} = 2,77 + 0,54*\text{INT1} - 0,35*\text{INT2} + 0,76*\text{INT3} + 0,53*\text{Log(ACHINT}_{-1}) - 6,01*\text{Log(PB/PIBO}_{-1})$$

$R^2 = 0,71 \quad \text{SEE} = 0,56 \quad F(5,72) = 35,96 \quad \text{DW}(1) = 1,85 \quad \text{SSQ} = 77,95$

Définition des variables citées

ACHINT: achats de bœuf à l'intervention en tonnes

INT1: variable indicatrice égale à 1 pour les périodes où l'organisme d'intervention n'accepte que les pièces avant et 0 pour les autres périodes.

INT2: variable indicatrice égale à 1 pour les périodes où l'organisme d'intervention n'accepte que les pièces arrières et 0 pour les autres périodes.

INT3: variable indicatrice égale à 1 pour les périodes où l'organisme d'intervention accepte les carcasses complètes et 0 pour les autres périodes.

PB: prix de la viande bovine de première catégorie

PIBO: prix d'intervention du bœuf

Une réponse au prix d'intervention positive et significative apparaît avec une élasticité de court terme de l'ordre de 7,2 et une élasticité de long terme proche de 14,2. Même si ces résultats semblent *a priori* élevés, ils sont compatibles avec l'hypothèse d'une élasticité infinie de la demande d'intervention pour une qualité correcte des produits.

Tout au long de la période d'estimation, les prix de marché sont inférieurs au prix d'intervention et des achats d'intervention ont lieu chaque année. Cependant, plusieurs variables indicatrices ont dû être in-

troduites dans l'équation afin de représenter les effets des exigences de l'organisme d'intervention, en matière de qualité et de type de viande. Plus précisément, nous avons retenu trois variables indicatrices afin de repérer les périodes où l'organisme d'intervention n'acceptait que les morceaux "avant", que les morceaux "arrière" ou bien la carcasse complète.

Cette équation permet de clarifier les effets de transmission entre prix d'intervention et de marché. Les augmentations du prix d'intervention conduisent successivement : à un accroissement des ventes à l'intervention, une réduction des quantités offertes sur le marché et une hausse des prix de marché.

Le tableau 4 présente les coefficients de transmission de court terme et de long terme associés à une variation de 1 % du prix d'intervention.

Tableau 4.
Coefficients de transmission des prix d'intervention sur le marché du bœuf^(a)

	<i>Court terme</i>	<i>Long terme</i>
<i>Prix à la production</i>		
Agneau/mouton	0,011	0,019
Bœuf 1 ^e cat.	0,172	0,308
Bœuf aut. cat.	0,129	0,230
Bacon/jambon	0,118	0,211
Porc	0,094	0,168

(a) Variation en pourcentage du prix à la production, suite à une variation de 1 % du prix d'intervention du bœuf

La taille de ces effets apparaît "raisonnable" et les valeurs obtenues sont certainement proches de celles qu'auraient fournies les approches standard des effets de transmission des prix garantis. Cependant, la stratégie de modélisation que nous avons proposée permet de prendre en compte de façon explicite les effets d'interaction des marchés des différentes viandes et de là, les effets de transmission des prix d'intervention sur les différents marchés. De plus, cette approche est capable d'intégrer les conséquences d'une modification des politiques de soutien. Il suffit en effet pour cela d'identifier les effets de ces modifications sur les achats d'intervention, puis de calculer l'impact de ces achats sur les prix de marchés à partir des coefficients du tableau 4.

CONCLUSION

L'objectif de ce travail était d'examiner les avantages et les inconvénients des différentes méthodes généralement utilisées pour mesurer les

effets de transmission entre les prix de soutien et les prix de marché. Il est apparu que la prise en compte des caractéristiques des marchés considérés est un préalable nécessaire à l'identification de ces effets de transmission.

Selon nous, la seule approche convenable consiste à supposer que les politiques de soutien n'ont un effet sur les prix de marché ou sur les prix à la production qu'à la seule condition qu'elles soient capables de modifier les quantités (actuelles ou futures) échangées sur le marché. Cette méthode permet d'identifier les paramètres fondamentaux de ces mécanismes de transmission de façon indépendante des politiques en vigueur.

Bien entendu, une telle procédure est plus lourde à mettre en œuvre que d'autres qui peuvent apparaître techniquement plus simples. Mais les résultats qu'elle fournit aboutissent à des simulations nettement plus rigoureuses des effets de transmission des modifications des prix garantis.

BIBLIOGRAPHIE

- BALLANCE (A.J.), 1990 — The determination of market prices under the EEC support system, PhD thesis, University of Manchester.
- BALLANCE (A.J.), 1989 — The determination and forecasting of meat prices in the UK, Working paper, WP89/07 Department of Agricultural Economics, Manchester.
- BURTON (M.P.), 1989 — The demand for food in the UK, 1974-84, Working paper, WP89/01, Department of Agricultural Economics, Manchester.
- CHRISTENSEN (L.R.), JORGENSON (D.W.) ET LAU (L.J.), 1975 — Transcendental logarithmic utility functions, *The American Economic Review*, vol. 65, n° 2, pp. 367-383.
- CHRISTENSEN (L.R.), MANSER (M.E.), 1977 - Estimating US consumer preferences for meat with a flexible utility function, *Journal of Econometrics*, 5, pp. 37-53.
- COLMAN (D.R.), 1985 — Imperfect transmission of policy prices, *European Review of Agricultural Economics*, vol. 12, n° 3, pp. 171-186.
- COLMAN (D.R.) AND YOUNG (T.), 1989 — *Principles of agricultural economics*, Cambridge University Press.

- FISHER (A.), 1981 — *Resource and environmental economics*, Cambridge University Press.
- HILL (B.), RAY (D.), 1987 — *Economics for agriculture*, Londres, MacMillan.
- LE ROUX (Y.), 1989 — Threshold price, expected price and aggregation of micro-markets: a note on methodological aspect and application prospects for estimating an econometric model of the French cereal market, in: BAUER (E.S.), HENRICHSMEYER (W.), *Agricultural sector modelling*, Kiel, Wissenschaftsverlag Vauk.
- MEILKE (K.D.), 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.