

L'OFFRE AGRICOLE BRÉSILIENNE ENTRE 1966 ET 1981: UNE APPLICATION DU MODÈLE DE NERLOVE¹

BERTRAND DARDENNE²

RÉSUMÉ: Le présent article vise à appliquer le modèle de Nerlove pour estimer les élasticités-prix des principales productions agricoles brésiliennes, de 1966 à 1981. Ce modèle, intégrant les anticipations des producteurs aux variations des prix, nécessite un traitement économétrique adéquat, du fait de l'existence d'une variable retardée et de perturbations autocorrélées. La première partie de l'article consiste donc à définir une méthode de calcul correct et suffisamment simple pour pouvoir être utilisable à l'aide d'un micro-ordinateur. Dans un deuxième temps, le modèle est appliqué aux données brésiliennes. On vérifie une claire hiérarchisation des élasticités-prix obtenues en fonction du degré de capitalisation des cultures. Cependant, un certain nombre de phénomènes exogènes ne sont pas pris en compte, et limitent la pertinence des résultats économétriques. C'est pourquoi, dans un troisième chapitre, les difficultés observées de spécification du modèle pour certaines cultures sont interprétées dans le contexte de la production et de la politique agricole brésilienne.

Termes d'indexation: offre agricole, Nerlove, méthodes économétriques, Brésil.

A OFERTA AGRÍCOLA BRASILEIRA ENTRE 1966 e 1981: UMA APLICAÇÃO DO MODELO DE NERLOVE

RESUMO - O presente artigo pretende aplicar o modelo de Nerlove para estimar as elasticidades-preço das principais culturas brasileiras, de 1966 a 1981. O modelo, integrando antecipações dos produtores às variações esperadas dos preços, precisa um tratamento econométrico adequado, devido à existência de uma variável retardada e de perturbações autocorrelatas. A primeira parte do artigo é constituída pela definição de um método de cálculo correto e suficientemente simples para ser operado com um microcomputador. Numa segunda etapa, o modelo é aplicado aos dados brasileiros. Verifica-se uma clara hierarquia das elasticidades-preço obtidas em função do grau de capitalização das culturas. No entanto, certos fenômenos exógenos não foram tomados em conta e limitam a relevância dos resultados econométricos. Por isso, num terceiro capítulo, as dificuldades observadas de especificação do modelo para certas culturas são interpretadas no contexto da produção e da política agrícola brasileira.

Termos para indexação: oferta agrícola, Nerlove, métodos econométricos, Brasil.

BRAZILIAN AGRICULTURAL SUPPLY THROUGH 1966-1981: AN APPLICATION OF THE NERLOVE MODEL

ABSTRACT: The Nerlove Model is applied to the seven most important annual crops of Brazil through the period 1966-1981. An estimation method of the model through the maximization

¹ Recebido em 25 de maio de 1983.

Aceito para publicação em 18 de junho de 1985.

² Pesquisador de Economia Política da Ecole Normale Supérieure, 45 rue d'Ulm - 75230 Paris cedex 05 - Tél.: (1) 329.1225 poste 37 93.

of the likelihood is presented and discussed at the first paragraph. The short run price-elasticities which are obtained in paragraph 2 are relatively satisfactory, with exception of some points which are analyzed in details. The only case of soya-bean seems to be misspecified. During paragraph 3, the results are discussed and integrated in the context of the brazilian agricultural production.

Index terms: agricultural supply, Nerlove, econometric methods, Brazil.

INTRODUCTION

Jusqu'à ce jour, la théorie économique n'a pas été très féconde en modèles de comportement des producteurs agricoles. Publiée en 1958, la contribution de Marc Nerlove reste dans ce domaine le pas le plus décisif qui ait été effectué (Nerlove, 1958).

Son hypothèse de base consiste à considérer que les agriculteurs sont des agents économiques qui cherchent à optimiser leur revenu en ajustant les surfaces consacrées aux différentes spéculations agricoles selon l'estimation anticipée du prix auquel ils pourront vendre leur production à la fin de la saison.

Ce modèle de Nerlove a été utilisé dans une multitude d'études à travers le monde, avec des résultats assez variables (voir à ce sujet Askari & Cummings, 1977). Mais cela ne doit pas signifier pour autant que la théorie qu'il renferme doive être irréfutablement considérée comme valable pour tous les secteurs agricoles existant dans le monde. Dans un récent article (Nerlove, 1979), l'auteur lui-même rappelle qu'il a bâti ce modèle pour étudier les réponses des producteurs nord-américains aux variations de prix des produits agricoles. Il s'intéressait donc à un pays très développé où l'agriculture est une des plus industrialisées du monde. Selon M. Nerlove, les bases de sa théorie sont donc inadéquates pour l'étude des secteurs agricoles des pays en voie de développement, où l'agriculture est intégrée d'une façon tout à fait différente au reste de l'économie, et où on peut a priori imaginer que le comportement des agriculteurs doit être analysé en tenant compte d'autres paramètres. Il en conclut donc que l'application généralisée et systématique de son modèle à des pays fort différents des Etats-Unis des années 50 correspond en fait à l'existence d'une lacune dans la théorie économique moderne.

Sans chercher à entrer plus profondément dans ce débat, on peut s'interroger sur l'adaptation du modèle de Nerlove à une agriculture très dualiste caractéristique d'un pays nouvellement industrialisé comme le Brésil depuis 1964. C'est l'objectif de cet article.

Après avoir défini une méthode économétrique correcte et simple, nous appliquerons donc ce modèle sur les données de surfaces agricoles et de prix payés aux agriculteurs au Brésil au cours de la période 1966-1981. Dans un troisième temps, nous analyserons en détail les résultats obtenus, afin d'en tirer, en guise de conclusion, une réponse à la question posée.

LE PROBLÈME ÉCONOMÉTRIQUE. DÉFINITION D'UNE MÉTHODE

Le modèle général de Nerlove se résume par les trois équations suivantes:

$$S_t^D = a_0 + a_1 P_t^e + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma^2)$$

$$P_t^e = P_{t-1}^e + \beta (P_{t-1} - P_{t-1}^e)$$

$$S_t = S_{t-1} + \gamma (S_t^D - S_{t-1})$$

avec

S_t : surface réellement cultivée pour la saison t ,

S_t^D : surface souhaitée pour t ,

P_t : prix réel du produit agricole à t ,

P_t^e : prix anticipé pour la saison t ,

β : coefficient d'adaptation des anticipations,

γ : coefficient d'ajustement,

u_t : résidu aléatoire.

Le modèle stipule donc que la surface que l'agriculteur désire cultiver est uniquement fonction du prix anticipé auquel il espère pouvoir vendre sa récolte en fin de période. Il détermine ce prix en ajustant l'erreur qu'il avait commise sur l'anticipation du prix de l'année précédente, au moyen d'un "coefficient d'adaptation des anticipations", β .

Nous ne chercherons pas ici à critiquer d'une façon théorique les différentes hypothèses qui sous-tendent ce modèle, et notamment la formule d'anticipation des prix. De nombreuses adaptations ont été tentées, en faisant par exemple intervenir les prix minima garantis en début de saison agricole par le gouvernement, tels qu'ils existent au Brésil comme dans beaucoup de pays. Le lecteur pourra se reporter à ce sujet à Askari & Cummings (1977). Nous nous bornerons d'autre part à étudier une forme simplifiée en prenant $\gamma = 1$, c'est-à-dire en supposant que l'ajustement de la surface réellement cultivée sur la surface désirée s'opère instantanément.

Il convient toutefois de souligner les points suivants:

- La formule d'anticipation des prix contient l'hypothèse assez restrictive de l'invariabilité du coefficient β en cours de période.

- Aucun trend temporel n'a été incorporé au modèle, ce qui va poser certains problèmes à la lecture des résultats (cf. supra).

- Les données sur les surfaces consacrées aux cultures qui sont généralement disponibles sont en fait les statistiques publiées sur les surfaces récoltées. Même en se limitant au cas des cultures annuelles, leur emploi nécessite l'élimination du problème des surfaces qui avaient été semées et qui n'ont pas été récoltées pour des raisons diverses. Pour les cultures annuelles brésiliennes et pendant la période considérée, ce phénomène ne devrait pas intervenir sensiblement dans les résultats.

En éliminant la variable inconnue P_t^e au moyen d'une transformation de Koyck, on obtient:

$$\begin{cases} S_t = (1 - \lambda) S_{t-1} + a_1 \beta P_{t-1} + a_0 \beta + w_t \\ w_t = u_t - \lambda u_{t-1} \quad \text{avec} \quad \lambda = 1 - \beta \end{cases}$$

Il s'agit donc de pouvoir effectuer cette régression en tenant compte de la forme particulière de la matrice variance-covariance des w_t .

On pourrait imaginer d'appliquer la méthode des moindres carrés généralisés à deux étapes, mais G.S. Maddala (1971) a montré que dans ce cas, des estimateurs obtenus par cette méthode à partir d'une estimation consistante de la matrice inconnue sont encore consistants, mais ne possèdent pas la même distribution limite que s'ils étaient basés sur la vraie valeur de la matrice des variances-covariances. Ameniya & Fuller (1967) ont prouvé de même l'inapplicabilité de la Procédure d'Aitken. Les procédures dérivées des moindres carrés ne sont donc pas correctes, ce qui ne les a pas empêché d'être utilisées à maintes reprises (voir par exemple Parikh, 1971). Le problème est qu'on ne sait pas déterminer a priori l'importance ni même le sens des biais produits par une variable retardée en conjonction avec des perturbations autocorrélées³.

Koyck (1954) propose une méthode sans biais mais dépendante d'une valeur donnée pour ξ ($u_t = \xi u_{t-1} + e_t$) sans donner de méthode pour estimer ξ . Pour $\xi = 0$ (indépendance des u_t), Klein (1958) a montré que l'estimateur de Koyck était alors un estimateur du maximum de vraisemblance.

Toutes ces méthodes produisent de toutes façons des estimateurs biaisés dans le cas d'échantillons de faible longueur qui nous intéresse ici.

La méthode que nous proposons maintenant consiste à s'attaquer directement à la maximisation de la fonction de vraisemblance.

³ J. Johnston (1963) cite un exemple où le biais est assez important (p. 215-217). E. Malinvaud considère cependant que les moindres carrés restent souvent la meilleure méthode du fait de leur simplicité (1966, p. 491).

Soit donc le système:

$$\begin{cases} Y_t = \lambda Y_{t-1} + a P_{t-1} + b \\ W = (1 - \lambda L) U, \end{cases}$$

soit, en présentation matricielle, $Y = XB + W$ avec $X = (Y_{-1}, P_{-1}, 1)$,

soit $W = C^{-1} U$,

si $E(UU') = \sigma^2 I$ alors $\Sigma = E(WW') = \sigma^2 (C' C)^{-1}$

$$C^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & & & \\ -\lambda & 1 & & 0 \\ & -\lambda & & \\ & & & \\ 0 & & & -\lambda & 1 \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} 1 & & & & \\ \lambda & 1 & & & 0 \\ \lambda^2 & \lambda & & & \\ \vdots & \vdots & & & \\ \lambda^{T-1} & \dots & \lambda & 1 \end{bmatrix}$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1 & & & & 0 \\ -\lambda & 1+\lambda^2 & & & \\ & -\lambda & & & -\lambda \\ & & & & -\lambda \\ 0 & & & -\lambda & 1+\lambda^2 \end{bmatrix} \sigma^2 \quad \Sigma^{-1} = \frac{1}{\sigma^2} C' C$$

Le logarithme de la vraisemblance est donné par:

$$L(\lambda, a, b, \sigma^2) = \frac{1}{2} \text{Log} (\text{Det } \Sigma^{-1}) - \frac{1}{2} (y - XB)' \Sigma^{-1} (y - XB)$$

On démontre aisément par récurrence que, quel que soit T:

$$\text{Det } \Sigma = \sigma^{2T}$$

D'autre part:

$$\begin{aligned} (y - XB)' \Sigma^{-1} (y - XB) &= \frac{1}{\sigma^2} [C (y - XB)]' [C (y - XB)] \\ &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^T \left[\sum_{t=1}^i (y_t - x_t B) \lambda^{i-t} \right]^2 \end{aligned}$$

$$\text{D'où} \quad L(\lambda, a, b, \sigma^2) = \frac{1}{2} \text{Log} \frac{1}{\sigma^{2T}} - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^T \left[\sum_{t=1}^i (y_t - x_t B) \lambda^{i-t} \right]^2$$

Par souci de simplicité, posons le changement de variable $s = \frac{1}{\sigma^2}$. En dérivant la vraisemblance, on obtient ainsi le système:

$$\left\{ \begin{array}{l} 0 = \sum_{i=1}^T \left(\sum_{t=1}^i \lambda^{i-t} (y_t - \lambda y_{t-1} - a p_{t-1} - b) \right) \left(\sum_{t=1}^i p_{t-1} \lambda^{i-t} \right) \\ 0 = \sum_{i=1}^T \left(\sum_{t=1}^i \lambda^{i-t} (y_t - \lambda y_{t-1} - a p_{t-1} - b) \right) \left(\sum_{t=1}^i \lambda^{i-t} \right) \\ \sigma^2 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \left[\sum_{t=1}^i (y_t - \lambda y_{t-1} - a p_{t-1} - b) \lambda^{i-t} \right]^2 \\ 0 = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^T \left[\sum_{t=1}^i (y_t - \lambda y_{t-1} - a p_{t-1} - b) \lambda^{i-t} \right] \\ \left[\sum_{t=1}^{i-1} (i-t) (y_t - \lambda y_{t-1} - a p_{t-1} - b) \lambda^{i-t-1} - y_{t-1} \lambda^{i-t} \right] \end{array} \right.$$

La dernière équation peut s'écrire sous la forme:

$$\frac{d \sigma^2}{d \lambda} = 0$$

Une méthode simple de résolution de ce système consiste à:

- faire courir λ sur l'intervalle qui lui confère un sens économique (c'est-à-dire $[0, 1]$),

- obtenir les estimateurs correspondant pour a et b , en résolvant le sous-système linéaire des deux premières équations en a et b ,

- estimer σ^2 en remplaçant les valeurs obtenues dans la troisième équation,

- observer la valeur de λ qui minimise σ^2 .

Cette méthode peut être appliquée sans aucun problème avec l'aide de n'importe quel micro-ordinateur.

La vraisemblance n'est pas concave, mais ses optimas semblent assez espacés. Dans les différents exemples qui seront présentés plus loin, on n'observe jamais plus d'un seul minimum de σ^2 quand λ balaye la plage $[-1, 2]$.

Pour obtenir les variances des estimateurs $\tilde{\lambda}$, \tilde{a} , \tilde{b} et $\tilde{\sigma}^2$ auxquels nous avons abouti, il faut calculer la matrice d'information $\left(\frac{\delta^2 L}{\delta x \delta y} \right)$.

En effet, si le modèle est bien spécifié, nous savons que l'inverse de $\left(-\frac{\delta^2 L}{\delta x \delta y}\right)$ donne une borne inférieure de la variance de tout estimateur régulier, et que cette borne est atteinte par l'estimateur du maximum de vraisemblance.

Pour ne pas surcharger le texte, nous ne détaillerons pas ici le calcul des dérivées secondes en λ , a , b et s . Remarquons simplement que ce calcul n'est pas très compliqué et que, encore une fois, la construction et l'inversion de la matrice d'information peuvent être effectuées à partir d'un programme simple sur micro-ordinateur.

APPLICATION AUX DONNÉES BRÉSILIENNES - PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

Depuis 1966, la Fondation Getulio Vargas publie chaque année des indices de prix reçus par les agriculteurs pour les différents produits ("Preços Recibidos pelos Agricultores", FGV).

Les surfaces récoltées sont d'autre part présentées annuellement dans les annuaires statistiques de l'I.B.G.E. ("Anuario Estatístico do Brasil", I.B.G.E.).

C'est donc à partir de ces données que nous avons appliqué le modèle précédemment décrit, sous une forme logarithmique:

$$\text{Log } S_t = \lambda \text{ Log } S_{t-1} + a \text{ Log } P_{t-1} + b + w_t$$

La période retenue s'étale de 1966 à 1981, soit 15 points, compte tenu du retard. La variable explicative de prix, p^i , qui fut utilisée correspond au prix π du produit i régressé, divisé par le panier des prix des 10 principaux produits brésiliens (en terme de surface récoltée) pondérés par les surfaces correspondantes pour l'année 1973.

$$P_t^i = \pi_t^i \cdot \frac{\sum_{j \neq i} S_{73}^j}{\sum_{j \neq i} \pi_t^j S_{73}^j}$$

Il est certain que cet indice est simpliste et arbitraire. On pourrait sans doute l'améliorer en choisissant des pondérations qui, sur des critères agronomiques et climatiques, permettraient de mieux prendre les réelles possibilités de substitution entre chaque produit et les cultures avec lesquelles il se trouve en compétition pour l'usage de la terre. Pour sortir du caractère arbitraire des choix, il faudrait pouvoir estimer les coefficients de pondération, ce qui diminuerait dangereusement le

nombre de degrés de liberté du modèle. Une méthode envisageable pourrait toutefois consister à remplacer, dans l'indice utilisé, les surfaces de l'année intermédiaire 1973 par des coefficients inconnus estimés à partir de la résolution du système de régressions simultanées constitué par l'ensemble des produits étudiés.

Les dix produits en questions sont: le coton, le riz, le cacao, le café, la canne à sucre, le haricot, le manioc, le maïs, le soja, le blé.

Parmi ces produits, trois sont pérennes: le café, le cacao et partiellement le coton (la culture brésilienne du coton comprend des variétés herbacées qui sont annuelles et des variétés arborées pérennes). Pour ces trois cultures, l'application du modèle n'a a priori aucun sens, puisque le prix de l'année t-1 ne saurait avoir d'influence logique sur l'aire récoltée en t (sauf partiellement pour le coton). On vérifie d'ailleurs, en appliquant la méthode précédemment décrite, que la vraisemblance ne connaît aucun maximum quand λ décrit $[0, 1.7]$.

Pour utiliser le modèle de Nerlove sur des cultures pérennes, il serait nécessaire de considérer les surfaces plantées, et non récoltées, ou bien d'avoir recours à des retards multiples, ce qui impliquerait de restreindre sensiblement le nombre de degrés de liberté, déjà faible ici du fait de la courte période analysée (sur le cas du café à São Paulo, voir Saylor, 1974).

Pour les sept autres produits considérés, les résultats sont consignés dans le Tableau 1.

TABEAU 1. Estimations par la méthode du maximum de vraisemblance. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Produit	DW	λ	a	b	σ^2
Riz	1,67	1,631 (0,182)	0,451 (0,119)	- 2,266 (0,658)	3,358 10^{-4} (1,226 10^{-4})
Canne	1,79	1,015 (0,043)	- 0,137 (0,036)	- 0,048 (0,139)	1,759 10^{-4} (0,642 10^{-4})
Haricot	2,00	0,960 (0,032)	0,117 (0,048)	0,162 (0,115)	2,720 10^{-4} (0,993 10^{-4})
Manioc	1,59	0,344 (0,225)	0,030 (0,026)	2,168 (0,739)	0,747 10^{-4} (0,273 10^{-4})
Maïs	2,02	0,867 (0,072)	- 0,004 (0,042)	0,542 (0,287)	1,241 10^{-4} (0,453 10^{-4})
Soja	1,04	0,967 (0,011)	0,610 (0,116)	0,222 (0,034)	22,775 10^{-4} (8,313 10^{-4})
Blé	1,68	1,303 (0,147)	0,852 (0,273)	- 0,801 (0,435)	34,610 10^{-4} (12,633 10^{-4})

Source: Données de la recherche.

Les statistiques de Durbin Watson ont été établies sur les perturbations u_t . Elles rejettent toutes le test d'autocorrélation au seuil de 5%, sauf dans le cas du soja.

Les écarts-types des estimateurs du coefficient de retard λ ou de l'élasticité prix à court terme a sont en général assez faibles, ce qui permet de définir des intervalles de confiance non dénués d'intérêt.

Pour l'estimateur de σ^2 , on retrouve systématiquement un écarttype valant $\sqrt{\frac{2}{T}}$ fois σ^2 . Ce résultat est lié à la forme de la matrice d'information.

Avant d'aborder l'analyse économique des résultats obtenus, il est intéressant de comparer les estimateurs du Tableau 1, avec ceux correspondant à la méthode des moindres carrés simples qui sont présentés dans le Tableau 2.

TABEAU 2. Estimations par la méthode des moindres carrés simples. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses.

Produit	DW sur u_t sur w_t	λ	a	b	R ²
Riz	1,17 1,90	1,151 (0,128)	0,251 (0,064)	- 0,517 (0,496)	0,757
Canne	1,09 2,25	1,013 (0,071)	- 0,101 (0,067)	- 0,039 (0,244)	0,947
Haricot	0,90 2,59	0,842 (0,133)	0,174 (0,053)	0,591 (0,497)	0,788
Manioc	1,46 1,90	0,246 (0,115)	0,043 (0,016)	2,490 (0,394)	0,611
Maïs	1,47 2,51	0,760 (0,108)	- 0,010 (0,050)	0,973 (0,453)	0,797
Soja	0,72 1,61	0,942 (0,027)	0,328 (0,158)	0,294 (0,098)	0,989
Blé	1,46 1,95	0,992 (0,100)	0,451 (0,163)	0,144 (0,348)	0,816

Source: Données de la recherche.

On retrouve, grosso modo, les mêmes ordres de grandeurs pour les estimateurs des deux familles. Les statistiques de Durbin Watson sur les u_t prouvent naturellement une autocorrélation négative dans le Tableau 2, ce qui est logique puisque l'emploi des estimateurs des moindres carrés ordinaires revient à admettre

implicitement l'indépendance des $w_t = u_t - \lambda u_{t-1}$. Pour les sept produits en question, on peut d'autre part dégager la constance de valeurs inférieures des estimateurs de λ par la méthode des moindres carrés ordinaires. Cependant, la théorie économétrique permet de démontrer l'existence d'un bien négatif quand on applique les moindres carrés sur une variable retardée (Johnston, 1963), mais ne donne aucune conclusion sur le signe du biais quand cette variable retardée est associée à des résidus autocorrélés (Orcutt & Cochrane (1949) présentent dans ce cas un contre exemple où le biais devient positif).

Sans chercher ici à entrer plus en détail dans ces considérations théoriques, remarquons simplement l'assez bonne similarité des résultats obtenus à partir des deux méthodes considérées.

Notamment, toutes les valeurs particulières qui susciteront l'analyse qui va suivre auraient pu être détectées à partir du Tableau 2, à ceci près que le manque de correction théorique de la méthode employée aurait laissé planer un doute supplémentaire sur l'origine de ces particularités.

D'autre part, les corrélations entre produits ont aussi été calculées à partir des résidus u_t des estimateurs du maximum de vraisemblance. Le Tableau 3 donne les valeurs de r_{ij} :

$$r_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T u_t^i u_t^j}{\sqrt{\sum_{t=1}^T u_t^{i2} \sum_{t=1}^T u_t^{j2}}}$$

TABLEAU 3. Matrice des corrélations entre produits.

r_{ij}	Riz	Canne	Haricot	Manioc	Maïs	Soja	Blé
Riz	1						
Canne	-0,80**	1					
Haricot	-0,07	-0,07	1				
Manioc	-0,18	0,23	-0,29	1			
Maïs	0,42	-0,45	0,27	0,18	1		
Soja	-0,60*	0,80**	-0,24	0,06	-0,56*	1	
Blé	0,58*	-0,60*	-0,23	-0,33	0,45	-0,50*	1

* significatif au seuil de 5%
 ** significatif au seuil de 1%

Source: Données de la recherche.

Sachant que $t = \frac{r^2 (n - 2)}{1 - r^2}$ doit suivre une loi de Fisher-Snedecor à (1, 14)

degrés de liberté, on peut en déduire un test de corrélation qui s'avère positif pour les couples (canne-riz) et (canne-soja) au seuil de 1%, ainsi que pour les couples (riz, soja), (riz, blé), (canne, blé), (maïs, soja) et (blé, soja) au seuil de 5%.

ANALYSE DES RÉSULTATS

TABLEAU 4. Elasticités et coefficient d'anticipation.

Produits	Elasticité court terme	Elasticité long terme	Coefficient d'anticipation
	a	$\frac{a}{1 - \lambda}$	β
Riz	0,451	- 0,715	- 0,631
Canne	- 0,137	9,133	- 0,015
Haricot	0,177	2,925	0,040
Manioc	0,030	0,045	0,666
Maïs	- 0,004	- 0,028	0,133
Soja	0,610	18,485	0,033
Blé	0,852	- 2,812	- 0,303

Source: Données de la recherche.

Les deuxième et troisième colonnes ne sont présentées qu'à titre indicatif. Les valeurs qui y résident ont peu à voir avec les ordres de grandeurs que l'on peut habituellement trouver dans les estimations d'élasticités à long terme ou de coefficients d'anticipation, sauf pour le manioc. Cela provient du fait qu'aucune variable explicative de "trend" temporel n'a été introduite dans le modèle.

L'expansion des terres cultivées a été considérable au Brésil entre 1966 et 1981. A l'exception du manioc, les cultures analysées dans cet article ont toutes vu les surfaces qui leur sont consacrées suivre des taux élevés de croissance, tendance tout à fait logique dans un pays qui connaît encore une phase d'intense colonisation agricole. Cette tendance temporelle n'est pas explicitement prise en compte dans le modèle utilisé et son effet se répercute principalement en une hausse de l'estimation du retard.

C'est pourquoi il ne doit pas être surprenant d'obtenir des valeurs estimées de λ qui dépassent largement l'unité, ou du moins qui restent très élevées. Les coefficients d'anticipation $\beta = 1 - \lambda$ et les élasticités à long terme $\frac{a}{1 - \lambda}$ s'en trouvent donc altérés. Mais l'ajout d'une variable explicative de trend pose généralement des problèmes assez sérieux de colinéarité avec la variable de retard.

D'autre part, un certain nombre de résultats présentés méritent une analyse plus approfondie. Citons les plus importants:

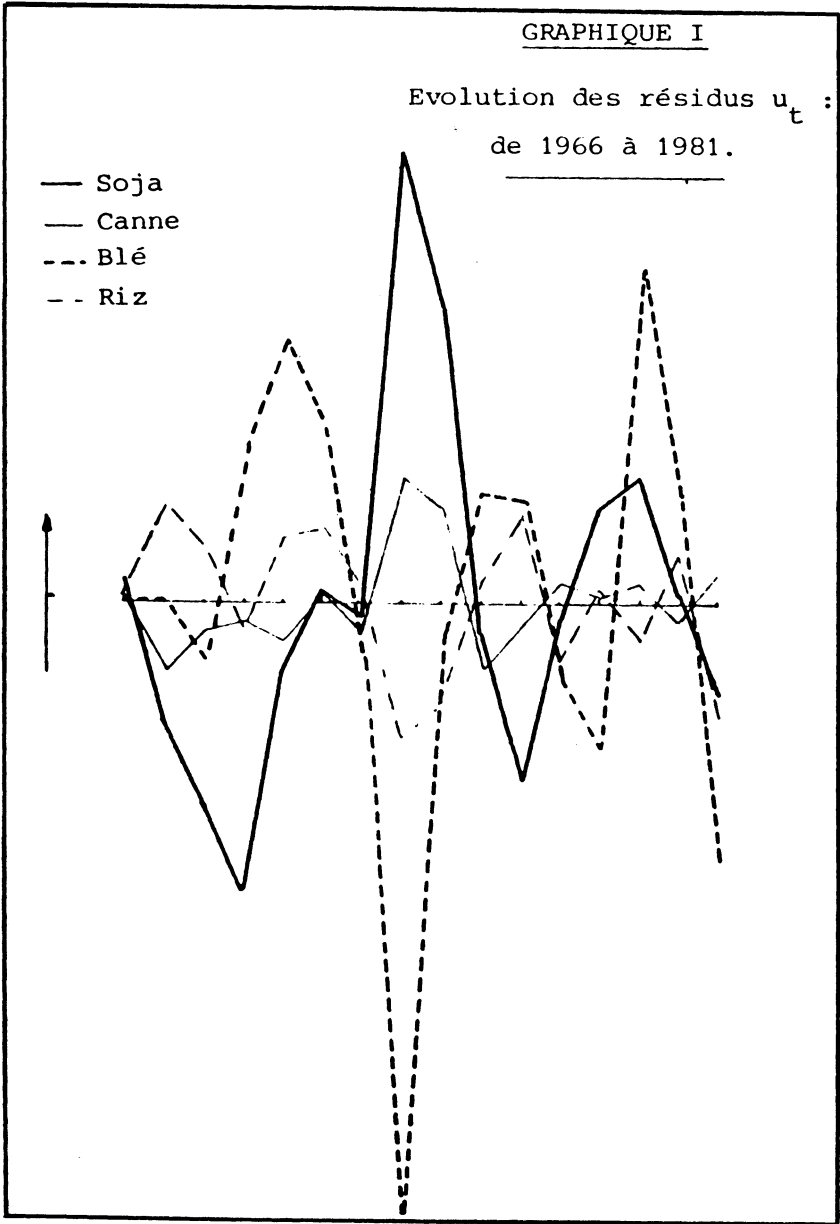
- la statistique de Durbin Watson montre que le modèle est mal spécifié pour le soja;
- le coefficient de retard estimé pour le riz est significativement supérieur à l'unité;
- l'élasticité-prix à court terme de la canne à sucre est très significativement négative;
- les fortes corrélations rencontrées entre le soja, la canne à sucre, le riz et le blé.

La courbe d'évolution temporelle des résidus u_t fournit des éléments pour expliquer l'origine de la mauvaise spécification du modèle dans le cas du soja. A l'aide du Graphique 1, on observe en effet des résidus fortement décroissants au cours des premières années (1966 à 1969 inclus), ainsi que l'existence d'un sensible pic positif en 1973 qui s'est répercuté sur 1974.

On peut interpréter le premier phénomène en disant que le comportement des agriculteurs était différent avant le déclenchement du "boom" du soja. L'élasticité-prix à court terme était à l'époque inférieure, ce qui revient à dire que les réponses en termes d'accroissement de la surface dédiée au soja à une augmentation du prix relatif de cette protéagineuse étaient moins fortes que ce qu'elles sont devenues par la suite. Puis, en 1970, un élément nouveau va provoquer une extension sensible de la surface cultivée en soja sans être relié directement à une évolution des prix du marché: il s'agit de la campagne d'éradication des plantations de café menée alors dans l'intérieur du Paraná. Le soja fut en effet le principal bénéficiaire des primes à l'arrachage qui provoquèrent une diminution de 100 000 ha des terres consacrées au café dans le seul Etat du Paraná.

Le "pic" de 1973 enregistré sur le graphique pour le soja s'explique aisément. Il doit signifier une augmentation de la surface cultivée beaucoup plus importante que celle qui peut être expliquée à partir des hypothèses du modèle, c'est-à-dire à partir de l'influence du prix de l'année précédente. Or 1973 correspond à l'embargo américain sur les exportations de soja. Cette année-là, les mauvaises récoltes d'autres oléoprotéagineuses provoquent une flambée des prix sur le marché international du soja déjà très tendu. Les américains, pour protéger leur marché intérieur, décident donc de limiter fortement leurs exportations. Dès lors, les producteurs brésiliens profitent de l'occasion pour répondre en masse à la demande mondiale inassouvie en huiles et en tourteaux, avec l'assurance d'un prix très élevé. La surface consacrée au soja passe en un an de 2 191 000 ha à 3 615 000 ha. Cette extension est bien une réponse à une évolution du prix au producteur (+81 % entre 1972 et 1973 en valeur réelle), même si elle a été d'autre part encouragée par des mesures gouvernementales. Mais c'est le mécanisme d'anticipation du prix qui ne

correspond pas au modèle, puisque le prix espéré en fin de campagne a été déterminé par un facteur politique nouveau et totalement exogène, et non par une correction évolutive du prix de l'année précédente.



Après 1973, le marché mondial s'est à nouveau stabilisé, mais les prix de la graine et de ses dérivés ne sont jamais revenus au niveau qu'ils avaient connus avant cette crise (voir à ce sujet Bertrand; Laurent; Leclercq, 1983). Au Brésil, la transformation fondamentale qu'a subie la production au moment du "boom" — extension de la surface, élévation de la taille moyenne des exploitations, intense capitalisation de la production (voir Shiki, 1983, pour le cas du Paraná) — permet d'expliquer la modification du comportement des agriculteurs, et donc des élasticités-prix.

Ainsi, en plus de ne pouvoir tenir compte de facteurs de politique agricole comme les aides à l'éradication du café ou l'embargo américain de 1973, le modèle de Nerlove a été appliqué sur une période recouvrant deux situations tout à fait disparates. Sa mauvaise spécification dans le cas du soja est donc parfaitement explicable.

L'examen des résultats obtenus pour la canne à sucre suscite aussi quelques explications.

Il faut savoir que le marché international du sucre est un des plus fluctuants. La première moitié de la décennie 70 a vu les cours mondiaux s'élever rapidement, jusqu'à atteindre 665 US \$ par tonne de sucre raffiné en 1975. L'offre a globalement assez bien suivi, puisque la surface récoltée en canne est passée de 1 672 000 ha en 1970 à 1 057 000 ha en 1974. Toutefois, cette extension ne s'est pas distribuée très régulièrement entre les années en question. On peut sans doute expliquer cela par le fait que le rythme de la culture de la canne n'est pas exactement annuel et par les investissements importants que nécessite un accroissement de l'aire cultivée et de la quantité de canne traitée. On observe ainsi une augmentation de la surface qui s'est surtout concentrée sur l'année 1973, d'où l'apparition d'un résidu u_t très positif à ce moment (voir Graphique 1). A partir de 1976 et jusqu'en 1980, les cours mondiaux chutent drastiquement (272 \$ /t de sucre raffiné en 1976⁴), mettant alors en péril le secteur sucrier brésilien. Car la culture de la canne à sucre est typiquement un domaine où le comportement de la production est différent selon qu'il s'agit d'une augmentation ou d'une diminution des prix, du fait de l'intense capitalisation de la transformation in situ qui lui est propre. La crise pétrolière et cet effondrement du marché du sucre vont déterminer la décision gouvernementale de lancer le gigantesque plan "Proálcool", visant à substituer une partie de la consommation nationale d'essence par de l'éthanol obtenu principalement depuis la distillation de la canne à sucre. Cette nouvelle politique va assurer une certaine stabilité des prix de la tonne de canne à la production, et va surtout promouvoir une rapide extension de la surface de canne (2 803 000 ha récoltés en 1981 pour 1 969 000 ha en 1975), notamment au moyen d'aides financières multiples qui ne sont pas reflétées directement dans les indices utilisés ici.

On assiste donc à une forte croissance de la surface récoltée au cours d'une période où les prix à la production sont spécialement bas, même s'ils sont protégés

⁴ Chiffres donnés dans Banque Mondiale, 1983.

par rapport aux cours internationaux du sucre. Ceci explique l'apparition d'une élasticité prix à court terme significativement négative quand le modèle est appliqué à la canne à sucre.

L'observation d'une corrélation positive élevée entre le soja et la canne s'explique totalement par l'existence simultanée de deux pics parmi les résidus pour les années 1973 et 1974. Nous avons déjà tenté d'expliquer ces phénomènes, et leur simultanéité est vraisemblablement fortuite. On remarque aisément que les tests de corrélation perdent rapidement leur significativité si on enlève ces deux années.

Il n'en va pas de même quand on s'intéresse à la corrélation négative observée du riz avec le soja et la canne.

Le riz est le produit qui a le plus souffert de l'expansion des terres consacrées à ces deux derniers produits. Ainsi, le Grupo de Informação agrícola de la Fundação Getulio Vargas a estimé à 383 000 ha et 339 000 ha les surfaces de riz virtuellement sacrifiées au développement du soja entre 1967 et 1979, respectivement dans les Etats du Rio Grande do Sul et du Paraná (Agricultura ..., 1981). La canne à sucre a été substituée au riz sur 47 000 ha dans l'Etat de São Paulo entre 1975 et 1980 (selon Coriat 1982).

Dans le modèle utilisé, les substitutions partielles sont prises en compte grâce à l'indice de prix relatif du produit considéré par rapport à un panier des prix des autres cultures nationales. Il est bien certain que cette méthode ne reflète que très approximativement la réalité, car nombre de cultures ne sont pas substituables pour des raisons agronomiques ou climatiques. Elle ne donne donc qu'une valeur moyenne des effets de la compétition qui peut s'exercer entre les différentes spéculations agricoles. Dans le cas du riz non irrigué, qui est vraisemblablement le produit le plus touché par cette compétition, l'indice de prix relatif utilisé sous-estime l'impact des prix attachés aux cultures qui le menace le plus directement. Cela doit donc expliquer qu'une corrélation sensible existe encore avec le soja et la canne⁵

La surface totale récoltée en riz a de plus augmenté régulièrement au cours de la période, passant de 4 millions d'ha en 1966 à 6 millions en 1981. Les prix relatifs ont plutôt subi une tendance à la baisse dans le même temps. L'existence d'un trend croissant sur les surfaces qui soit indépendant de l'évolution des prix intervient certainement dans le fait que le coefficient de retard λ estimé soit très fort (1,63 $\sigma = 0,18$). On pourrait aussi s'interroger sur l'intérêt du recours à la surface totale comme variable explicative. La culture du riz est pratiquée au Brésil à la fois en sec et en irrigué, et les rendements respectifs des deux techniques sont dans un

⁵ Un autre élément peut être ajouté pour analyser la corrélation riz-soja: dans le "cerrado" du Centre-Ouest et du Maranhão, le riz est usuellement utilisé comme culture pionnière sur les nouvelles terres mises en valeur et destinées au soja. On récolte ainsi deux années de riz (quelquefois après une année de menthe) afin de préparer le sol pour la monoculture de soja qui suit.

rapport de 1 à 4. La surface totale sous-estime donc l'importance des terres irriguées dans le total de la production. Mais on peut toutefois remarquer que les surfaces rizicoles du Rio Grande do Sul (où l'on retrouve l'essentiel de la riziculture irriguée du Brésil) suivent assez fidèlement l'évolution générale de la superficie nationale.

En ce qui concerne le blé, on aurait pu s'attendre à une corrélation plus forte encore avec le soja. Dans le Sud du Brésil, le blé est très fréquemment semé en culture d'hiver en alternance avec le soja en été sur la même parcelle, la même année. La relation blé-soja est donc plus complexe qu'une simple compétition pour la terre. Encore une fois, la corrélation négative observée s'explique essentiellement par les deux pics opposés des résidus en 1973. En 1972, la récolte de blé avait été exceptionnellement mauvaise, les rendements nationaux n'ayant pas dépassé 4,24 quintaux/ha alors que leur moyenne sur la période 1966-1971 était de 8,89 qx/ha. Ce résultat catastrophique a provoqué un phénomène d'abandon chez les producteurs, au moment où tous les yeux étaient tournés vers l'ascension vertigineuse du cours du soja. C'est pourquoi, en 1973, quelque 500 000 ha de terres à blé furent brusquement semés en soja sans que le blé ne soit conservé en dérobée, soit par manque d'organisation dans la nouvelle spéculation agricole, soit par manque d'intérêt après la mauvaise récolte précédente.

Même en exceptant 1973, la valeur de σ^2 observée s'avère sensiblement plus forte que dans le cas des autres produits, ce qui signifie des résidus plus élevés (seul le soja reste dans les mêmes ordres de grandeur, mais nous avons vu que le modèle se révèle mal spécifié pour cette culture). On peut relier ces fluctuations au fait que le blé, avec le soja, est le produit le plus subventionné par le gouvernement brésilien, et les politiques d'aides ne passent pas toujours par des actions directes sur la fixation du prix à la production (prêts subventionnés au stockage, programme A.G.F.; sur la politique agricole brésilienne, voir Banque Mondiale, 1983). D'autre part, le blé est une céréale assez mal adaptée aux conditions agro-climatiques du Sud du Brésil, et aucune variété ne s'est encore montrée réellement satisfaisante, parmi la multitude d'entre elles qui ont été proposées par les organismes gouvernementaux au cours de la dernière décennie. Certaines ont même été l'origine de fiascos retentissants. Les rendements sont donc médiocres et hautement fluctuants. Les techniques de production de blé ne se sont pas encore vraiment stabilisées et le producteur brésilien ne sait pas bien ce qu'il peut attendre de cette céréale, malgré les encouragements du gouvernement (le Brésil importe plus de la moitié de sa consommation de blé). (Sur la situation du blé au Brésil, se référer à Grzybowski, 1977).

En ce sens, le maïs se situe dans une position exactement inverse au Brésil. Il est considéré par le petit agriculteur comme un produit bien connu et sans risques. Les rendements sont réguliers et le prix particulièrement stable. C'est donc, par excellence, la spéculation à laquelle il revient quand il sent un risque ailleurs (la substitution du maïs au soja est notamment assez fréquente depuis ces dernières

années). Il est donc assez normal d'observer une influence quasiment nulle du prix du maïs sur l'évolution de la surface qui lui est consacrée.

Avec les élasticités-prix à court terme très faibles que le Tableau 1 indique pour le manioc et le haricot noir, on retrouve de même un résultat bien connu. On remarque en effet généralement une plus grande inélasticité face au prix des cultures de subsistance par rapport aux cultures commerciales.

CONCLUSIONS

Il est intéressant de comparer les résultats obtenus dans cet article avec des estimations d'élasticités-prix de l'offre de produits agricoles pour le Brésil qui ont été faites par Nogueira & Brandt (s.n.t.) sur la période 1947-1973.

TABLEAU 5. Comparaison d'élasticités-prix.

	Riz	Canne	Haricot	Maïs	Soja
A	0,45	- 0,14	0,18	- 0,004	0,61
B	0,31	0,26*	0,01	0,15	0,79

A : élasticités-prix à court terme du Tableau 4.

B : élasticités-prix de l'offre agricole sur la période 1947-1973.

* Il s'agit de l'élasticité-prix de l'offre de sucre et non de la production de canne.

Source: Brandt. (1980) et données de la recherche.

Il ne saurait être question d'une comparaison très précise des deux séries de chiffres, puisque les définitions auxquelles elles correspondent sont différentes. On remarquera tout de même une bonne correspondance des résultats obtenus, à l'exception de la canne à sucre où l'apparition du plan "Proálcool" en 1975 a considérablement modifié le comportement des producteurs.

En conclusion, les résultats issus du modèle de Nerlove s'avèrent assez satisfaisants. On retrouve une claire hiérarchisation de l'ampleur des réponses de la surface cultivée aux prix du marché en fonction du degré de capitalisation des cultures.

Cependant, un certain nombre d'événements importants ne peuvent être pris en considération dans un modèle aussi simple. On pourrait tenter d'introduire des phénomènes "extérieurs", comme l'embargo américain du soja ou le lancement du programme Proálcool par l'emploi de "dummy variables" appropriées. Mais on diminuerait alors le nombre de degrés de libertés, déjà faible ici. D'autre part, rallonger la période étudiée poserait la question fondamentale de la constance des comportements à des époques de plus en plus éloignées. On retrouve le grand dilemme propre à toute étude de séries temporelles.

La méthode développée dans le paragraphe 1 a le mérite d'être fiable tout en ne nécessitant que des moyens informatiques limités. N'importe quel micro-ordinateur suffit. Toutefois, la comparaison avec les estimations par les moindres carrés simples ne laisse pas apparaître des résultats vraiment mauvais parmi ces derniers.

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier ici François Bourguignon pour son aide permanente et ses judicieux conseils.

RÉFÉRENCES

- AGRICULTURA brasileira: a produção para o abastecimento interno. *Agroanálisis*, 5(2), fev. 1981.
- AMENIYA, T. & FULLER. A comparative study of alternative estimators in a distributed Lag model. *Econometrica*, juil. 1967.
- ASKARI, H. & CUMMINGS, J. T. *Agricultural supply response: a survey of the econometric evidence*. New York, Praeger, 1976.
- . Estimating agricultural supply response with the Nerlove model: a survey. *Int. Econ. Rev.*, 18(2):257-92, jun. 1977.
- BANQUE MONDIALE. *A review of agricultural policies in Brasil*. Washington DC, 1983.
- BERTRAND, J. P.; LAURENT, C.; LECLERCO, V. *Le monde du soja*. Paris, Maspero, 1983.
- BRANDT, S. A. *Comercialização agrícola*. s.l., Livroceres, 1980.
- CORIAT, B. *Alcool*. Paris, Christian Bourgeois, 1982.
- GRZYBOWSKI, C. O trigo no Brasil. *Not. G.E.R.E.I.*, (2):15-42, sept. 1977.
- JOHNSTON, I. *Econometric methods*. New York, Mc Graw Hill, 1963.
- KLEIN, L.R. The estimation of distributed Lag. *Econometrica*, 26(4):553-65, Oct. 1958.
- KOYCK, L. M. *Distributed Lags and investment analysis*, Amsterdam, North Holland, 1954.
- MADDALA, G. S. Generalized least squares with an estimated variance covariance matrix. *Econometrica*, 23-35, jan. 1971.
- MALINVAUD, E. *Statistical methods of Econometric*. Amsterdam, North Holland, 1966.
- R. Econ. rural, Brasília, 23(2):271-289, abr./jun. 1985

- NERLOVE, M. **The dynamics of supply: estimation of farmers' response to price.** Baltimore, John Hopkins Univ. Press, 1958.
- . The dynamics of supply: a retrospect. **AJAE**, 61(5):874-88, Dec. 1979.
- NOGUEIRA, A. C. & BRANDT, S. A. **Elasticidades da oferta e procura de produtos agrícolas no Brasil.** s.n.t.
- ORCUTT, C. H. & COCHRANE, D. A sampling study of the merits of autoregressive and reduced form transformations in regression analysis. **JASA**, 44:356-72, 1949.
- PARIKH, A. Farm supply response: a distributed Lag analysis. **Bull. Ox. Univ.**, 33(1):57-72, Feb. 1971.
- SAYLOR, R. G. Alternatives measures of supply elasticities: the case of São Paulo coffee. **AJAE**, 56(1):98, Feb. 1974.
- SHIKI, S. **Le soja dans l'implantation du capitalisme dans une région du Brésil: le cas du Paraná.** Montpellier, Institut Agronomique Méditerranéen, 1983. (Thèse M.S.).