L'Actualité économique

Choix entre diverses spécifications pour l'étude de la demande agrégée des produits agro-alimentaires en Tunisie

Mohamed Ayadi

Volume 64, numéro 2, juin 1988

URI : https://id.erudit.org/iderudit/601444ar
DOI : https://doi.org/10.7202/601444ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Ayadi, M. (1988). Choix entre diverses spécifications pour l'étude de la demande agrégée des produits agro-alimentaires en Tunisie. *L'Actualité économique*, *64*(2), 157–177. https://doi.org/10.7202/601444ar

Résumé de l'article

Ce texte porte sur la spécification d'un système de demande des produits agro-alimentaires en Tunisie. La structure de marché rattachée à chaque produit étant différente, nous devrons considérer l'estimation de trois types de système de demande : le système mixte, le système classique et le système réciproque. Nous trouverons, à l'aide du test de Hausman, que le système mixte est supérieur aux deux autres du point de vue de la spécification statistique.

L'Actualité Économique. Revue d'analyse économique, vol. 64, n° 2, juin 1988

CHOIX ENTRE DIVERSES SPÉCIFICATIONS POUR L'ÉTUDE DE LA DEMANDE AGRÉGÉE DES PRODUITS AGRO-ALIMENTAIRES EN TUNISIE

Mohamed AYADI
Université des sciences sociales de Toulouse *

RÉSUMÉ. — Ce texte porte sur la spécification d'un système de demande des produits agro-alimentaires en Tunisie. La structure de marché rattachée à chaque produit étant différente, nous devrons considérer l'estimation de trois types de système de demande : le système mixte, le système classique et le système réciproque. Nous trouverons, à l'aide du test de Hausman, que le système mixte est supérieur aux deux autres du point de vue de la spécification statistique.

ABSTRACT. — This paper aims to provide a specification of the demand system for the agro-alimentary products of Tunisia. The difference between the market structure of these products will make us consider the estimation of three different demand systems : the mixed system, the classical system and the reciprocal system. We will test these demand systems with the Hausman test and find that the statistical specification of the mixed one is better.

INTRODUCTION

Partant du fait que le vecteur prix intervient comme une donnée de marché et demeure insensible à l'action de chaque consommateur, la plupart des études relatives aux systèmes complets de demande expriment les quantités demandées en fonction des prix. Les prix sont exogènes pour un consommateur. Cependant la situation est différente si nous nous intéressons à la demande agrégée : dans certains cas c'est le prix que est fonction de la quantité, variable exogène. Roy (1970) précise qu'il est parfois difficile de se prononcer sur les rôles joués respectivement par les variables en jeu. Il ajoute que c'est seulement l'observation des marchés concrets, l'analyse de leur fonctionnement et de leurs particularités qui peuvent nous renseigner à cet égard.

* Groupe de recherche en économie mathématique et quantitative (GREMAQ).

Dans cet article nous nous intéressons à la spécification d'un système de fonctions de demande des produits agro-alimentaires en tenant compte pour chaque produit, de la structure du marché correspondant.

Si nous nous plaçons dans le cadre d'un marché agricole fermé nous pouvons supposer que les quantités sont fixées et que l'équilibre se fait par les prix. Par contre, si nous nous plaçons dans un marché ouvert, où l'on peut recourir à l'importation concurremment avec l'utilisation des produits nationaux, il nous est possible de supposer que les quantités ne sont plus fixées. Par conséquent, en considérant l'ensemble des produits, nous pouvons nous trouver dans trois situations différentes de marché : ou bien l'offre de tous les produits est flexible, ou bien elle est fixée, ou bien pour certains produits elle est flexible et pour d'autres elle est fixée.

Nous considérons ainsi trois systèmes de demande qui relèvent de ces structures de marché. D'une part nous avons un système mixte qui retrace les caractéristiques du marché agro-alimentaire tunisien (où on a deux groupes de produits, l'un relève d'un marché ouvert et l'autre d'un marché fermé (puisqu'il englobe des produits périssables)). Il consiste à former deux groupes de produits ; pour le premier les prix sont pris comme endogènes et les quantités comme exogènes, alors que pour le deuxième nous avons l'inverse. D'autre part nous avons deux systèmes théoriques : le système classique, où tous les prix sont exogènes et toutes les quantités sont endogènes et le système réciproque où toutes les quantités sont exogènes et tous les prix sont endogènes. Les fondements théoriques de cette démarche sont donnés dans C. Bronsard et L. Salvas Bronsard (1980).

Une condition nécessaire pour avoir des estimateurs convergents et non biaisés des coefficients des systèmes ci-dessus est l'exogénéité des variables explicatives. Pour pouvoir tester l'exogénéité nous plongeons chacun des modèles dans un modèle simple d'équilibre général, d'une manière similaire à celle de C. Bronsard et L. Salvas Bronsard (1984), en ajoutant aux systèmes de demande des équations permettant d'endogénéiser les variables dont l'exogénéité est à vérifier. Puis à l'aide du test de spécification de Hausman (*voir*: Hausman (1978)) nous testons si l'hypothèse d'exogénéité implicite à chaque modèle peut être acceptée par l'échantillon étudié. Ce test consiste à voir si les estimateurs relatifs à chaque modèle comportent des biais asymptotiques.

En outre, en nous basant sur une approximation de la puissance de ce test, nous verrons que nous pouvons avoir une idée sur la partition optimale des vecteurs de quantité et de prix, afin de spécifier le modèle mixte qui comporte le moins d'erreurs de spécifications.

L'objet de ce travail est, par conséquent, d'estimer les différents systèmes de demande présentés ci-dessus, puis à l'aide du test de Hausman, de voir quel est le système qui comporte le moins d'erreurs de spécification. Le test révèle la supériorité du système mixte de point de vue spécification statistique, de plus il justifie a posteriori la partition que nous avons choisie en nous basant sur les caractéristiques des marchés des différents produits.

La section I présente les trois systèmes de fonctions de demande. La section II donne un aperçu sur le test d'exogénéité et son adaptation pour le cas des trois systèmes. Puis la section III s'intéresse à la paramétrisation des systèmes dans le cadre du modèle de Rotterdam. Enfin, la section IV présente les résultats d'estimation des modèles et ceux des tests d'exogénéité.

1 — Trois formes structurelles

1.1 — *La forme classique*

Soit x le vecteur des quantités demandées de n biens pour le consommateur et soit $U(x)$ la fonction d'utilité de ce dernier.

Le consommateur est supposé maximiser sa fonction d'utilité sous la contrainte de budget $p'x = m$, où p est le vecteur des prix et m est la dépense totale. La solution de ce problème correspond au système d'équations de demande marshalliennes :

$$x = x(m, p) \tag{1.1}$$

Les restrictions sur ce système peuvent être formulées en termes de ses dérivées. Ainsi la fonction de demande $x(m, p)$ possède une différentielle que l'on peut écrire sous la forme :

$$dx = Kdp + kp'\,dx \tag{1.2}$$

et dont les coefficients jouissent des propriétés

$$\begin{cases} K = K' \qquad Kp = 0 \qquad p'k = 1 \\ \text{et}\ \xi' K \xi < 0 \ \text{pour tout}\ \xi \neq \lambda \cdot p \qquad \lambda \in R \end{cases} \tag{1.3}$$

où K est la matrice de Slutsky et k est le vecteur des effets revenu. (*Voir*: Barten (1977)).

1.2 — *La forme réciproque*

Notons tout d'abord que pour définir le système de demande réciproque à (1.2), (1.3), il ne suffit pas d'inverser l'agrégat des fonctions de demande, puisque x est une application de R^{n+1} dans R^n.

Nous reprenons la fonction de demande (1.1) et nous définissons $\pi_i = p_i / m$ comme un vecteur de prix normalisé.

Ainsi nous avons :

$$x = x(p, m) = g(\pi)$$

Un système de demande réciproque peut être obtenu à partir des relations duales de la maximisation de l'utilité du consommateur. Nous substituons x dans la fonction d'utilité $U(x)$, ce qui donne la fonction d'utilité indirecte $\psi(\pi)$. Puis, en maximisant sous la contrainte de budget $\pi' x = 1$, nous obtenons les demandes réciproques pour lesquelles les prix normalisés sont fonction des quantités :

$$\pi = f(x) \tag{1.4}$$

L'interprétation des fonctions de demande réciproques repose sur des vecteurs de prix normalisés. Toutefois, plusieurs règles de normalisation ont été utilisées, ce qui a donné lieu à des spécifications différentes des systèmes de fonctions de demande réciproques (*voir*: Theil (1976), Salvas-Bronsard *et al.* (1977), Laitinen et Theil (1979)). Dans ce qui suit nous allons utiliser la spécification de Salvas-Bronsard *et al.* (1977).

Afin de développer leur spécification du système de fonctions de demande réciproque, ces derniers introduisent une information additionnelle qui est l'unité de compte dans laquelle les prix et le revenu sont exprimés. Cette dernière est spécifiée lorsqu'on sait que :

$$\omega' p = s \tag{1.5}$$

où : s est relié à l'unité de compte
ω est un vecteur de pondération.

Ainsi, on peut avoir les relations suivantes entre K et son inverse généralisé réflexive H:

$$HK = I - (1/s)\, p\omega' \qquad KH = I - (1/s)\, \omega p'$$

H jouit de propriétés duales des propriétés (1.3) du modèle classique. Ce qui permet d'avoir une structure locale duale de la structure donnée par (1.2) et (1.3), et qui est donnée par :

$$dp = H dx + \gamma p' dx + \frac{\omega' dp}{\omega' p}\, p. \tag{1.6}$$

tel que

$$\begin{cases} H = H' \qquad H\omega = 0 \qquad \omega'\gamma = 0 \\ \xi' H \xi < 0 \text{ pour tout } \xi \neq \lambda\omega, \qquad \lambda \in R \end{cases} \tag{1.7}$$

(*Voir*: Salvas-Bronsard *et al.* (1977)).

1.3 — *La forme mixte*

Nous considérons les partitions :

$$x = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix} \qquad \text{et} \qquad p = \begin{bmatrix} p_1 \\ p_2 \end{bmatrix} \tag{1.8}$$

et nous convenons que pour l'allocation des biens du groupe 1 les prix sont les paramètres institutionnels, tandis que pour l'allocation des biens du groupe 2, ce sont les quantités qui sont les paramètres institutionnels. La forme (1.2) conduira, après transformation à la forme mixte :

$$\begin{bmatrix} I & -K_{12} \\ 0 & -K_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dx_1 \\ dp_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} K_{11} & 0 \\ K_{21} & -I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dp_1 \\ dx_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} k_1 \\ k_2 \end{bmatrix} p' \, dx$$

La forme réduite correspondante est :

$$\begin{bmatrix} dx_1 \\ dp_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} \\ S_{21} & S_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dp_1 \\ dx_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} p' \, dx \tag{1.9}$$

et ses coefficients jouissent des propriétés :

$$\left\{ \begin{array}{llll} S_{11} = S'_{11} & S_{22} = S'_{22} & S_{12} = -S'_{21} & S_{11} p_1 = 0 \\ S_{12} p_1 = -p_2 & S_{21} p_1 = p_2 & p'_1 \beta_1 = 1 & \\ \xi_1 S_{11} \xi_1 < 0 \text{ pour tout } \xi_1 \neq \lambda p_1 & & \lambda \in R & \\ \xi'_2 S_{22} \xi_2 < 0 \text{ pour tout } \xi_2 \neq 0 & & & \end{array} \right. \tag{1.10}$$

où :

$$S_{11} = K_{11} - K_{12} K_{22}^{-1} K_{21} \qquad S_{12} = K_{12} K_{22}^{-1} \qquad S_{21} = -K_{22}^{-1} K_{21}$$

$$S_{22} = K_{22}^{-1} \qquad \beta_1 = k_1 - K_{12} K_{22}^{-1} k_2 \qquad \beta_2 = -K_{22}^{-1} k_2$$

(*Voir*: Bronsard et Salvas-Bronsard (1980)).

2 — Les tests d'exogénéité

Une des conditions nécessaires pour avoir des estimateurs convergents des coefficients des systèmes ci-dessus est l'exogénéité des variables explicatives. Si l'exogénéité n'est pas vérifiée nous aurons des erreurs de spécification.

2.1 — *Définition de l'exogénéité*

Dans le cadre d'un système linéaire d'équations simultanées, l'exogénéité se traduit par le fait que les équations qui définissent les variables exogènes peuvent être ignorées sans perte d'information (*voir*: Engle *et al.* (1983) et Engle (1984)).

Si nous avons un système de la forme :

$$y_1 : \beta Y_2 + \zeta Z_1 + U \tag{2.1}$$

$$Y_2 = \alpha y_1 + KZ_2 + V \tag{2.2}$$

où Z_1 et Z_2 sont deux vecteurs de variables exogènes et Y_2 est un vecteur de variables dont l'exogénéité est à vérifier. U et V sont les perturbations ; elles ont des moyennes nulles

et une matrice de variance — covariance $\Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_1 & \theta \\ \theta & \Sigma_2 \end{bmatrix}$.

Si Y_2 est exogène dans (2.1), on peut estimer cette équation indépendamment de (2.2) et obtenir un estimateur convergent. Pour que ceci soit vérifié, il suffit que $\alpha = 0$ et que la matrice de covariance θ soit nulle.

2.2 — *Adaptation du test d'exogénéité pour nos modèles*

Afin de pouvoir tester l'hypothèse d'exogénéité correspondant à chacun de nos modèles, nous partons de l'idée suivante : dans le cas d'un équilibre walrassien les prix et les quantités sont déterminés simultanément. Néanmoins lorsque nous estimons les équations de demande dans le cadre d'un tel équilibre, les prix peuvent être considérés comme exogènes si l'offre d'un bien est parfaitement élastique, alors que les quantités peuvent être considérées comme exogènes si l'offre est parfaitement inélastique. (*Voir*: C. Bronsard et L. Salvas-Bronsard (1984)).

Par conséquent, afin d'endogénéiser les variables dont l'exogénéité est à tester dans un équilibre walrassien, nous devrions ajouter un système complet d'offre à nos systèmes complets de demande. Mais, comme il est difficile de spécifier un système complet d'offre, nous préférons spécifier directement des processus explicites d'ajustement des prix ou des quantités. Ces relations sont spécifiées d'une manière directe à l'aide de variables observables. (*Voir*: Ayadi (1986)). En ajoutant ces équations aux systèmes de demande correspondants nous aurons des systèmes élargis avec des prix (ou des quantités) endogènes, que nous pouvons représenter par :

$$\begin{cases} y_1 = \beta Y_2 + \zeta Z_1 + U \\ Y_2 = \rho Z_2 + V \end{cases} \tag{2.3}$$

Puisque les systèmes élargis (2.3) sont bloc-récursifs, tester l'exogénéité se ramène à tester la nullité de la covariance θ.

2.3 — *L'utilisation du test de spécification de Hausman*

Afin de tester l'hypothèse d'exogénéité présentée ci-dessus, deux procédures de test sont envisageables. Nous pouvons utiliser un des tests classiques de la nullité de θ, ou le test de spécification de Hausman.

Toutefois l'utilisation de la première procédure de test nécessité que le deuxième système d'équations de (2.3) soit correctement spécifié, alors que la procédure de test de Hausman n'impose pas cette condition (*voir*: Bronsard *et al.* (1984) et Engle (1984)). Comme nous ne pouvons pas utiliser un système complet d'offre, en ce sens que nous n'utiliserons qu'un processus explicite d'ajustement des prix ou des quantités, notre choix s'est fixé sur la deuxième procédure de test.

Nous supposons que sous H_0: Y_2 est stochastiquement indépendant de U. Pour tester cette hypothèse, Hausman suppose que sous H_0 il existe un estimateur convergent et asymptotiquement efficace, mais sous l'hypothèse alternative cet estimateur sera biaisé et non convergent. Afin de construire un test de spécification il est nécessaire de trouver un autre estimateur qui ne sera pas affecté par l'erreur de spécification et par conséquent convergent sous H_1. Toutefois cet estimateur ne sera pas asymptotiquement efficace.

Une considération de la différence entre les deux estimateurs $\hat{q} = \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0$ (où $\hat{\beta}_0$ est l'estimateur convergent sous H_0 seulement et $\hat{\beta}_1$ est l'estimateur qui reste convergent sous H_1), nous mène vers un test de spécification. En l'absence d'erreurs de spécification $p \lim \hat{q} = 0$, par contre si des erreurs de spécification existent $p \lim \hat{q} \neq 0$. Pour tester cette hypothèse, Hausman utilise la statistique suivante:

$$m = T\hat{q}'[\hat{V}(\hat{q})]^{-1}\hat{q}, \tag{2.4}$$

où $\quad V(\hat{q}) = V(\hat{\beta}_1) - V(\hat{\beta}_0)$

$V(\hat{\beta}_1)$ et $V(\hat{\beta}_0)$ désignant respectivement les matrices de variance-covariance de β_1 et β_0.

Sous H_0, cette statistique m suit un chi-deux centré à k degrés de liberté, où k est le nombre de restrictions que nécessite le test d'exogénéité.

Sous H_1, nous considérons une suite de modèles représentée par une suite de paramètres $\frac{q}{\sqrt{T}} = \hat{\beta}_{1_T} - \hat{\beta}_{0_T}$ telle que $\lim\limits_{T\to\infty} \sqrt{T}\,(p \lim \hat{\beta}_{0_T} - \hat{\beta})) =$

$a < \infty$. Alors lorsque T tend vers l'infini le long du sentier choisi, $m_T = T\hat{q}'_T$ $V_T(\hat{q})^{-1}\hat{q}_T$ est distribué asymptotiquement comme un chi-deux non centré à k degrés de liberté, avec un paramètre de décentrage approximativement égal à $T\bar{q}'\ V(q)^{-1}\ \bar{q}$ (où $\bar{q} = p \lim \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0$)) (*voir*: Hausman (1978)).

2.4 *Une utilisation plus simple du test*

Nous reprenons le système d'équations (2.1) pour lequel nous voulons tester l'hypothèse d'exogénéité de Y_2. D'après les définitions que nous avons données, tester l'exogénéité est équivalent à tester sous H_0 que $p \lim \frac{1}{T} Y_2 U = 0$.

L'estimateur efficace sous H_0, et que nous notons $\hat{\beta}_0$, est celui des moindres carrés ordinaires. Par contre sous l'hypothèse alternative cet estimateur est non convergent et biaisé.

L'estimateur $\hat{\beta}_1$ qui sera utilisé pour la comparaison est un estimateur des variables instrumentales basé sur l'instrument z.

$$\hat{\beta}_1 = (z' Y_2)^{-1} z' y_1 \tag{2.5}$$

À présent si on décompose le vecteur Y_2 en la somme $Y_2 = \hat{Y}_2 + v$, de l'instrument et de la partie de Y_2 orthogonale à z, la spécification de la régression des MCO de l'équation (2.1) peut être réécrite sous forme d'une régression étendue comme suit :

$$\begin{aligned} y_1 &= \beta Y_2 + \zeta Z_1 + U = \beta \hat{Y}_2 + \beta v + \zeta Z_1 + U \\ &= \beta \hat{Y}_2 + \gamma v + \zeta Z_1 + U \end{aligned} \tag{2.6}$$

Supposons que nous estimons cette régression avec MCO afin de comparer les deux estimateurs de β. La variable $\hat{Y}_2$ est asymptotiquement orthogonale à U sous les deux hypothèses nulle et alternative et il est orthogonal à v par construction. Ainsi l'estimateur par MCO de β relatif à $\hat{Y}_2$ est convergent sous les deux hypothèses et il est équivalent à l'estimateur des *VI* $\hat{\beta}_1$. L'estimateur de β correspondant à la variable v devrait, cependant, avoir la même limite en probabilité que $\hat{\beta}_1$ sous l'hypothèse nulle seulement. Nous devons tester si les deux estimateurs sont égaux, et puisque sous l'hypothèse alternative la limite en probabilité du deuxième coefficient n'est plus β, nous l'appelons γ.

Une autre transformation asymptotiquement équivalente à cette dernière pourrait être faite pour la procédure du test. Ainsi, si nous posons $\alpha = (\gamma - \beta)$, le test proposé devient un test asymptotique de la nullité du coefficient α, à partir du système suivant :

$$\begin{aligned} y_1 &= \beta(\hat{Y}_2 + v) + (\gamma - \beta) v + \zeta Z_1 + U \\ &= \beta Y_2 + \alpha V + \zeta Z_1 + U \end{aligned} \tag{2.7}$$

Le test de spécification est ainsi ramené à un test classique de la nullité des coefficients α dans le système de régressions étendues (2.7)[1].

En plus de sa simplicité la nouvelle formulation du test de Hausman permet d'avoir des interprétations plus simples des approximations de la puissance que ne fournissaient pas les autres formulations. Ainsi,

- Si $\hat{\alpha}$ est plus petit que son écart-type, ceci indique une puissance faible. (Ceci est évident pour l'utilisateur puisqu'il n'aura pas un estimateur précis de α). Par conséquent on ne rejette pas l'hypothèse H_0 d'absence d'erreur de spécification.
- Si $\hat{\alpha}$ est grand relativement à son écart-type, ce résultat indique le rejet de l'hypothèse d'absence d'erreurs de spécification.

1. Le test de Hausman mis sous cette forme est asymptotiquement équivalent au test sous sa forme quadratique (*voir*: Hausman (1978)). En outre il est équivalent au test de *Wu* (*voir*: Wu (1973), Nakamura et Nakamura (1981)).

3 — UNE PARAMÉTRISATION DES MODÈLES

À la première section, nous avons donné les bases théoriques des systèmes de fonctions de demande qui relèvent de la théorie du consommateur individuel. Cependant les données statistiques que nous utiliserons pour nos applications empiriques concernent la demande des biens agro-alimentaires dans toute l'économie. Par conséquent certaines conditions d'agrégation doivent être vérifiées pour que l'on puisse formuler les équations de demande en termes des observations agrégées.

Nous indiçons par h les paramètres correspondant au consommateur h ($h = 1, \ldots, H$). Pour pouvoir transférer les propriétés des micro relations sur les macro relations lorsque H tend vers l'infini, nous faisons l'hypothèse de l'agrégation convergente.

Notons toutefois qu'afin que cette condition soit vérifiée il suffit que la covariance pondérée entre b_h (l'effet revenu du consommateur h) et les changements relatifs de la dépense totale m soit nulle :

$$\frac{1}{H} \sum_h \frac{m_h}{m} (b_h - b)(d\log m_h - d\log_m) = 0$$

(*voir*: Barten (1974) et Barten (1977)).

Par ailleurs, pour l'estimation, nous pouvons paramétriser les différents systèmes de demande et les différentes régressions étendues à la manière du modèle de Rotterdam. (*Voir*: Barten (1969), Salvas-Bronsard *et al.* (1977) et Bronsard et Salvas-Bronsard (1980)). De plus nous spécifions les relations qui définissent les variables dont l'exogénéité est à vérifier.

Nous nous limiterons au test de l'exogénéité des quantités ou des prix de deux groupes seulement (viande et fruit). Ce choix est expliqué par le fait que ce sont les deux groupes dont la structure de marché est la moins nette.

3.1 — *Le modèle classique*

Nous prémultiplions l'équation (1.2) par $\hat{p} / p' x$ (où $\hat{p}$ est une matrice diagonale telle que $\hat{p}\,\iota = p$ avec ι un vecteur d'unités), et nous posons $\hat{w} = \hat{p}\hat{x} / p' x$; $B = \hat{p}K\hat{p} / p' x$; $b = \hat{p}k$ et $B = [B_1\ B_2]$ et nous ajoutons les termes d'erreurs U_1 et le terme constant ξ.

Ainsi nous avons :

$$\begin{cases} \hat{w}_{(t)} d\log x_{(t)} = B_1\ d\log p_1(t) + B_2 d\log p_2(t) + \\ \qquad\qquad b\iota' \hat{w}_{(t)} d\log x_{(t)} + \xi + U_1(t) \\ B = B' \qquad B\iota = 0 \qquad \iota' B = 0 \qquad \iota' b = 1 \qquad \iota' \xi = 0 \end{cases} \tag{3.1}$$

à ce système de demande nous associons le processus d'ajustement des prix.

$$d\log p_2(t) = g_1 R_{(t-1)} + g_2 E_{(t-1)} + U_2(t)^2 \tag{3.2}$$

$U_1\ (t)$ et $U_2\ (t)$ ont des moyennes nulles et une matrice

de variance-covariance $\Gamma = \begin{bmatrix} \Gamma_1 & \theta \\ \theta & \Gamma_2 \end{bmatrix}$.

Nous pouvons ainsi déduire le système de régressions étendues :

$$\begin{cases} \hat{w}_{(t)} d\log x_{(t)} = B_1 d\log p_1(t) + B_2 d\log p_2(t) \\ \qquad + \alpha U_2(t) + b\iota' \hat{w}_{(t)} d\log x_{(t)} + \xi + U_1(t) \\ B = B' \quad ; \quad B\iota = 0 \quad ; \quad \iota B = 0 \quad ; \quad \iota' b = 1 \quad ; \quad \iota'\xi = 0 \end{cases} \tag{3.3}$$

3.2 — *Le modèle réciproque*

Avant de paramétriser la forme réciproque on spécifie ω comme le vecteur des quantités demandées à l'année de base et on la note x_0. Ainsi $\omega'\ p = s$ peut s'écrire

$$x'_0\, p = s \tag{3.4}$$

En prémultipliant (1.6) par $\hat{x}_0$ on obtient :

$$\hat{x}_0 dp = \hat{x}_0 H \hat{x}_0 \check{x}_0 dx + \hat{x}_0 \gamma p' dx + \hat{x}_0 \frac{x'_0 dp}{x' p} p.$$

(où $\check{x}_0 = (\hat{x}_0)^{-1}$) et en posant $C = \hat{x}_0 H \hat{x}_0$, $c = \hat{x}_0 \gamma$ et $C = [C_1\, C_2]$, puis en ajoutant le terme d'erreur V_1 et le terme constant β, on a :

$$\begin{cases} \hat{x}_0[I-(1/s_{(t)})p_{(t)}x'_0]\, dp_{(t)} = C_1 \check{x}_{10} dx_1(t) + C_2 x_{20} dx_2(t) \\ \qquad + cp'_{(t)} dx_{(t)} + \beta + V_1(t) \\ C\iota = 0 \qquad \iota' C = 0 \qquad C = C' \qquad \iota' c = 0 \qquad \iota'\beta = 0 \end{cases} \tag{3.5}$$

auquel nous ajoutons un processus d'ajustement des quantités :

$$x_{0_2} dx_2(t) = a_1 R_{(t-1)} + a_2 E_{(t-1)} + V_2(t) \tag{3.6}$$

$V_1\ (t)$ et $V_2\ (t)$ ont des moyennes nulles et une matrice

de variance-covariance $\Omega = \begin{bmatrix} \Omega_1 & \theta \\ \theta & \Omega_2 \end{bmatrix}$.

La régression étendue relative au modèle réciproque est :

$$\begin{cases} \hat{x}_0[I-(1/s_{(t)}\ p_{(t)}x'_0] = C\check{x}_0 dx_{(t)} + \alpha V_2(t) \\ \qquad + cp'_{(t)} dx_{(t)} + \beta + V_1(t) \\ C\iota = 0 \qquad \iota' C = 0 \qquad C = C' \qquad \iota' c = 0 \qquad \iota'\beta = 0 \end{cases} \tag{3.7}$$

---

2. Le vecteur R englobe les variables retraçant la rigidité de l'offre et le vecteur E comprend les variables relatives aux modifications dans l'économie.

3.3 — *Le modèle mixte*

Après avoir procédé à une partition des vecteurs de quantités et de prix du modèle (3.1) et après transformation on obtient :

$$\left\{\begin{array}{l} \begin{bmatrix} \hat{w}_1(t)\, d\log x_1(t) \\ d\log p_2(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d\log p_1(t) \\ \hat{w}_2(t)\, d\log x_2(t) \end{bmatrix} \\ \quad + \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} w_{(t)}\, d\log x_{(t)} + \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} W_{11}(t) \\ W_{12}(t) \end{bmatrix} \\ A_{11} = A'_{11} \quad A_{12} = -A'_{21} \quad A_{22} = A'_{22} \quad A_{11}\iota_1 = 0 \\ A_{21}\iota_1 = \iota_2 \quad \iota'_1 a_1 = 1 \quad \iota'_1 A_{11} = 0 \quad \iota'_1 A_{12} = -\iota'_2 \end{array}\right. \tag{3.8}$$

auquel nous associons le processus d'ajustement des quantités :

$$\hat{w}_2(t)\, d\log x_2(t) = f_1 \cdot R_{(t-1)} + f_2 \cdot E_{(t-1)} + W_2(t) \tag{3.9}$$

$\begin{bmatrix} W_{11}(t) \\ W_{12}(t) \end{bmatrix}$ et $w_2(t)$ ont des moyennes nulles et une matrice de variance-covariance $\psi = \begin{bmatrix} \psi_1 & \theta \\ \theta & \psi_2 \end{bmatrix}$.

La régression étendue relative au modèle mixte s'écrit :

$$\left\{\begin{array}{l} \begin{bmatrix} \hat{w}_1(t)\, d\log x_1(t) \\ d\log p_2(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d\log p_1(t) \\ w_2(t)\, d\log x_2(t) \end{bmatrix} \\ \quad + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} W_2(t) + \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} \iota' \hat{w}(t)\, d\log x(t) \\ \quad + \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} W_1(t) \\ W_{12}(t) \end{bmatrix} \\ A_{11} = A'_{11} \quad A_{12} = -A'_{21} \quad A_{22} = A'_{22} \quad A_{11}\iota'_1 = 0 \\ A_{21}\iota_1 = \iota_2 \quad \iota_1 a_1 = 1 \quad \iota'_1 A_{11} = 0 \quad \iota'_1 A_{12} = -\iota'_2 . \end{array}\right. \tag{3.10}$$

4 — Présentation des résultats

Pour estimer les modèles (3.1), (3.6) et (3.9) nous avons utilisé les séries chronologiques tunisiennes sur la demande des produits agro-alimentaires pour la période 1961-1982[3].

Les données que nous avons pu avoir sont relatives à 26 biens agro-alimentaires. Mais pour l'estimation, nous les avons regroupés en six groupes que nous appelons : Céréale, sucre, lait, export, viande, fruit (*voir*: Ahadi (1986)).

3. L'existence de données statistiques complètes est un problème de taille pour toute étude économétrique relative à un pays en voie de développement. Afin de construire nos séries statistiques il nous a fallu recourir à trois sources différentes :

— Le ministère de l'Agriculture (*Annuaire des Statistiques agricoles*)

— L'institut national de la statistique (*Annuaire statistique de la Tunisie et enquêtes sur le budget et la consommation des ménages*)

— La FAO (*Annuaire de la production et Annuaire du commerce extérieur*).

4.1 — *Résultats des estimations des modèles*

Les tableaux 1, 2 et 3 donnent les coefficients d'estimation de nos trois modèles et les *t* de Student correspondants. De plus, ils comportent les statistiques du test de χ^2 relatives au test de la cohérence entre la théorie et l'échantillon.

Les estimations ont été effectuées avec la procédure « LSQ » du logiciel TSP (version 3.5) qui correspond aux moindres carrés généralisés (MCG) itérés (*voir*: Oberhoffer et Kmenta (1974)).

Nous ne donnerons dans ce qui suit que les estimations des modèles contraints. En outre, puisque les matrices d'effet prix et d'effet quantité seront symétriques, seuls les triangles supérieurs de ces matrices seront présentés.

Nous obtenons alors les résultats suivants:

4.1.1. — *Modèle classique*

Le tableau 1 contient les résultats de l'estimation du modèle (3.1) avec l'agrégation sur six biens. Le test de χ^2 sur la cohérence entre les restrictions a priori de l'information de l'échantillon ne conduit pas à rejeter une telle cohérence.

Si nous analysons la matrice de substitution, nous constatons que trois des termes diagonaux de cette matrice sont négatifs dont deux seulement sont significatifs. Les trois autres termes diagonaux sont positifs mais non significatifs.

Sur les 15 coefficients non diagonaux, 5 sont négatifs et 10 sont positifs [4]. Si nous nous restreignons aux coefficients qui ont une statistique de Student supérieure à 1,328 (seuil de signification de 90 %), il ne nous restera qu'un seul coefficient significatif parmi les éléments en dehors de la diagonale.

4.1.2. — *Modèle réciproque*

Le tableau 2 contient les résultats d'estimation du modèle (3.6) avec l'agrégation à 6 biens. Là aussi, le test de χ^2 ne conduit pas à rejeter la cohérence entre les restrictions a priori et l'information de l'échantillon. Le test a un seuil de signification critique qui dépasse les 95 %.

La matrice *C* révèle les relations de *q* substitution. Quatre des coefficients se trouvant sur la diagonale de *C* sont négatifs dont deux seulement sont significatifs. Les coefficients de signe positif sont non significatifs.

Sur les 15 coefficients, en dehors de la diagonale, 6 sont négatifs et 9 positifs, ce qui révèle qu'il y a plus de *q* compléments que de *q* substituts [5]. Si nous nous

4. C. Bronsard et L. Salvas-Bronsard (1980) disent que d'un point de vue théorique on sait que les *p* substituts doivent dominer dans ce genre de modèle. En effet, ceci s'explique par le fait que la matrice *B* étant négative semi-définie, ses éléments diagonaux sont non positifs. Les contraintes $Bl = 0$ impliquent que les éléments non diagonaux soient plus fréquemment positifs, d'autant plus que nous n'avons pas un *p* substitut qui domine en valeur absolue.

5. D'après C. Bronsard et L. Salvas-Bronsard (1980), dans le cas du modèle réciproque on s'attend d'un point de vue théorique, à ce que les *q*-compléments dominent. La matrice *C* étant négative semi-définie, ses éléments diagonaux sont non positifs. Les contraintes $Cl = 0$ impliquent donc que les éléments hors-diagonaux soient plus fréquemment positifs donc *q*-compléments. D'autant plus qu'il n'y a qu'un *q*-complément qui domine en valeur absolue.

TABLEAU 1

MODÈLE CLASSIQUE

$$\hat{w}d \log x = Bd \log p + bl' \, \hat{w}d \log x + \alpha + \varepsilon$$

$$B = B' \qquad Bl = 0 \qquad l'b = 1$$

	B						b	α	R^2	DW
Céréale	+0,018	0,020	0,036	−0,001	−0,021	−0,053	0,527	−0,011	0,65	1,80
	(0,19)	(0,43)	(1,16)	(−0,00)	(−0,49)	(−1,15)	(3,47)	(−0,94)		
Sucre		−0,098	−0,002	0,021	0,029	0,026	0,242	−0,003	0,86	1,91
		(−2,80)	(−0,09)	(0,35)	(1,34)	(1,09)	(1,46)	(−0,41)		
Lait			−0,083	0,013	0,01	0,025	−0,005	0,006	0,82	1,46
			(−4,25)	(0,26)	(0,45)	(1,16)	(−0,11)	(1,44)		
Export				−0,042	0,005	0,023	0,100	−0,002	0,65	2,65
				(−0,77)	(1,07)	(0,30)	(0,47)	(−0,13)		
Viande					0,018	−0,043	0,036	0,012	0,37	2,08
					(0,36)	(−1,28)	(0,60)	(2,45)		
Fruit						0,021	+0,20	−0,002	0,69	2,55
						(0,46)	(2,67)	(−0,29)		

Log de vraisemblance contrainte: 272,378 — Nombre d'observations: 21 — Valeurs critiques $\chi^2_{0,05} = 25$

Log de vraisemblance non contrainte: 284,878 — Nombre de restrictions: 15 — $\chi^2_{0,10} = 22,31$

$-2 \operatorname{Log} \lambda = 25$

TABLEAU 2
Modèle réciproque

$$\hat{x}_0\,[I - (1/s)\,p \otimes x_0']\,dp = C\,\check{x}_0\,dx + cp'\,dx + \beta + \xi$$

$$Cl = 0 \qquad C = C' \qquad l'c = 0$$

	C						c	β	R^2	DW
Céréale	−572,26	−1063,27	5496,53	792,86	341,14	−4995,0	0,0933	−3210,12	0,33	1,15
	(−0,10)	(−0,40)	(1,24)	(0,04)	(0,10)	(−0,99)	(2,32)	(−2,83)		
Sucre		−6903,16	910,96	747,67	3044,05	3263,75	0,06702	−2037,66	0,44	1,92
		(−2,39)	(0,31)	(0,11)	(1,16)	(0,81)	(2,39)	(−2,31)		
Lait			−8774,94	4591,86	−865,87	−1358,54	−0,09697	1536,76	0,49	1,29
			(−1,53)	(0,44)	(−0,22)	(−0,24)	(−2,60)	(1,30)		
Export				−9244,73	−3878,87	6992,21	−0,0721	−4559,37	0,61	2,20
				(−0,36)	(0,28)	(0,54)	(−0,96)	(1,78)		
Viande					3197,03	−6405,18	0,00296	227,78	0,03	2,64
					(0,69)	(−1,26)	(0,09)	(0,21)		
Fruit						2502,76	0,00580	1626,37	0,41	1,26
						(0,25)	(0,14)	(1,26)		

Log de vraisemblance contrainte: −1016,87
Log de vraisemblance non contrainte: −1015,04
$-2 \operatorname{Log} \lambda = 3,66$

Nombre d'observations: 21
Nombre de restrictions: 15

Valeurs critiques
$\chi^2_{0,05} = 25$
$\chi^2_{0,10} = 22,31$
$\chi^2_{0,50} = 14,34$
$\chi^2_{0,95} = 4,60$

restreignons aux coefficients dont les statistiques de Student sont supérieures à 1,328, nous ne trouvons aucun coefficient qui soit significatif parmi les coefficients en dehors de la diagonale.

4.1.3 — *Modèle mixte*

Dans le tableau 3 nous représentons les résultats d'estimation du modèle (3.9) avec l'agrégation à 6 biens. Notons tout d'abord que le test de χ^2 ne conduit pas à rejeter la cohérence entre les restrictions a priori et l'information de l'échantillon.

Le premier bloc de la matrice A (le bloc A_{11}) représente les effets de substitution-complémentarité. Nous remarquons que tous les coefficients sur la diagonale sont négatifs et de plus ils sont tous significatifs (dont 3 au seuil 95 %). D'autre part, sur les 6 coefficients en dehors de la diagonale, trois ont une statistique de Student > à 1,328 et ils sont tous positifs.

Le bloc A_{12} mesure les effets des quantités des deux groupes « fruit » et « viande » sur celles des autres groupes. Sur les 8 coefficients de ce bloc, 7 sont négatifs, parmi lesquels trois sont significatifs au seuil de 95 % et deux au seuil de 90 %.

Enfin, le bloc A_{22} mesure l'élasticité des prix des biens du deuxième groupe par rapport aux quantités consommées du deuxième groupe. Tout comme les deux autres modèles, le modèle mixte donne des coefficients qui ne sont pas significatifs au seuil de 90 %.

4.1.4 — *Conclusion*

Nous avons estimé trois systèmes de demande en essayant de tester la cohérence des restrictions théoriques et de l'information sur l'échantillon. Nous avons pu voir que :

• D'une part, les restrictions théoriques sont acceptées par les systèmes classique, mixte et réciproque, à un niveau de signification empirique de 5 %. Toutefois, le système réciproque a un niveau de signification nettement meilleur que celui des deux autres.

• D'autre part, si nous prenons le nombre de coefficients statistiquement signigicatifs dans chaque modèle, nous constatons que le modèle réciproque a le moins de coefficients statistiquement significatifs, par contre, c'est le modèle mixte qui comporte le plus de coefficients statistiquement significatifs.

Jusque là, il ne nous est pas possible de voir lequel des trois modèles fournit la meilleure spécification de la demande en biens agro-alimentaires.

Pour le faire, nous allons essayer de tester l'hypothèse d'exogénéité formulée par chacun des modèles.

TABLEAU 3
MODÈLE MIXTE

$$\begin{bmatrix} \hat{w}_1 d\log x_1 \\ d\log p_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d\log p_1 \\ \hat{w}_2 d\log x_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} \iota' w d\log x + \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix}$$

tel que : $A_{11} = A'_{11}$; $A_{12} = -A'_{21}$; $A_{22} = A'_{22}$; $A_{11}\iota_1 = 0$; $A_{21}\iota_1 = \iota_2$; $\iota'_1 a_1 = 1$; $\iota'_1 A_{21} = 0$; $\iota'_1 A_{12} = -\iota'_2$

	A_{11}				$A_{\cdot 2}$		a	γ	R^2	DW
Céréale	−0,105 (−1,42)	0,043 (0,92)	0,045 (1,60)	0,017 (0,80)	−0,455 (−4,06)	−0,773 (−5,03)	0,696 (4,48)	−0,010 (−0,85)	0,37	2,45
Sucre		−0,088 (−2,57)	0,019 (1,07)	0,028 (2,16)	−0,058 (−0,73)	−0,120 (−1,12)	0,165 (1,62)	−0,001 (−0,16)	0,87	3,11
Lait			−0,084 (−4,69)	0,019 (2,54)	−0,432 (−6,39)	−0,130 (−1,50)	0,035 (0,57)	0,012 (2,58)	0,80	2,05
Export				0,064 (−4,48)	0,054 (−1,57)	0,023 (0,50)	0,104 (0,91)	−0,000 (−0,004)	0,98	1,88
Viande					0,026 (0,004)	−0,281 (−0,53)	0,098 (−0,35)	0,023 (1,07)	0,49	1,65
Fruit						0,044	0,038 (0,05)	0,039 (0,10)	0,92	1,34

Log de vraisemblance contrainte : 226,975
Log de vraisemblance non contrainte : 235,009
$-2 \text{Log} \lambda = 21,974$

Nombre d'observations : 21
Nombre de restrictions : 15

Valeurs critiques $\chi^2_{0,05} = 25$
$\chi^2_{0,10} = 22,31$

4.2 — *Présentation des résultats du test d'exogénéité*

* *Le calcul de* $\hat{V}$

Nous avons commencé par estimer les équations des variations de prix du système d'équation (3.2) et celles de la variation des quantités des systèmes d'équations (3.6) et (3.9), par la méthode des MCO équation par équation. Nous avons retenu les estimations qui donnent les coefficients les plus significatifs statistiquement. (*Voir*: Ayadi (1986)).

De ces équations, nous avons tiré les valeurs calculées des variables endogènes que nous notons $\hat{Y}_{2t}$ ainsi que les valeurs des erreurs d'estimations correspondantes :

$$\hat{V}_t = Y_{2t} - \hat{Y}_{2t}$$

En utilisant les valeurs calculées de $\hat{V}_t$, correspondant à chaque système d'équation, nous avons pu estimer les systèmes de régressions étendues (3.3), (3.7) et (3.10).

* *Test de l'hypothèse H_0 d'absence de biais asymptotique*

Nous avons estimé chacun de nos systèmes de régressions étendues évoquées ci-dessus sous l'hypothèse d'absence de biais asymptotique (en posant $\alpha = 0$), puis nous les avons estimés sans imposer cette hypothèse ($\alpha \neq 0$).

Ainsi, nous avons pu déduire : $\hat{\hat{\Sigma}}_1$ et $\hat{\Sigma}_1$,

où

$\hat{\hat{\Sigma}}_1$: La matrice de covariance des résidus résultant de l'application des MCG itérés sur le système de régressions étendues de la forme (2.7) en imposant les restrictions déduites de la théorie économique et en supprimant l'hypothèse H_0 d'absence de biais asymptotique.

$\hat{\Sigma}_1$: La matrice de covariance des résidus résultant de l'application des MCG itératifs sur le système de régression étendu, en imposant les contraintes déduites de la théorie économique mais sans imposer l'hypothèse H_0.

Ainsi, nous déduisons la valeur de la statistique $T\,tr\,\hat{\hat{\Sigma}}^{-1}(\hat{\hat{\Sigma}}_1 - \hat{\Sigma}_1)$ relatif à chaque modèle.

(*voir*: Bronsard et Salvas-Bronsard (1984)).

Rappelons que Σ_1 peut être approximée soit par $\hat{\hat{\Sigma}}_1$ ce qui ramène le test à un test de Wald, soit par $\hat{\Sigma}_1$ ce qui ramène le test à un test du multiplicateur de Lagrange. Nous avons opté pour une approximation de notre test par le test de Wald parce qu'il est plus efficace à distance finie (*voir*: Pudney (1981) et Bewley (1983)).

Par ailleurs, le fait que nous avons utilisé un petit échantillon dans nos estimations nous amène à adopter une correction de notre statistique de test. Ainsi, d'après Anderson et Blundell (1983) notre statistique peut prendre la forme :

$$(T - 1)\, tr\, \hat{\hat{\Sigma}}{}^{-1}_{1} (\hat{\hat{\Sigma}}_{1} - \hat{\Sigma}_{1})$$

où 1 est le nombre de variables explicatives.

Ainsi, nous avons obtenu les résultats suivants concernant l'acceptation de H_0 :

TABLEAU 4

Modèles	$(T-1)\, tr\, \hat{\hat{\Sigma}}{}^{-1}_{1} (\hat{\hat{\Sigma}}{}^{-1}_{1} - \hat{\Sigma}_{1})$	Niveau de signification empirique
Classique	52,476	$< 0{,}5\,\%$ (*)
Réciproque	35,428	$< 0{,}5\,\%$
Mixte	20,129	$\simeq 4\,\%$

(*) Les valeurs de cette colonne sont celles d'un χ^2 à 11 degrés de liberté.

Nous pouvons dire que c'est seulement pour le modèle mixte que l'hypothèse H_0 est acceptée. C'est seulement avec ce système de demande que nous pouvons dire qu'il n'y a pas de biais asymptotique.

* *Puissance du test*

Comme nous l'avons dit ci-dessus, la puissance du test peut être approximée grâce au test de signification de α. Ainsi, en prenant les valeurs estimées de ces coefficients et leur t de Student, nous avons eu le résultat suivant (*voir*: tableau 5, page suivante).

En observant le tableau 5, nous voyons que le modèle mixte a tous ses coefficients non significatifs statistiquement, contrairement aux deux autres. Donc, c'est seulement avec le modèle mixte que l'hypothèse H_0 n'est pas rejetée au profit d'une hypothèse alternative.

Toutefois, une autre remarque peut être faite qui d'une part renforce ce qui vient d'être dit, et d'autre part approuve la partition que nous avions faite des vecteurs de quantité et de prix pour spécifier le modèle mixte sous la forme donnée par (3.8). Ainsi :

- En observant les coefficients α donnés par les régressions étendues du modèle classique, nous voyons que ces derniers, sous l'hypohèse H_0, sont rejetés pour les équations de demande de fruits et de viande.

TABLEAU 5

VALEURS DU COEFFICIENT α POUR TOUTES LES FONCTIONS DE DEMANDE

	Modèle classique	Modèle réciproque	Modèle mixte
α_{CV}	−0,018 (−0,15)	10 752,4 (3,49)	−0,051 (0,20)
α_{CF}	0,098 (1,28)	−12 430,5 (−4,53)	−0,033 (−0,16)
α_{SV}	0,012 (−16)	−5 811,86 (−1,49)	−0,092 (−0,58)
α_{SF}	−0,027 (−0,57)	3 614,8 (1,03)	0,024 (0,19)
α_{LV}	−0,024 (−0,49)	−3 035,04 (−0,93)	0,643 (0,65)
α_{LF}	−0,001 (−0,03)	7 677,95 (2,68)	0,010 (−0,12)
α_{EV}	−0,071	−5 035,5	−0,023 (−0,13)
α_{EF}	−0,074	1 829,03	0,018 (0,13)
α_{VV}	0,174 (3,94)	2 429,69 (0,27)	−0,619 (1,13)
α_{VF}	−0,073 (−2,73)	700 308 (0,09)	0,339 (0,85)
α_{FF}	−0,071 (−3,08)	−1 391,59 (−0,22)	−0,054 (−0,17)

Note : α_{ij} représente le coefficient retraçant l'effet de $\hat{V}_j$ sur la variable endogène d'indice i.

$$i \in \{ C, S, L, E, V, F\}$$

$$j \in \{ V, F\}$$

avec : C = céréale S = sucre L = lait

E = export V = viande F = fruit

• En observant les α donnés pour le modèle réciproque, nous voyons que l'hypothèse H_0 est rejetée pour les équations de prix, des céréales, de sucre et de lait.

Or, c'est à ce niveau que diffèrent les modèles classique et réciproque respectivement par comparaison au modèle mixte. Donc, il n'est pas surprenant de voir que le modèle mixte (3.8) ne rejette pas l'hypothèse H_0 pour toutes les équations qu'il estime.

Cette constatation justifie a posteriori un choix important que nous avons fait pour le modèle mixte en nous basant sur les caractéristiques du marché de chaque produit. À travers l'analyse de la puissance du test d'exogénéité des deux modèles classique et réciproque, nous voyons que nous avons le modèle mixte le plus approprié, qui n'est autre que celui qui retrace les caractéristiques propres du marché étudié.

5 — Conclusion

Si nous prenons le critère de la bonne spécification comme critère de discrimination, nous disons que le système de demande mixte est censé représenter mieux que les autres la demande de produits agro-alimentaire en Tunisie.

En outre, en nous basant sur la puissance du test d'exogénéité nous disons que le modèle (3.8), qui est supposé retracer les caractérisitiques du marché étudié, correspond au meilleur modèle mixte.

Ainsi la prise en compte de la structure du marché des produits étudiés ouvre un horizon très vaste de recherche puisque cela permet de réduire l'erreur de spécification des modèles de demande tout en restant dans le cadre d'un système complet de fonctions de demande.

Néanmoins de telles spécifications pourraient être plus performantes si nous pouvions tenir compte des différences régionales dans les habitudes alimentaires. Ainsi un prolongement de notre travail pourrait être fait si on pouvait étudier indépendamment les demandes sur les marchés urbains et sur les marchés ruraux.

BIBLIOGRAPHIE

Anderson G. et R. Blundell (1983), « Testing restrictions in a flexible dynamic demand system : An application to consumer's expenditive in Canada ». *Review of Economic Studies* 50, pp. 397-400.

Ayadi M. (1986), « Spécification, estimation et comparaison de systèmes de fonctions de demande : Une étude de la demande des produits agro-alimentaires en Tunisie ». Thèse de 3ème cycle — Toulouse I.

Barten A.P. (1974), « Complete systems of demand equations : Some thoughts about aggregations and functional form ». Recherches Économiques de Louvain, pp. 3-20.

BARTEN A.P. (1977), « The systems of consumer demand functions approach : A review ». *Econometrica* 45, pp. 23-41.

BEWLEY R.A. (1983), « Tests of restrictions in large demand systems ». *European Economic Review* 20, pp. 257-269.

BRONSARD C. et L. SALVAS-BRONSARD (1980), « Sur les différentes formes structurelles engendrées par la théorie de la demande et leur utilisation en économétrie : Systèmes direct, réciproque, mixte et système avec rationnement quantitatif ». *Les Annales de l'INSEE* 50, pp. 3-31.

BRONSARD C. et L. SALVAS- BRONSARD (1984), « On prices exogeneity in complete demand systems ». *Journal of Econometrics* 24, pp. 367-383.

ENGLE R.F. (1984), « Wald, Likelihood and Langrange multiplier tests ». *Hand book of Econometrics*, chapitre 13.

ENGLE R.F., D.F. HENDRY et J.F. RICHARD (1983), « Exogeneity ». *Econometrica* 51, pp. 277-304.

HAUSMAN J.A. (1978), « Specification tests in econometrics ». *Econometrica* 46, pp. 1251-1271.

LAITINENT K. et H. THEIL (1979), « The Antonelli matrix and the reciprocal Slutsky matrix ». *Economics Letters* 3, pp. 153-157.

NAKAMURA A. et M. NAKAMURA (1981), « On the relationship among several specification error tests represented by Durbin, Wu and Hausman ». *Econometrica* 49, pp. 1583-1588.

OBERHOFER W. et J. KWENTA (1974), « A general procedure for obtaining maximum likelihood estimates in generalized regression models ». *Econometrica* 42, pp. 579-590.

PUDNEY S.E. (1981), « An empirical method of approximating the separable structure of consumer preferences ». *Review of Economic Studies*, pp. 561-577.

ROY R. (1970), « Elements d'économétrie ». P.U.F.

SALVAS-BRONSARD L., D. LE BLANC et C. BRONSARD (1977), « Estimating demand equations : The converse approach ». *European Economic Review* 9, pp. 301-321.

THEIL H. (1976), « Theory and measurement of consumer demand ». Volume 2, North Holland.