

## ANALYSE DYNAMIQUE DE LA CONSOMMATION DE PRODUITS ALIMENTAIRES EN TUNISIE A TRAVERS LE SYSTEME DE DEMANDE GADS

B. DHEHIBI (1) et J. MAGIL (1)

### المخلص

يهدف هذا البيان في البداية إلى دراسة تطور استهلاك المواد الغذائية عند الأسر التونسية، لمعرفة طبيعة استهلاك هذه المواد وقع اللجوء إلى استعمال عذة تماجد غير ثابتة لنمط GADS معتمدين في ذلك على بيانات زمنية اخذين بعين الاعتبار موضوعية السلوك عند المستهلك التونسي.

لاختيار النمط الأمثل والذي يتماشى مع طبيعة البيانات الموجودة من بين الربعة الذين شملهم التحليل نمط إصلاح الخطأ ECM نمط تراجعي، نمط تعديل جزئي، وأخيرا النمط الثابت وقع الاعتماد علي عدة اختبارات مقياسية.

يبرز من خلال النتائج الأولية إن نمط GADS في شكل إصلاح الخطأ ECM هو الأكثر تماشيا مع طبيعة البيانات المستعملة في الدراسة والتي شملت المدة الفاصلة بين 1973-1994

بعد تثبتنا في موضوعية البيانات وقع تجميع المواد التي شملها التحليل إلى تسعة عناصر : 1 المبوب ومشتقاتها، 2 اللحوم، 3 الأسماك، 4 الحليب ومشتقاته، والبيض، 5 الفواكه، 6 الغلال، 7 البطاطا، 8 الزيوت والدهنيات وأخيرا 9 مواد غذائية أخرى.

1) Unidad de Economía Agraria, Servicio de Investigación Agroalimentaria (DGA).  
Apdo. 727, 50.080 Zaragoza (SPAIN), Tel. : (976) 57 63, fax : (976) 57 55 01. E-mail : Boubaker@mizar. scic. es, jmgil@posta.unizar.es.

إن النتائج التي حصلنا عليها من خلال التحليل تمكينا من استخلاص فوارق في كيفية رد الفعل تجاه التغييرات في النفقات الخاصة بالاستهلاك الغذائي والأسعار وذلك من خلال الأرقام التي تبين مختلف الحالات. إضافة إلى النتائج المذكورة، تمكنا من استخلاص نتائج أخرى يمكن حوصلتها في النقاط التالية.

- (1) باستثناء اللحوم، الأسماك والحليب ومشتقاته والبيض والتي تعتبر مواد ترفيحية، كل المواد الغذائية المتبقية تعتبر رئيسية.
- (2) كل المواد المدرجة في التحليل تعتبر غير مرنة في علاقتها مع الأسعار
- (3) من خلال دوافع المفارقات في الأسعار، برزت إمكانيات استهلاك استبدالي بين اللحوم والأسماك والحليب ومشتقاته والبيض.

#### ABSTRACT

The aim of this study is to analyse Tunisian food product demand using multi-equational econometric systems with time series data. We specify and estimate different dynamic versions of the GADS (Generalized Addilog Demand System). We have chosen a general dynamic approach to allow for habit persistence and inertia of Tunisian consumers. It also allows functional form selectivity in order to choose the best adjustment to data (Error Correction Model, Autoregressive Model, Partial Adjustment Model and Static Model). Regarding functional form, Error Correction Model is used for global food demand analysis. Annual data from 1973 to 1994 is used for nine different groups of food products : 1) cereals, 2) meats, 3) fish, 4) milk products and eggs, 5) fruits, 6) vegetables, 7) potatoes, 8) oils and fats and 9) other products. From the analysis of expenditure elasticities with respect to total expenditure and of price elasticities (both direct marshallian and crossed hicksian) we can conclude : 1) all food products groups can be classified as normal and first necessity, except for meat, fish, milk products and fruits that can be classified as luxury goods; 2) demand for all groups is inelastic and 3) the following groups can be classified as substitutes : meat, fish and milk products.

#### RESUME

Dans ce travail on décrit en premier lieu l'évolution de la consommation des produits alimentaires en Tunisie. Pour analyser la structure de la demande de ces produits, diverse versions dynamiques du modèle GADS (Generalized Addilog Demand System) ont été spécifiées, en se basant sur des données de séries chronologiques, en

vue de tenir compte de la persistance des habitudes et de l'inertie du consommateur tunisien. Le choix du modèle a été fait moyennant des tests économétriques, pour choisir entre les spécifications suivantes : modèle de correction de l'erreur (ECM), modèle auto-régressif d'ordre 1, modèle d'ajustement partiel et modèle statique. Le résultat de la sélection entre les différentes formes fonctionnelles a permis de retenir le modèle AIDS sous la forme de modèle de correction de l'erreur (ECM). L'analyse a été réalisée en se basant sur des données annuelles pour la période 1973-1994. Après avoir vérifié la consistance de l'information, les données ont été agrégées en neuf catégories de produits alimentaires. Les différentes catégories utilisées pour l'analyse sont les suivantes : 1) céréales; 2) viandes; 3) poissons; 4) lait, dérivés et œufs; 5) fruits; 6) légumes; 7) pommes de terre; 8) huiles et graisses; et 9) autres produits alimentaires (sucres, café et thé). L'analyse des résultats à partir du calcul des élasticités dépenses déterminées par rapport aux dépenses totales en alimentation, ainsi que les élasticités prix (directes marshalliennes et croisées hicksiennes) ont permis de dégager les conclusions suivantes : 1) tous les groupes de biens sont normaux et de première nécessité, à l'exception des viandes, poissons, lait et dérivés et les fruits, qui sont considérés comme étant des biens de luxe, 2) tous ces biens sont considérés comme inélastique, 3) les viandes, poissons et le groupe lait et dérivés présentent une nette substitution entre eux.

## INTRODUCTION

Du point de vue de l'analyse économique, l'estimation des élasticités de la demande des produits alimentaires est un sujet important lors de l'élaboration des politiques agricoles. En effet, les décideurs politiques, les agriculteurs, les secteurs de transformation et de distribution ont besoin de prévoir l'évolution de la demande future pour une planification adéquate au niveau de la production, importation, exportation et consommation. Ainsi, l'estimation des élasticités de la demande des produits alimentaires a été principal de plusieurs études, et en particulier au niveau des pays en voie de développement. Parmi quelques études récentes, on peut citer Ahmed et al. (1988), Gaiha et Young (1989), Burney et Akmal (1991), Padilla (1991), Padila et Oncuoglu (1990), Mdafri et Brorsen (1993), Malassis (1994) et Doudichi (1995).

En Tunisie, des travaux similaires ont également été réalisés par Abdeslem (1990), Merhaban (1992), Kamoun et Jaouadi (1993), Chaffai (1994), Fuglie (1994), Khaldi et Naili (1995) et Lahiani (1996). La portée fondamentale de ces recherches se situe au niveau de la fourniture des informations relatives au comportement des consommateurs tunisiens vis-à-vis des changements dans les prix relatifs, au-delà des informations habituelles se rapportant aux effets revenus et démographie et, ce, même pour les produits alimentaires dont les prix ont été historiquement l'objet d'intervention directe de la part des pouvoirs publics. Ce type d'information permet de mieux apprécier les structures des demandes alimentaires nationales et de les prévoir avec moins d'imprécision.

Cependant, en dépit de l'importance de ce type d'études, très peu de travaux ont abordé la demande de produits alimentaires en Tunisie, en particulier l'introduction des facteurs dynamiques dans l'analyse des systèmes de demande. Dans une telle situation, les études économiques reflètent, souvent, comment les consommateurs s'ajustent instantanément aux changements qui se produisent aussi bien au niveau des prix, comme des revenus ou d'autres déterminants de la demande. Les valeurs retardées de certaines variables peuvent conditionner le comportement futur des consommateurs. Face à cette pénurie, ce travail propose une étude des systèmes complets de demande de produits alimentaires moyennant une approche dynamique.

L'objectif de cet article est double. En effet, il vise à analyser l'évolution de la consommation de produits alimentaires en Tunisie afin de nous permettre de tirer certaines conclusions de remarques générales sur les facteurs qui révèlent les changements qualitatifs dans la consommation alimentaire des ménages tunisiens. Avant toutes choses, il faut mentionner que toutes les analyses préliminaires se basent sur les données issues des enquêtes de consommation et des dépenses réalisées à l'échelle nationale par l'Institut National de la Statistique. Après une phase d'analyse structurelle, cet article tente, aussi, d'évaluer la structure quantitative à long terme de la demande de produits alimentaires en Tunisie. Pour analyser la structure de la demande à long terme ainsi que les relations dynamiques à court terme de l'ensemble de ces catégories de produits, une modélisation économétrique du modèle GADS (Generalized Addilog Demand System) a été utilisée en se basant sur des données de séries chronologiques couvrant la période 1973-1994. L'effet prix et l'effet revenu (dépenses en alimentation) ont été introduits. On propose à la fois de déterminer la meilleure spécification dynamique du modèle GADS (auto-régressif d'ordre 1, ajustement partiel, modèle statique et modèle de correction de l'erreur) qui s'adapte aux données utilisées dans l'analyse empirique afin d'estimer les élasticités revenus et prix (directes marshalliennes et croisées hicksiennes).

La présente étude dresse, donc, un constat sur la structure et l'évolution de la consommation alimentaire en Tunisie aussi bien à court terme que à long terme. Pour atteindre ces objectifs, ce travail est structuré de la manière suivante. Dans la première partie, on fait une analyse descriptive de la consommation des produits alimentaires en Tunisie. La deuxième partie fait l'objet de la description, du traitement des données ainsi que de la spécification et de la formulation, statique et dynamique, du système de demande GADS, respectivement. La présentation des principaux résultats de l'estimation sont traitées dans la troisième partie. Finalement, on présente les principales conclusions qui en découlent.

### La consommation des produits alimentaire en Tunisie

Durant les dernières années, la demande alimentaire en Tunisie a subi des transformations profondes comme conséquence des changements structurels de la société. Les habitudes alimentaires du tunisien des années 90 ne sont plus celles du tunisien des années 60. La demande est surtout diversifiée, et est devenue plus exigeante du point de vue quantité et particulièrement du point de vue qualité. En effet, les grandes caractéristiques de ce changement sont bien connues du fait de l'amélioration des revenus, du contact avec l'extérieur, du développement, de la diversification de l'offre de produits alimentaires (qu'ils soient locaux ou importés), de la politique des prix produits alimentaires et d'un effort d'éducation nutritionnelle.

En analysant l'évolution de la consommation alimentaire en Tunisie, on peut distinguer que lorsque leur niveau de vie s'améliore, les ménages augmentent ses dépenses alimentaires moins vite que les dépenses qu'ils choisissent de consacrer à d'autres postes comme la santé, le logement, les transports et la communication ou la culture et les loisirs (loi d'Engel). Cette tendance est particulièrement nette tout au long de la période étudiée (1975-1995), puisque le coefficient budgétaire de l'alimentation qui a dépassé 41% en 1975 n'a pas dépassé 38% en 1995 (INS, 1995). L'examen des variations de taux de croissances au cours de la période étudiée montre une tendance au ralentissement qui affecte l'alimentation en comparaison avec les dépenses consacrées à d'autres postes.

Cette diminution tendancielle des taux de croissance peut être due à un ralentissement général des dépenses de consommation des ménages de certains produits qui s'accroît surtout dans la dernière période. Si l'on examine, par exemple, l'évolution des coefficients budgétaires des céréales, huiles et corps gras et le groupe de sucres et dérivés, on se rend compte qu'au-delà des fluctuations conjoncturelles, la tendance pour l'ensemble de la période est clairement au ralentissement. Par contre, dans le cas des produits d'origine animale, on observe une tendance plutôt à la hausse, liée surtout à l'accroissement de celle des viandes, du lait, dérivés et œufs.

Nous donnons quelques indications sur le niveau moyen de consommation de quelques produits pour fixer les ordres de grandeurs et caractériser l'évolution de ces produits. Les chiffres rassemblés dans le tableau 2 montrent que, pendant ces deux dernières décennies, le lait et les produits laitiers restent la principale source alimentaire d'origine animale. La consommation du lait décroît, mais ce recul est plus que compensé par la croissance spectaculaire de la consommation des autres produits laitiers. L'acquisition des autres produits animaux a connu un développement relativement modéré. Parallèlement à cette diversification dans la consommation des produits alimentaires d'origine animale, l'évolution la plus remarquable est celle de la croissance de la consommation des céréales, des légumes frais, des légumes transformés, poissons, œufs et des huiles et corps gras.

Tableau 1. — Evolution de la structure des dépenses d'alimentation par personne et par an depuis 1975 au niveau national

Groupe de produits alimentaires	Dépenses par personne et par an (en dinars constants de 1990)						Coefficients budgétaires en %					
	1975	1980	1985	1990	1995		1975	1980	1985	1990	1995	
Céréales	44,10	46,89	41,46	44,4	55,4		8,9	8,2	6,1	6,2	5,7	
Légumineuses	7,40	80,4	90,3	10,6	13,4		1,5	1,4	1,3	1,5	1,4	
Légumes	32,99	37,47	45,62	49,7	58,6		6,7	6,6	6,8	6,9	6,0	
Fruits et noix	11,44	14,71	15,06	19,3	23,2		2,3	2,6	2,2	2,7	2,4	
Viandes	37,71	49,19	58,39	64,5	80,2		7,6	8,6	8,6	9,0	8,3	
Poissons	5,72	6,20	80,3	9,0	12,9		1,12	1,1	1,2	1,3	1,3	
Lait, dérivés et œufs	13,46	21,83	26,11	29,8	41,6		2,8	3,8	3,9	4,2	4,3	
Produits sucrés	10,10	10,11	7,17	8,6	11,6		2,1	1,8	1,1	1,2	1,2	
Huiles et corps gras	23,23	17,24	15,49	17,8	18,1		4,7	3,0	2,3	2,5	1,8	
Boissons et repas pris à l'extérieur	20,20	26,20	36,87	32,4	48,7		4,0	4,6	5,5	4,5	5,0	
Total	206,4	237,9	263,2	286,1	363,7		41,7	41,7	39,0	40,0	37,7	

Source : INS. Enquête nationale sur le budget et la consommation des ménages (plusieurs années).

En effet, les changements qui ont eu lieu durant les dernières années ont fait que le modèle de consommation alimentaire tunisien, bien qu'il conserve encore ses propres caractéristiques du régime alimentaire traditionnel (une grande consommation des céréales et dérivés), tend à se rapprocher du modèle méditerranéen. Un modèle où la consommation alimentaire, en termes de calories, par personne et par jours décrite, suggère que le régime alimentaire du tunisien moyen est riche en produits d'origine végétale, faible en produits d'origine animale et diversifiée.

**Tableau 2. — Evolution des quantités moyennes consommées par personne et par an au niveau national (kg)**

Groupe de produits	1975	1980	1985	1990	90/75 (%)
Céréales <sup>(1)</sup>	181,3	210,2	204,4	196,4	8,32
Légumineuses sèches	3,2	3,2	3,2	3,2	0,0
Légumineuses vertes	5,9	7,2	8,7	5,8	-2,52
Légumes frais	64,7	66,2	77,6	81,5	26,02
Légumes transformés <sup>(2)</sup>	41,5	42,5	46,8	52,2	25,78
Fruits	66,0	37,6	38,9	53,0	-19,7
Viandes et volailles	14,9	16,9	17,8	19,9	33,55
Poissons	5,1	5,5	6,1	7,1	39,21
Lait frais	55,3	40,6	37,5	38,8	-29,8
Produits laitiers <sup>(3)</sup>	15,9	20,4	14,1	19,6	23,27
Œufs <sup>(4)</sup>	55	71	77	97	76,36
Huiles et corps gras	15,7	15,8	20,8	25,1	59,8
Sucre et produits sucrés	14,5	14,5	16,5	17,4	20,0
Thé-nature	1,25	1,3	1,6	1,7	36,0
Café-nature	0,7	0,7	0,8	0,7	0,0

Source : INS. Enquête nationale sur le budget et la consommation des ménages (1993).  
 1) En équivalent grains, 2) En équivalent légumes frais, 3) En équivalent lait frais et  
 4) En nombre de pièces.

### Source et analyse des données

On rappelle que l'objectif principal du présent travail est l'analyse dynamique de la demande de produits alimentaires en Tunisie moyennant une approche économétrique. La méthodologie retenue consiste à utiliser le modèle GADS afin de choisir la forme fonctionnelle adéquate qui s'adapte aux données utilisées dans la modélisation économétrique. Les données utilisées dans cette étude proviennent de différentes sources. Les séries des prix pour chaque bien sont issues des bulletins mensuels de statistiques publiés par l'Institut National de la Statistique (INS). Les quantités consommées par tête au niveau de différents produits alimentaires sont estimées par la division de la consommation totale de chaque produit, issues des documents de la FAO, par la population totale de chaque année (déterminée aussi par la FAO). Après avoir vérifié la consistance de l'information, les données ont été agrégées selon une fréquence annuelle. Des calculs ont été menés pour obtenir les prix moyens pour chaque groupe de produits à partir des quantités consommées et les prix unitaires relatifs à chaque produit. A cet effet, on a déterminé un prix moyen pondéré, exprimé en dinar tunisien par kilogramme, et une quantité moyenne, exprimée en kilogramme par personne et par an, pour chaque groupe de produits. 3 Toutes les données sont relatives à l'ensemble de la Tunisie et couvrent la période 1973-1994. Les différentes catégories de produits établies pour l'analyse sont les suivantes : 1) céréales, 2) viandes, 3) poissons, 4) lait, dérivés et œufs, 5) fruits, 6) légumes, 7) pommes de terre, 8) huiles et corps gras et 9) autres produits alimentaires (thé, café et sucre).

### Système de Demande Addilog Généralisé (GADS)

Dans la majorité des applications empiriques de la demande, il a été choisi le modèle défini par Deaton et Muellbauer (1980), le système de demande Quasi idéal (AIDS). Ce système a l'avantage d'être un modèle complet, que l'on peut contraindre à satisfaire les hypothèses théoriques d'homogénéité et la symétrie en tenant compte de sa flexibilité et de sa linéarité. Malgré ces avantages, le système de demande quasi idéal présente l'inconvénient de que les participations moyennes de dépenses estimées peuvent être négatives. Un modèle qui garantit la non-négativité des proportions de dépenses estimées, qui satisfait la condition d'agrégation et permet de contraindre les hypothèses théoriques d'homogénéité et de symétrie est celui proposé par Bewley (1986), le Système de Demande Addilog Généralisé (GADS) qui se dérive de l'extension du modèle Logit Multinomial de Theil (1969).

Dans le modèle GADS, l'équation de la demande est une interprétation, elle exprime la part du budget  $w_{it}$  par :

$$w_{it} = e^{\delta_{it}} / \sum_{i=1}^n e^{\delta_{it}} \quad (1)$$

où  $\delta_{it}$  adopte la forme suivante :

$$\delta_{it} = \alpha_i + \beta_i \log y_t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} \quad (2)$$

où  $w_{it}$  est la part de la dépense du bien  $i$  dans la dépense globale de la période  $t$  ( $t = 1, \dots, T$ ),  $y_t$  est la dépense totale en alimentation de la période  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ).

En général, le modèle définit suivant l'expression (1) ne peut pas être estimé directement vu qu'il n'est pas linéaire d'où la nécessité de sa linéarité. Dans la proposition d'obtenir un modèle facilement estimable et qui permet de tester les restrictions théoriques, Bewley a proposé quelques transformations. En premier lieu, le modèle (1) est linéarisé en prenant les logarithmes népériens, le modèle est exprimé selon la formule suivante :

$$\log w_{it} = \alpha_i + \beta_i \log y_t + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} - \log \sum_{i=1}^n e^{\delta_{it}} \quad (3)$$

Soit  $\bar{w}_i$  la participation dans la dépense totale du bien  $i$  dans un point choisi de l'échantillon, qui n'est pas nécessairement la moyenne sinon simplement un point quelconque de l'échantillon où il satisfait

$$\sum_{i=1}^n \bar{w}_i = 1 \text{ et } \bar{w}_i > 0,$$

(dans ce travail, on considère que  $\bar{w}_i$  la participation moyenne). Si on multiplie chaque équation de (3) par sa participation moyenne respective et, postérieurement, sommons les équations résultantes, on obtient :

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \log w_{it} &= \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \alpha_i + \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \beta_i \log y_t + \sum_{j=1}^n \bar{w}_i \gamma_{ij} \log p_{jt} - \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \log \sum_{i=1}^n e^{\delta_{it}} \end{aligned} \quad (4)$$

Si maintenant, soustrayant à l'expression (3) et (4) on obtient :

$$\begin{aligned} \log w_{it} - \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \log w_{it} &= \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \alpha_i \beta_i + \log y_t - \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \beta_i \log y_t \\ &+ \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} - \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \gamma_{ij} \log p_{jt} \end{aligned} \quad (5)$$

Si on regroupe l'expression antérieure, le modèle adopte l'expression suivante :

$$\log (w_{it} / w^*) = a_i^* + b_i^* \log y_t + \sum_{ij=1}^n c_{ij}^* \log p_{jt} \quad (6)$$

où,

$$\begin{aligned} \log w^* &= \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \log w_i & a_i^* &= \alpha_i - \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \log w_i \\ b_i^* &= \beta_i - \sum_{j=1}^n \bar{w}_j \beta_j & c_{ij}^* &= \gamma_{ij} - \sum_{i=1}^n \bar{w}_i \gamma_{ij} \end{aligned}$$

Une forme alternative de l'équation (6) ou les paramètres correspondants avec les élasticités revenus et prix s'obtiennent en éliminant  $\log (p_t/y_t)$  de deux expressions :

$$\log (q_{it} / w_t^+) = a_i^* + \eta_i \log y_t + \sum_{j=1}^n E_{ij} \log p_{jt} \quad (7)$$

où  $q_i$  est la quantité consommée du bien  $\eta_i$  et  $i$  et  $E_{ij}$  sont les élasticités calculées par rapport à la participation moyenne des dépenses alimentaires. Pour vérifier et contraindre les restrictions théoriques d'agrégation et des symétrie, l'expression (7) doit être redéfinie en multipliant par  $\bar{w}_i$ , on obtient ainsi la version suivante du modèle :

$$\bar{w}_{it} \log (q_{it} / w_t^+) = a_i + \theta_i \log(y_t / p_t^+) + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \log p_{jt} \quad (8)$$

où  $\bar{w}_{it}$  est la participation moyenne du bien  $i$  dans la dépense totale en alimentation ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) de la période  $t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ).

$$a_i = \bar{w}_i a_i^* = \bar{w}_i (\alpha_i - \sum_{j=1}^n \bar{w}_j \alpha_j) \quad \theta_i = \bar{w}_i \eta_i$$

$$\pi_{ij} = \bar{w}_i E_{ij} + \bar{w}_i \bar{w}_j \eta_i \quad \log p_t^+ = \sum_{j=1}^n \bar{w}_j \log p_j$$

$$\log w_t^+ = \sum_{j=1}^n \bar{w}_j \log p_{jt}$$

Les paramètres qui accompagnent la dépense ( $\theta_i$ ) et les prix ( $\pi_{ij}$ ) sont les proportions marginales et les paramètres de Slutsky, respectivement, calculés par rapport à la participation moyenne des dépenses.

La restriction d'agrégation peut être exprimée sous la forme suivante :

$$\sum_{i=1}^n a_i = 0 \quad \sum_{i=1}^n \theta_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \pi_{ij} = 0 \quad (9)$$

et celle d'homogénéité et de symétrie par :

$$\sum_{i=1}^n \pi_{ij} = 0 \quad \pi_{ij} = \pi_{ji} \quad (10)$$

De plus, il a l'avantage de que les proportions de dépenses estimées par l'équation (6) sont positives et somment l'unité. Les élasticités dépenses et prix du modèle GADS sont déterminées moyennant les expressions suivantes :

$$- \eta_i = \theta_i / w_i \quad (11)$$

$$- E_{ij} = (\pi_{ij} - w_i w_j \eta_i) / w_i \quad (12)$$

### Modèles Dynamiques et Structures à Long-Terme

En général, les consommateurs n'ajustent pas instantanément leur comportement aux changements qui se produisent au niveau des prix, des dépenses ou en d'autres déterminants de la demande (modèles statiques). Le modèle statique présume un ajustement instantané vers un nouveau équilibre quand il y a un changement au niveau des prix ou au niveau des dépenses. Cependant, une telle approche statique ne fournit pas une description réaliste sur le comportement des consommateurs. Dans l'analyse des fonctions de la demande de produits alimentaires, le comportement dynamique a été introduit sous plusieurs formes : (1) modifier la constante  $\alpha_i$  dans l'équation du système de demande (Alessie et Kapteyn (1991), et Assarson (1991)); (2) estimer le modèle en première ou en quatrième différence (Rales et Unnevehr (1988), Moschini et Meilke (1989) pour les Etats-Unis d'Amérique, Reynolds et Goodard (1991) pour Canada); et (3) utiliser une spécification dynamique générale, comme l'ont proposé Anderson et Blundell (1983b). Cette spécification a été utilisée par Burton et Young (1992) pour analyser la demande des viandes au Royaume Uni, Kesavan et al., (1993) pour la demande de viandes aux Etats Unis et nous l'avons utilisé dans cette étude. Cette spécification permet d'incorporer les différentes

toutes les équations s'effectue de la même manière et on garantit, donc, la condition d'aditivité. le modèle (14) est transformé de la manière suivante :

$$\Delta \left[ \bar{w}_i \ln \left( \frac{q_{it}}{w_t^+} \right) \right] = \varphi_i \Delta \ln \left( \frac{y_t}{p_t^+} \right) + \sum_{j=1}^n \mu_{ij} \Delta \ln p_{jt}$$

$$- \lambda \left[ \bar{w}_j \ln \left( \frac{q_{j,t-1}}{w_{t-1}^+} \right) - a_j - \theta_j \ln \left( \frac{y_{t-1}}{p_{t-1}^+} \right) - \sum_{k=1}^n \pi_{jk} \ln p_{k,t-1} \right] + \alpha_t \quad (15)$$

Le principe général de ce modèle consiste en l'obtention d'autres spécifications dynamiques telles que le modèle d'ajustement partiel, le modèle statique et le modèle auto-régressif d'ordre 1, en imposant des contraintes sur cette spécification dynamique générale. De ce fait, leur inclusion permet de mieux expliquer la spécification dynamique adéquate du comportement de la consommation de produits alimentaires par les ménages tunisiens.

Si  $\varphi_i = \lambda \theta_i$ , et  $\mu_{ij} = \lambda \pi_{ij}$  sont imposées, la spécification (15) se réduit à un modèle d'Ajustement Partiel.

$$\Delta \bar{w}_i \ln \left( \frac{q_{it}}{w_t^+} \right) = \left[ a_i + \ln \left( \frac{y_t}{p_t^+} \right) + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \ln p_{jt} - \bar{w}_i \ln \left( \frac{q_{it-1}}{w_{t-1}^+} \right) \right] \lambda + \varepsilon_t \quad (16)$$

Si  $\varphi_i = \theta_i$ , et  $\mu_{ij} = \pi_{ij}$ , le résultat est un modèle Auto-régressif d'ordre 1.

$$\bar{w}_i \ln \left( \frac{q_{it}}{w_t^+} \right) = a_i \lambda + \theta_i \ln \left( \frac{y_t}{p_t^+} \right) + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \ln p_{jt}$$

$$+ (1 - \lambda) \left[ \bar{w}_i \ln \left( \frac{q_{it-1}}{w_{t-1}^+} \right) - \theta_j \ln \left( \frac{y_{t-1}}{p_{t-1}^+} \right) - \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \ln p_{j,t-1} \right] + \varepsilon_t \quad (17)$$

Finalement, si  $\lambda = 1$  est imposé dans l'équation (15), on obtient le modèle statique exprimé en (1).

toutes les équations s'effectue de la même manière et on garantit, donc, la condition d'aditivité. le modèle (14) est transformé de la manière suivante :

$$\Delta \left[ \bar{w}_i \ln \left( \frac{q_{it}}{w_t^+} \right) \right] = \varphi_i \Delta \ln \left( \frac{y_t}{p_t^+} \right) + \sum_{j=1}^n \mu_{ij} \Delta \ln p_{jt}$$

$$- \lambda \left[ \bar{w}_j \ln \frac{q_{j,t-1}}{w_{t-1}^+} - a_j - \theta_j \ln \left( \frac{y_{t-1}}{p_{t-1}^+} \right) - \sum_{k=1}^n \pi_{jk} \ln p_{k,t-1} \right] + \alpha_t \quad (15)$$

Le principe général de ce modèle consiste en l'obtention d'autres spécifications dynamiques telles que le modèle d'ajustement partiel, le modèle statique et le modèle auto-régressif d'ordre 1, en imposant des contraintes sur cette spécification dynamique générale. De ce fait, leur inclusion permet de mieux expliquer la spécification dynamique adéquate du comportement de la consommation de produits alimentaires par les ménages tunisiens.

Si  $\varphi_i = \lambda \theta_i$ , et  $\mu_{ij} = \lambda \pi_{ij}$  sont imposées, la spécification (15) se réduit à un modèle d'Ajustement Partiel.

$$\Delta \bar{w}_i \ln \left( \frac{q_{it}}{w_t^+} \right) = \left[ a_i + \ln \left( \frac{y_t}{p_t^+} \right) \right. \\ \left. + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \ln p_{jt} - \bar{w}_i \ln \left( \frac{q_{it-1}}{w_{t-1}^+} \right) \right] \lambda + \varepsilon_t \quad (16)$$

Si  $\varphi_i = \theta_i$ , et  $\mu_{ij} = \pi_{ij}$ , le résultat est un modèle Auto-régressif d'ordre 1.

$$\bar{w}_i \ln \left( \frac{q_{it}}{w_t^+} \right) = a_i \lambda + \theta_i \ln \left( \frac{y_t}{p_t^+} \right) + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \ln p_{jt}$$

$$+ (1 - \lambda) \left[ \bar{w}_i \ln \left( \frac{q_{it-1}}{w_{t-1}^+} \right) - \theta_j \ln \left( \frac{y_{t-1}}{p_{t-1}^+} \right) - \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \ln p_{jt-1} \right] + \varepsilon_t \quad (17)$$

Finalement, si  $\lambda = 1$  est imposé dans l'équation (15), on obtient le modèle statique exprimé en (1).

## RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

L'analyse du comportement économique du consommateur vis-à-vis des produits alimentaires, repose sur une analyse économétrique de la consommation. Cette analyse consiste à formaliser la demande des consommateurs en fonction des variables explicatives (dépenses et prix). Dans ce contexte, l'estimation des systèmes de demande requiert certaines hypothèses implicites ou explicites de la satisfaction des restrictions de la théorie de demande (homogénéité et symétrie). Dans la littérature, deux principales approches ont été développées quant à l'imposition ou non des hypothèses d'homogénéité et de symétrie.

Une première approche a été proposée par Kesavan et al., (1993), elle repose sur l'imposition directe de ces contraintes théoriques sans qu'elles soient testées par le modèle. Ces auteurs affirment que ces restrictions dérivent de la théorie économique et, par conséquent, doivent être imposées.

Une seconde procédure d'analyse (Burton et Young, 1992) accorde davantage importance au fonctionnement du modèle économétrique en testant les contraintes d'homogénéité et de symétrie et suivant les résultats obtenus, imposent ou non ces restrictions. Leurs arguments se basent sur le fait que l'individu se comporte d'une manière bien déterminée, indépendante à ce qui est établi par la théorie. Avant de prendre aucune décision et tenant compte que le travail se repose sur des données agrégées de séries chronologiques, dans le présent article, il a été testé, au niveau du modèle de correction de l'erreur, les hypothèses théoriques d'homogénéité et de symétrie moyennant un test paramétrique basé sur le rapport de vraisemblance.

Tenant compte que l'échantillon est réduit, on a procédé à un facteur de correction proposé par Bewley (1986). Ce facteur de correction est exprimé de la manière suivante :

$$FC = T - \frac{K}{T}$$

T représente le nombre des observations

K est le nombre des paramètres par équation

Les résultats obtenus se trouvent rassemblés dans le tableau 3. L'analyse des tests du rapport de vraisemblance nous a permis, pour un seuil de signification de 5%, de ne pas rejeter le complément de ces deux restrictions et par conséquent, le modèle estimé est consistant avec la théorie économique du consommateur.

**Tableau 3. — Tests d'homogénéité et de symétrie du modèle GADS sous la spécification Modèle de Correction de l'Erreur**

GADS (MCE)	$L_R$	$L_{SR}$	RV	RV*	d.l.	$\chi^2(0,05)$
Homogénéité	790,881	818,977	56,192	21,39	8	15,507
Homogénéité et symétrie	764,832	818,977	108,289	41,25	36	50,964

$L_R$  : logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle contraint;  $L_{SR}$  : logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle sans contraintes; RV : rapport de vraisemblance; RV\* : rapport de vraisemblance corrigé par Bewley (1986) et d.l. : degrés de liberté.

Toutes les spécifications présentées ont été estimées en imposant les contraintes d'aditivité, d'homogénéité et de symétrie. La procédure utilisée dans l'estimation est le FIML (*Full Information Maximum Likelihood*). Pour éviter la singularité de la matrice variance-covariance, due à la contrainte d'aditivité, le modèle dynamique général (modèle de correction de l'erreur) a été estimé pour n-1 équations, en éliminant dans ce cas l'équation correspondante au groupe d'autres produits alimentaires. Ce modèle général a été contrasté face aux différentes spécifications dynamiques. Les logarithmes de la fonction de vraisemblance des modèles estimés, les rapports de vraisemblance de ces contrastes ainsi que les degrés de libertés de ces contrastes se trouvent rassemblés dans le tableau 4.

**Tableau 4. — Tests de signification pour choisir la spécification dynamique adéquate du modèle GADS pour la demande de produits alimentaires en Tunisie**

	$L_R$	RV	RV*	d.l.	$\chi^2(0,05)$
MCE	764,832	—	—	—	—
Auto-régressif	758,104	13,456	4,923	1	3,841
Ajustement partiel	753,281	23,102	8,80	1	3,841
Statique	752,377	24,91	9,48	2	5,991

$L_R$  : logarithme de la fonction de vraisemblance; R.V. : rapport de vraisemblance; RV\* : rapport de vraisemblance corrigé par Bewley (1986) et d.l. : degrés de liberté.

L'interprétation économétrique des valeurs relatives aux rapports de vraisemblance montre que les hypothèses auto-régressif d'ordre 1, d'ajustement partiel et du modèle statique ont été rejetées pour le seuil de signification de 5%. Par ailleurs, le modèle qui explique mieux le comportement du consommateur

tunisien est la spécification dynamique MCE (Modèle de Correction de l'Erreur). Ceci indique que les quantités actuellement consommées d'aliments nécessitent un ajustement à long terme, à condition que ne se produisent pas de fortes déviations dans le comportement des consommateurs entre le court et le long terme. Cependant, on s'attend à que les consommateurs seront trop sensibles aux changements qui se produisent au niveau du revenu et des prix à long terme, un fait qui peut être facilement assumé en analysant la situation alimentaire d'un pays caractérisé par un degré de développement aussi bien considéré.

Un phénomène opposé est observé dans le cas du modèle d'ajustement partiel où il a été rejeté au seuil de 5%. Pour ce faire, il est fort important de prendre en compte l'inexistence d'habitudes enracinées dans la consommation des aliments, puisque ce modèle explique la tendance des consommateurs à l'acquisition des mêmes biens dont ils ont déjà acquis dans le passé. Aussi bien, le rejet du modèle auto-régressif d'ordre 1 indique que, dans ce cas, les quantités demandées par les ménages dépendent seulement du revenu (dépenses dans ce cas) et des prix de la période actuelle et par conséquent n'apparaissent pas ajustées par les différences produites dans la consommation relative à la période antérieure. Ceci signifie que les consommateurs n'incorporent pas, dans leurs décisions d'achat actuel, l'expérience acquise dans le passé.

Les paramètres estimés du modèle de correction de l'erreur, en imposant homogénéité et symétrie, sont statistiquement significatifs à 5%. Cela indique que la demande des produits alimentaires en Tunisie répond aux variations des prix et des dépenses totales en alimentation (comme conséquence de l'imposition de l'hypothèse de séparabilité faible des préférences). Par ailleurs, il paraît ainsi raisonnable d'utiliser directement ces paramètres afin d'évaluer et estimer les changements qui apparaissent au niveau des déterminants de la demande (tableau 5).

La qualité d'ajustement (*goodness of fit*) du modèle estimé est de 0,63 pour le système conjoint. Ce coefficient de détermination conjoint est calculé à partir des logarithmes de la fonction de vraisemblance du modèle contraint et de la fonction de vraisemblance du modèle ou elle a été imposée seulement la restriction de que tout les paramètres, à l'exception du terme indépendant, sont nuls pour toutes les équations (Bewley et Young, 1987) :

$$R^2 = 1 - \frac{1}{1 + 2 * [LLu - LLb] * \frac{1}{T * (N - 1)}} \quad (18)$$

où LLu est le logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle complet, LLb est le logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle de base (seulement les termes constants), T représente le nombre d'observations et, N représente le nombre des équations du système.

Tableau 5. — Paramètres estimés du modèle GADS sous la spécification MCE pour la demande des produits alimentaires en Tunisie

Paramètres estimés	Céréales	Viandes	Poissons	Lait et dérivés	Fruits	Légumes	Pommes de terre	Huiles	Autres produits
$\alpha_i$	0,801 *	-0,31	-0,529**	-0,361	-0,356	0,177	-0,161	0,369	0,37
$\beta_j$	0,072	0,208*	0,147**	0,18**	0,198**	0,134**	0,04**	0,0005	0,0123
$\gamma_{11}$	-0,01	—	—	—	—	—	—	—	—
$\gamma_{12}$	-0,0022	-0,011	—	—	—	—	—	—	—
$\gamma_{13}$	-0,011	-0,0089	-0,028**	—	—	—	—	—	—
$\gamma_{14}$	0,00075	-0,008	0,0102*	-0,57**	—	—	—	—	—
$\gamma_{15}$	0,001	-0,004	0,00483*	0,00324	-0,00097	—	—	—	—
$\gamma_{16}$	0,0234**	0,0234**	0,0132	0,0149**	0,0157	-0,00057	-0,37**	—	—
$\gamma_{17}$	-0,00083	0,00152	0,00366*	0,0114**	0,00184*	-0,0106**	-0,0025	—	—
$\gamma_{18}$	-0,0062	0,0369**	0,00886	0,0159*	-0,008**	-0,00159	-0,009**	-0,0077	—
$\gamma_{19}$	0,0058	-0,0166	0,0586	0,00809	0,004	-0,017**	0,005	-0,027	0,0326
$\lambda$	1,34**	1,34**	1,34**	1,34**	1,34**	1,34**	1,34**	1,34**	1,34**
R <sup>2</sup>	0,47	0,317	0,441	0,70	0,57	0,708	0,707	0,62	—

Note : 1, les valeurs de t de student sont représentées entre parenthèses, 2, (\*) valeurs significatives au seuil de 5%.

Tableau 6. — Elasticités prix et dépenses estimées à partir du modèle de correction de l'erreur pour la demande de produits alimentaires en Tunisie

Elasticités	Céréales	Viandes	Poissons	Lait et dérivés	Fruits	Légumes	Pommes de terre	Huiles	Autres produits
Dépenses	0,43*	1,13*	2,1*	1,59*	1,41*	0,52*	0,32	0,18	0,17
Céréales	-0,136*	0,0138	-0,067*	0,0045	0,006	0,143**	-0,005	0,038	0,035
Viandes	-0,0135	-0,27*	0,048*	-0,044	0,024	0,0717**	0,0082	0,2	0,09
Poissons	-0,158*	0,127	-0,54*	0,145	0,068*	0,212**	0,052**	0,126	0,038
Lait et dérivés	0,0066	-0,071	0,089	-0,68	0,085	0,138	0,1**	0,139*	0,071
Fruits	0,0072	0,032	0,034*	0,0232	-0,39	0,0041	0,0131*	-0,06**	-0,03
Légumes	0,16**	0,09	0,1023	0,108	0,004	-0,20	-0,07**	-0,01	-0,1*
Pommes de terre	-0,035	0,064	0,155*	0,484**	0,078*	-0,45**	-0,15	0,4**	0,103
Huiles	0,073	0,43**	0,103	0,186*	-0,1*\$	0,0187	0,11**	-0,191	-0,1
Autres produits	0,08	0,22	0,08	0,111	-0,055	-0,234*	-0,068	-0,38	-0,37

Note : (\*) Valeurs significatives au seuil de 5%.

Tableau 7. — Comparaison avec d'autres études en Tunisie

Elasticités	Etude actuelle			INS (1990)			Lahiani (1996)			Fuglie (1994)		
	Prix	Dépenses	Prix	Prix	Revenue	Prix	Dépense	Prix	Dépense	Prix	Dépense	
Céréales	-0,136*	0,43	—	—	0,376	0,22	0,21	0,166	0,236	—	—	
Viandes	-0,27**	1,13*	—	—	0,812	-0,41	0,81	0,0019	0,802	—	—	
Poissons	-0,54**	2,1**	—	—	1,134	—	—	—	—	—	—	
Lait et dérivés	-0,68**	1,59**	—	—	0,748	-0,84	0,43	—	—	—	—	
Fruits	-0,39**	1,41**	—	—	1,174	—	—	—	—	—	—	
Légumes	-0,20**	0,52**	—	—	0,512	-0,039	0,54	-0,241	0,466	—	—	
Pommes de terre	-0,15*\$	1,905**	—	—	0,32	—	—	—	0,472	—	—	
Huiles et corps	-0,191	0,18	—	—	0,664	-1,56 (1)	0,66**	—	—	—	—	
Gras	—	—	—	—	—	-0,48 (2)	0,45*	—	—	—	—	
Autres produits	-0,37*	0,175	—	—	0,54	—	—	—	—	—	—	

1. Huile d'olive et 2. Huiles de graines

Les paramètres essentiels pour interpréter les résultats obtenus dans l'estimation des fonctions de la demande sont les élasticités prix (maschalliennes et hicksiennes) et celles par rapport à la dépenses. Avant d'initier l'interprétation de ces élasticités, on doit tenir compte de que les élasticités prix directes et prix croisées ainsi que les élasticités par rapport à la dépense ont été calculées par rapport à la dépense totale en alimentation en tenant compte de l'hypothèse de la séparabilité faible entre les préférences. Le tableau suivant (tableau 6) rassemble, pour le modèle MCE, les élasticités prix directes et les élasticités revenus estimées.

Les valeurs obtenus indiquent que le groupe de viandes et de poissons sont des biens supérieurs. Le groupe de lait, dérivés et œufs et les fruits ont le même comportement, les élasticités correspondantes sont légèrement supérieures à l'unité. Les céréales, les légumes, les huiles, les pommes de terre et le groupe des autres produits alimentaires sont révélés comme étant des biens de première nécessité. En d'autres termes, les produits considérés supérieurs augmentent leurs parts budgétaires au fur et à mesure que la dépense totale en alimentation augmente.

Les élasticités prix directes marshalliennes ont été négatives, ce qui indique l'acceptation de la condition de négativité. Mis à part le groupe de poissons, lait et dérivés, et le groupe de fruits qui présentent une demande légèrement plus élastique que le reste, toutes les autres catégories de produits alimentaires ont une demande inélastique. La valeur correspondante au groupe de poissons, lait et dérivés et le groupe de fruits s'explique, en quelque sorte, par l'incorporation des produits avec une grande dispersion de prix.

Pour analyser les relations de substitution et/ou de complémentarité entre les différents groupes de produits alimentaires, on a estimé les élasticités prix croisées hicksiennes. La majorité de ces élasticités ont été significatives (tableau 9), dont 19 négatives et 53 positives. La première remarque que l'on peut faire est que la relation de concurrence entre les divers produits n'est pas tellement considérable. Cependant, la demande compensée en poissons présente des élasticités par rapport aux prix des viandes, des laits et dérivés, des légumes, des pommes de terre, des huiles et celui des autres produits alimentaires, positives. Ceci suggère que les poissons présentent des relations de substitutions entre les différents groupes. Le résultat le plus important concerne la relation de substitution qui existe entre le groupe de viandes, du lait et dérivés, des légumes, des huiles et les poissons. Une augmentation de 1% du prix réel de viandes ou celui du lait et dérivés, engendre un accroissement de la consommation des poissons de 0,127 et 0,145%, respectivement.

Quant aux relations de complémentarité, on distingue le comportement des poissons comme un complément de céréales, malgré son prix élevé. Ce phénomène a été observé dans le cas des légumes et celui des pommes de terre où

se registre la valeur la plus élevée, et entre les pommes de terre et les céréales. Par ailleurs, une étude similaire menée par Fuglie (1994) a donné des résultats contradictoires (cas des céréales et des pommes de terre). Une explication possible à une élasticité prix croisée négative, est l'écart important des prix entre ces deux produits.

En comparant cette étude avec celles qui précèdent (tableau 7), nous pouvons en général noter une certaine similarité en terme de grandeur surtout lorsque l'on se réfère aux élasticités par rapport à la dépense totale et, spécialement, au niveau des groupes de céréales, légumes et pommes de terre. Néanmoins, une différence, malgré qu'elle soit légère, est observée pour les viandes et le groupe de lait et dérivés, même si dans le cas présent, ces paramètres sont légèrement supérieurs à l'unité. Nonobstant, l'étude actuelle et l'étude de Lahiani (1996) sont de nature très différente tant par la base de données utilisées que par les outils économiques et statistiques qu'ils utilisent. En effet, il est à signaler que la présente étude se base sur des données de la consommation apparente qui se rapporte sur l'ensemble de la Tunisie tandis que les données de Lahiani sont relatives seulement à la capitale Tunis. On serait aussi tenté de penser que cette différence, surtout lorsqu'on se réfère aux élasticités prix, est due aux sources de prix utilisées dans l'analyse empirique. Dans l'étude actuelle, les prix sont issues de l'Institut National de la Statistique et sont relatifs à l'ensemble de la Tunisie. Dans la seconde étude, les prix sont issus du marché de gros de Tunis. On ne note pas de grandes différences en comparaison avec les résultats de Fuglie (1994), quoique dans ce dernier cas, l'étude se réfère au district de Tunis, la présente étude est effectuée avec plus de désagrégation et un horizon temporel plus large.

## CONCLUSIONS

Dans ce travail, nous avons analysé la structure de la demande des produits alimentaires en Tunisie. L'outil méthodologique adopté consistait à spécifier divers systèmes économétriques multi-équationnels en se basant sur des données de séries chronologiques. Le résultat de la sélection entre les différentes formes fonctionnelles (modèle de correction de l'erreur, modèle auto-régressif d'ordre 1, modèle d'ajustement partiel et modèle statique) a permis de retenir le modèle GADS sous la forme MCE. Les facteurs qui se sont avérés remarquables dans l'explication du système de la demande ont été : i) la dépense totale en produits alimentaires et ii) les prix de ces produits.

Les résultats obtenus sont conformes à ceux que l'on attendait à priori. Les viandes, les poissons, le groupe du lait, dérivés et œufs et les fruits ont des élasticités dépenses supérieures à l'unité et sont donc considérés comme étant des biens de luxe. Tandis que les céréales, les légumes, les huiles et corps gras, les

B. DHEHIBI et J. MAGIL

pommes de terres ainsi que le groupe d'autres produits alimentaires se sont révélés comme étant des biens de première nécessité. En d'autres termes, les produits considérés supérieurs augmentent leurs parts budgétaires au fur et à mesure que la dépense totale en viandes et en poissons augmente.

Quant aux résultats de l'identification des effets prix directs et croisés à partir de cette analyse, les enseignements dégagés ont montré que, mis à part le groupe de poissons, lait et dérivés et le groupe de fruits, qui présentent une demande légèrement plus élastique que le reste, toutes les autres catégories de produits, c'est-à-dire les céréales, les légumes, les huiles et corps gras, les pommes de terre et le groupe des autres produits alimentaires, ont une demande inélastique. Le calcul des élasticités prix croisées compensées, révèle l'existence d'une relation de substitution entre les poissons d'une part et les viandes, lait et dérivés, légumes, pomme de terre et le groupe d'autres produits, d'autre part. En d'autres termes, le niveau de consommation affecte négativement la demande de ces produits. Ceci affirme l'hypothèse que ces produits ont le même usage et par conséquent, sont substituables. Cependant, les poissons présentent un comportement de complémentarité avec les céréales. Ce phénomène a aussi été observé dans le cas des légumes et des pommes de terres et, entre les pommes de terre et les céréales.

Il est à noter enfin que les résultats suggérés par cette étude restent fortement tributaires du modèle utilisé, des hypothèses envisagées dans ce travail, et des données utilisées. Ainsi, ces estimations doivent être interprétées avec prudence. Signalons, par ailleurs, que l'utilisation d'autres données du comportement des consommateurs à partir d'enquêtes de coupes transversales (enquêtes de l'INS) ou de panels de consommateur (sous forme de pseudo-panel) pourraient être menés, afin d'étudier le comportement des ménages dans le temps et les possibilités de pouvoir différencier le comportement du consommateur tunisien en se basant sur ses caractéristiques socio-démographiques et d'analyser les possibilités de formation d'habitudes dans la consommation.

**BIBLIOGRAPHIE**

- ABDESLEM M. (1990). — Estimation de fonctions de demande de produits alimentaires : cas des viandes. Mémoire de cycle de spécialisation, INAT, Tunis.
- AHMED E., S. LUDLOW et N. STEM (1988). — Demand response in Pakistan. A modification of the linear expenditure system for 1976. *Pakistan Development Review*, 27(3), 293-308.
- ALESSI R. and A. KAPTEYN (1991). — Habit formation, interdependent preferences and demographic effects in the Almost Ideal Demand System. *The Economic Journal*, 101, 404-419.
- ANDERSON G.J. and R. W. BLUNDELL (1983a). — Testing restrictions in a flexible dynamic demand system : An application to consumer's expenditure in Canada. *Review of Economics Studies*, 50, 397-410.
- ANDERSON G.J. and R. W. BLUNDELL (1983b). — Consumer no durable in the U.K. : A dynamic dynamic demand system. Conference papers, supplement to *Economic Journal*, 94, 35-44.
- ASSARSON B. (1991). — Alcohol pricing policy and the demand for alcohol in Sweden 1978-1988. Working paper. Economic Department. Upscale University.
- BEQLEY R.A. (1986). — Allocation models : specification, estimation and application : Ballinger Cambridge. Allocations models.
- BEWLEY R. and T. YOUNG (1987). — Applying Multinomial extension of the linear logit model to meat expenditure data. *American Journal of Agricultural Economics*, 69, 151-157.
- Blundell R. (1988). — Consumer Behavior : Theory and empirical evidence. A survey. *The Economic Journal*, 98, 16-65.
- BROWN T.M. (1952). — Habit, persistence and lags in consumer behaviour. *Econometrica*, 20, 355-371.
- BURNEY N.A. and L. AKMAL (1991). — Food demand in Pakistan : an application of the extended linear expenditure system. *Journal of Agricultural Economics*, 19, 165-180.
- BURTON M. and T. Young (1992). — The structure of changing preferences tastes for meat and fish in Great Britain. *European Review of Agricultural Economics*, 19, 165-180.
- CHAFFAI A. (1994). — Les perspectives de la demande alimentaire. Communication au séminaire national sur la planification des politiques alimentaires et nutritionnelles, ministère de l'agriculture, ministère de la santé publique. Tunis, 9-10-11 février 1994.
- DEATON A. and J. MUELLBAUER (1980). — An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review*, 70, pp. 312-326.
- DOUIDICHI M. (1995). — Distribution et tendance comparées de la demande alimentaire dans les pays maghrébins : quels enseignements pour la politique agricole au Maghreb ? *Options Méditerranéennes*, sér. B/n° 14, 323-335.
- EALLES J.S. and L. J. UNNEVEHR (1988). — Demand for beef and chicken products : separability and structural change. *American Journal of Agricultural Economics*, 70 (3), 521-532.

- F.A.O. (1995). — Computerized information series. Faostat PC n° 6 : Food Balances Sheets, Rome. Food and Agriculture Organization of the United Nations.
- FUGLIE K.O. (1994). — The demand for potatoes in Tunisia : Are they a cereal substitute ? *European Review of Agricultural Economics*, 21, 277-286.
- GAIHA R. and T. Young (1989). — On the relationship between share of starchy staples, calories consumed and income in selected developing countries. *Journal of International Development*, 1(3), 373-386.
- HOUHAKKER H. and L. D. TAYLOR (1970). — Theory and time series estimation of the quadratic Expenditure System. *Econometrica*, 1231-1248.
- Institut National de la Statistique (plusieurs années) — *Bulletin Mensuel de Statistique*, Tunis. Ministère du plan.
- Institut National de la Statistique (plusieurs années) — *Enquête Nationale sur le Budget et la consommation des ménages*. Tunis, Ministère du Plan.
- KAMOUN A., et M. T. JAOUADI (1993). — Incidences des subventions sur la redistribution du revenu et sur la structure de la ration alimentaire. Communication au séminaire national sur la planification des politiques alimentaires et nutritionnelles, ministère de l'agriculture, ministère de la santé publique, 38 p.
- KESAVAN T., A. H. ZUHAIR, H. J. HELEN and R. J. STANLEY (1993). — Dynamics and longrun structure in U.S. meat demand. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 41, 139-153.
- KHALDI R. et A. NAILI (1995). — Analyse de politiques de la sécurité alimentaire en Tunisie. *Options Méditerranéennes*, sér. A/n° 26.
- LAHIANI N. (1996). — Analyse de la substitution au niveau de la consommation des huiles. *Mémoire de cycle de spécialisation*, INAT, Tunis.
- MALASSIS L. (1994). — *Nourrir les hommes*. Flammarion, Collection Dominos, Paris.
- MERHABAN J. (1992). — Ciblage des subventions alimentaires : Enjeux et besoins en information. *Mémoire de cycle de spécialisation*, INAT, Tunis.
- MDAFRI A. and B.W. BRORSEN (1993). — Demand for red meat, poultry and fish in Morocco. An Almost Ideal Demand System. *Agricultural Economics*, 9, pp. 155-163.
- MOSCHINI G. and K. D. MEILKE (1989). — Modelling the pattern of structural change in U.S. meat demand. *American Journal of Agricultural Economics*, 71, 253-261.
- NAILI A. (1990). — Population et alimentation : bilan des deux dernières décennies (1965-1985). In cahier n° 3 de l'institut de recherche et d'études sur la population, pp. 67-104.
- PADILLA M. (1991). — Les politiques de la consommation alimentaire : signification et portée. Thèse présentée pour l'obtention du doctorat en Sciences Economiques de l'Université de Montpellier I, 361 p.
- PADILLA M. et ONCUOGLU S. (1990). — Evolution de la consommation alimentaire en Turquie et en Méditerranée. In *Metu Studies in developement*, vol. 17, n° 3-4, pp. 1-40.
- REYNOLDS A. and GOODARD E. (1991). — Structural change in canadian meat demand. *Canadian meat demand*. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 39, 211-222.
- THEIL H. (1969). — A multinomial extension of the linear logit model. *International Economic Review*, 10(3), 251-259.