

Relation entre développement économique niveau des prix et ingestion de calories: le cas de la Tunisie

BOUBAKER DHEHIBI*, JOSÉ M^a GIL*, RAOUDHA KHALDI**

1. Introduction

L'estimation des élasticités de la demande de produits alimentaires demeure un sujet important lors de l'élaboration de politiques agricoles et agroalimentaires. Dans le cas des pays en voie de développement, notamment la Tunisie, que l'on peut considérer comme un pays émergent, l'estimation des élasticités de la demande des produits alimentaires a constitué l'objet principal de plusieurs études dont particulièrement celles reliées aux politiques de la consommation et de l'offre (Fuglie, 1994 ; Khaldi et Naïli, 1995 et Lahiani, 1996) ; aux incidences des subventions sur la distribution du revenu et sur la structure alimentaire (Abdesselem, 1990 ; Merhaban, 1992 ; Kamoun et Jouadi, 1993 et Chaffaï, 1994) ; et à l'évolution de la population et de la consommation alimentaire (Naïli, 1990).

La portée fondamentale de ces recherches se situe au niveau des informations qu'elles fournissent sur le 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, particulièrement pour les produits alimentaires dont les prix ont fait histo-

Résumé

Ce travail se propose d'analyser la demande alimentaire en Tunisie en essayant de dégager la relation entre le développement économique et l'ingestion de calories ainsi que sa distribution entre les différents groupes de produits alimentaires. La méthodologie retenue se base sur un procédé d'estimation en deux étapes. Dans la première, l'ingestion totale de calories est estimée en se basant sur le revenu, moyennant la fonction logarithme inverse. Les résultats de l'estimation montrent que les élasticités revenus sont décroissantes ainsi que l'asymptote supérieure, déterminant le seuil de saturation, dépasse légèrement les 3268 kcal /personne /jour. Dans la deuxième étape, et en vue d'analyser la structure de la demande de calories, diverses versions dynamiques du modèle GADS (Generalized Addilog Demand System) ont été spécifiées en se basant sur des données de séries chronologiques afin de tenir compte de la persistance des habitudes et de l'inertie du consommateur tunisien. Parmi les différentes formes fonctionnelles obtenues, le modèle GADS sous la forme de Modèle Auto-régressif d'ordre 1 a été retenu. La signification des élasticités de la proportion de calories par rapport aux calories totales aussi bien que par rapport aux prix, indique qu'une augmentation dans l'ingestion totale de calories ne modifie pas la structure de la diète. Etant donné que cette recherche se rapporte aux prix, les résultats montrent qu'ils demeurent déterminants dans la demande de calories.

Abstract

The aim of this paper is to analyse the relationship between the economic development and the evolution of calorie intake in Tunisia, as well as its distribution among the main food categories. The methodology used is based on a two-step estimation procedure. First, total calorie intake is estimated as a function of per capita income using an inverse-logarithm functional form. A decreasing income elasticity is assumed as well as the existence of a threshold of 3268 kcal/capita/day. In a second step, total calories are distributed among the different food products. To analyse the demand for food calorie intake in Tunisia, a multi-equational econometric system with time series data for different dynamic versions of the GADS (Generalized Addilog Demand System) are specified and estimated. It also allows to select the appropriate functional form (Error Correction Model, Autoregressive Model, Partial Adjustment Model and Static Model). Results from functional form tests indicate that the model in autoregressive form fits better the data and is consequently used for calories intake demand analysis. Results show that calorie share elasticities significativeness with respect to, both, total calorie intake and prices, show that increases in total calorie intake will not modify diet structure, prices being the main determinants of changes in food consumption.

riquement l'objet d'intervention directe de la part des pouvoirs publics et qui sont soumis de plus en plus aux aléas des marchés internationaux dont la volatilité est de plus en plus importante. Ce type d'information permet de mieux apprécier la structure de la demande alimentaire nationale et de prévoir ses évolutions futures avec plus de précision.

Dans le cas d'analyses empiriques de la demande de produits alimentaires au niveau désagrégé, il est fort important de prendre en compte les variables prix et revenu. En effet, la majorité de la littérature traitant de la demande des aliments inclut des données relatives aux prix et aux dépenses (revenu). A partir de ces données, sont estimées les élasticités correspondantes. L'hypothèse retenue est qu'il existe une fonction d'utilité déterminée avec des prix fixes. L'objectif du consommateur consiste à minimiser

les dépenses alimentaires pour atteindre ce niveau d'utilité préfixé et répartir ses dépenses entre les différents aliments acquis. Sans nier l'importance de ces facteurs dans la demande alimentaire, ce travail s'intéressera à d'autres variables tels que le développement économique défini par le PIB / capita et l'ingestion de calories du fait que, dans le cas des pays en voie de développement, la restriction budgétaire ainsi que l'ingestion de calories constituent deux aspects importants de la demande alimentaire. Cette approche de l'étude de la demande des aliments en Tunisie se fondera sur une procédure où l'individu déter-

*Unité d'Economie Rurale, Service de la Recherches Agro-alimentaire. BP 727, 50080 Saragosse, Espagne.

**Institut Nationale de la Recherche Agronomique de Tunisie.

mine sa diète en deux étapes. Dans la première, l'ingestion totale de calories se détermine en fonction du niveau de revenu par personne. Une fois cette quantité moyenne déterminée, nous analyserons dans une seconde étape sa distribution entre les différents groupes d'aliments.

L'objectif de ce travail consiste à analyser la relation entre le développement économique estimé à partir du PIB / capita et l'ingestion de calories d'une part et, d'autre part, la distribution de ces calories entre les différents produits alimentaires acquis par les ménages tunisiens. Pour analyser la structure de la demande de calories ainsi que les relations dynamiques aussi bien à court terme qu'à long terme, le modèle GADS (Generalized Addilog Demand System) a été utilisé avec des séries chronologiques couvrant la période 1973-1994. L'effet prix et l'effet revenu (en termes de proportions de calories) ont été introduits. On se 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 de calculer les élasticités proportions de calories et prix (directes marshalliennes et croisées hicksiennes) par rapport aux prix et à la totalité des calories ingérées.

L'article est structuré en trois parties. La première partie correspond à l'analyse descriptive de la consommation de calories en Tunisie. La deuxième partie fait l'objet de la spécification et de la formulation, statique et dynamique, du système de demande GADS ainsi que de la description et du traitement des données. La présentation des principaux résultats de l'estimation est traitée dans la troisième partie.

2. Evolution de la demande de calories en Tunisie

La consommation de produits alimentaires dans les pays du Maghreb a subi de profonds changements durant les vingt dernières années. En effet, la baisse de la consommation des céréales est essentiellement compensée par les légumes et les matières grasses dans les trois pays du Maghreb, ainsi que par les fruits frais spécialement en Tunisie et les produits laitiers en Algérie. Parallèlement à cette diversification de la consommation en légumes et matières grasses, la consommation des produits animaux a connu un développement relativement modéré.

Compte tenu de la ration type proposée par la FAO (tableau 1), nous pouvons noter, d'une façon générale, que dans les pays du Maghreb les changements dans la consommation alimentaire ont abouti à un profil alimentaire très proche du profil recherché et recommandé par les nutritionnistes et par les adeptes du régime méditerranéen, en vue d'assurer un état nutritionnel contribuant à

Tableau 1. Evolution de la consommation des produits alimentaires dans les pays du Maghreb (kg/personne/an)

Produits Alimentaires	Tunisie		Algérie		Maroc		Ration Type de la FAO
	1980	1990	1967	1980	1971	1985	
Céréales	210,0	196,0	262,0	185,0	216,0	210,0	180,0
Pommes de terre	19,2	19,3	21,7	34,4	19,5	22,3	30,0
Légumineuses	10,4	9,0	-	8,3	5,0	7,6	6,5
Légumes	66,2	81,5	34,8	55,8	64,1	83,3	50,0
Fruits	35,5	50,5	21,2	30,0	40,5	30,9	-
Fruits secs	1,3	2,5	7,6	2,8	5,6	0,9	45,0
Sucre et dérivés	14,5	17,4	14,3	15,8	30,1	28,6	22,5
Viandes	9,9	13,4	8,7	15,7	15,6	10,4	18,3
Volailles	7,0	6,5	-	3,7	2,3	5,6	3,0
Œufs	4,3	5,8	0,5	1,1	1,3	2,9	3,0
Lait et dérivés	70,0	58,4	48,7	61,4	28,3	30,3	80,0
Poissons	5,5	3,0	1,4	2,2	3,6	6,2	4,0
Huiles et corps gras	15,8	25,1	8,8	15,3	13,1	14,7	13,0

Source: Doudich.M, Options Méditerranéennes, série B, n. 14, 1995.

la sécurité alimentaire de la population. En Tunisie, la demande alimentaire a subi des transformations profondes suite aux changements structurels de la société durant les vingt dernières années. Les habitudes alimentaires du tunisien des années 90 ne sont plus celles du tunisien des années 60. La demande est de plus en plus diversifiée. Le consommateur est devenu plus exigeant du point de vue quantité mais aussi du point de vue qualité. En effet, les grandes caractéristiques de ce changement sont bien connues à savoir l'amélioration des revenus, l'ouverture sur l'extérieur, le développement économique, la diversification de l'offre de produits alimentaires (qu'ils soient locaux ou importés), la politique des prix des produits alimentaires et l'effort d'éducation nutritionnelle (Khaldi et Naïli, 1995).

En analysant l'évolution des fonctions de consommation, nous remarquons que le poste le plus important dans le budget des ménages tunisiens demeure l'alimentation, 364 dinars¹ en moyenne par personne et par an en 1995, soit 37,7% des dépenses totales moyennes de 965,7 dinars par personne et par an (INS, 1995). Toutefois, le coefficient budgétaire de l'alimentation suit une tendance régulière à la baisse depuis trente ans. En 1970, il représentait 50,3%. Viennent ensuite les dépenses consacrées au logement, à l'habillement, à la santé et aux dépenses de transport et de télécommunication. Celles-ci ont presque été multipliées par deux au cours des vingt dernières années (tableau 2).

S'agissant de la structure des dépenses alimentaires, on remarque depuis 1975 trois tendances (tableau 3) : 1) L'accroissement de la part des fruits, des produits d'origine animale (viandes, poissons, lait et dérivés, œufs) et des boissons ; 2) La diminution de la part des céréales, des sucres et des corps gras, et 3) La stagnation de la part des légumineuses et légumes dans le budget alimentaire.

Fonction de Consommation	1970	1975	1980	1985	1990	1995
Alimentation	50,3%	41,7%	41,7%	39,0%	40,0%	37,7%
Habitation	19,3%	27,9%	29,0%	27,7%	22,0%	22,2%
Habillement	13,2%	8,8%	8,5%	6,0%	10,2%	11,8%
Hygiène et soins	4,3%	5,4%	5,7%	7,0%	8,7%	9,6%
Transport et télécommunication	2,8%	4,7%	4,9%	9,0%	8,2%	8,7%
Enseignement, culture et loisirs	2,8%	8,0%	7,7%	8,5%	8,2%	8,5%
Autres dépenses	10,1%	3,5%	2,5%	2,8%	2,7%	1,5%
Total	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%

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

Groupe de Produits Alimentaires	Dépense 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	8,04	9,03	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	8,03	9,0	12,9	1,1	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
Sucre et dérivés	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)

Produits Alimentaires	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1994
en % des calories totales							
Céréales	57,80	58,57	54,37	55,53	52,94	52,82	49,07
Viandes	4,66	4,08	5,13	4,42	4,36	3,84	4,10
Poissons	0,407	0,314	0,528	0,59	0,71	0,53	0,48
Lait, dérivés et œufs	3,71	4,12	4,56	4,63	5,07	5,01	4,91
Fruits	3,62	2,78	3,01	3,05	3,27	3,18	3,61
Légumes	3,48	3,85	3,96	3,86	4,32	4,16	4,52
Huiles et graisses	12,53	13,68	15,20	13,81	15,22	17,31	18,06
Autres produits	13,76	12,56	13,20	14,05	14,07	13,11	15,22
Kcal/personne/jours							
Calories d'origine végétale	2035	2038	2414	2606	2661	2900	2781
Calories d'origine animale	174	190	236	239	274	271	292
Calories totales	2209	2228	2650	2845	2935	3171	3073

Source : FAO (plusieurs années)

En termes de macro-nutriments, cette évolution se traduit par une légère augmentation de la part des calories dans la ration du fait de la substitution des calories animales aux calories végétales. La consommation de calories d'origine animale représentait environ 8,5% de la ration calorique en 1970, elle dépassait, en 1994, 9,5% (tableau 4) et elle arrive à représenter près de 14% des dépenses totales en alimentation (tableau 3).

Cette augmentation est due principalement à l'accroissement de la consommation des viandes et des produits laitiers, principales sources de calories d'origine animale dont la variation des quantités consommées entre 1970 et 1995 est respectivement de 61,5% et 157,9% (INS, 1995).

3. Méthodologie

3.1. Relation développement économique - Ingestion de calories

La première étape consiste à estimer la relation entre le développement économique et l'ingestion de calories d'une part, et le revenu, moyennant le Produit Intérieur Brut (PIB) par capita, d'autre part. Le

choix de la forme fonctionnelle a été effectué en fonction de deux critères: la propre relation théorique analysée et le degré de qualité de l'ajustement. La loi d'Engel suggère que la part des dépenses en alimentation diminue en termes relatifs au fur et à mesure que le niveau de revenu augmente. C'est à dire, en d'autres termes, les élasticités revenus calculées doivent être décroissantes. Les élasticités calculées moyennant la fonction semi-logarithmique et la fonction logarithme inverse sont décroissantes. Cependant, et en tenant compte, indépendamment du niveau de revenu, de l'existence d'un point de saturation dans l'ingestion de calories totales, la forme fonctionnelle sélectionnée doit présenter une asymptote pour un niveau de revenu élevé. Dans la présente étude, nous avons utilisé la fonction logarithme inverse définie par:

$$\ln TCAL = \alpha + \beta \frac{1}{Y_t} + V_t \quad (1)$$

où:

- α et β : sont des coefficients positifs ou négatifs.
 Ln TCAL : logarithme de la totalité de calories ingérées exprimé en kcal/personne/an.
 Y_t : dépense (revenu) par personne mesurée par le PIB à prix constants de 1990.
 V_t : perturbation aléatoire.
 T: années (1973,, 1994).

Cette forme fonctionnelle présente une asymptote en ea (toujours si le paramètre * est positif). Cette condition implique que lorsque le Produit Intérieur Brut (PIB) augmente, la consommation se rapproche d'un niveau de saturation. De même, selon cette forme, la consommation de calories se comporte comme un bien de luxe, pour les revenus de faibles valeurs, et un bien de première nécessité pour des valeurs élevées du revenu. L'élasticité revenu de la demande de calories se calcule moyennant la forme suivante:

$$E_{TCAL,y} = \frac{\partial TCAL}{\partial y_t} \frac{y_t}{TCAL} = - \frac{\beta}{y_t} \quad (2)$$

Si β est négatif, l'élasticité calculée est donc toujours décroissante au fur et à mesure que le développement économique y_t du pays s'accroît.

3.2. Le Système de Demande Addilog Généralisé: GADS

Dans la majorité des applications empiriques de la demande, le modèle défini par Deaton et Muellbauer (1980a), le Système de Demande Quasi Idéal (AIDS) à été le plus souvent utilisé. Ce modèle a l'avantage d'être un système complet, capable de satisfaire les hypothèses théoriques d'homogénéité et de symétrie en raison de sa flexibilité et de sa linéarité. Malgré ces avantages, le système de demande AIDS présente des limites, à savoir les participations moyennes de dépenses estimées peuvent être négatives.

Le modèle qui garantit la non-négativité des proportions de dépenses estimées, qui satisfait la condition d'agrégation et qui permet de contraindre les hypothèses théoriques d'homogénéité et de symétrie est le modèle proposé par Bewley (1986) :

Le Système de Demande Addilog Généralisé (GADS). Ce dernier représente une extension du modèle Logit Multinomial de Theil (1969). Le modèle utilisé est spécifié en Annexe.

Ce modèle a l'avantage d'être un système complet ce qui veut dire, que l'on peut le contraindre à satisfaire les hypothèses théoriques d'homogénéité et de symétrie. Les coefficients estimés sont interprétés directement comme étant les élasticités de la proportion de calories par rapport aux calories totales et les élasticités prix.

3.3. Source et analyse des données

Les données utilisées dans cette étude proviennent de différentes sources. Les données relatives au Produit Intérieur Brut (PIB) par tête sont issues des documents du Fond Monétaire International (FMI). Les quantités de calories ingérées par tête pour les différents produits alimentaires sont estimées par la division de la consommation totale (en calories ingérées) de chaque produit par la population totale de chaque année, issues des documents de la FAO. Les séries des prix pour chaque bien proviennent des bulletins mensuels de statistiques publiés par l'Institut National de Statistique (INS) et sont déflatées par l'indice des prix à la consommation issu de la même source. Des calculs ont été effectués pour obtenir les prix moyens pour chaque produit à partir des quantités de calories consommées et le prix unitaire relatif à chaque produit. A cet effet, nous avons déterminé un prix moyen pondéré, exprimé en Dinar tunisien par kilocalorie, et une quantité moyenne, exprimée en kilocalorie, par personne et par jour, pour chaque catégorie de produits. Après avoir vérifié la validité de l'information, les données ont été agrégées selon une fréquence annuelle. Toutes les données se rapportent à l'ensemble de la Tunisie et couvrent la période 1973-1994.

4. Résultats, discussions et conclusions

L'estimation de l'équation de la première étape de l'analyse a été réalisée moyennant la fonction des Moindres Carrés Généralisés (MCG) vu l'existence d'autocorrélation de premier ordre. Les valeurs des coefficients estimés de α et β avec les valeurs de t de Student (entre parenthèses) sont respectivement de 8,092 (94,26) et -143.90 (-1,90). Le premier coefficient sera utilisé pour déterminer l'asymptote de la fonction logarithme inverse exprimée par ea et le deuxième pour calculer l'élasticité revenu à partir de la forme générale définie dans l'expression (2).

Etant donné que le paramètre β est négatif et que le niveau de revenu augmente de façon continue tout au long de la période d'étude, l'élasticité revenu de calories a suivi une tendance claire décroissante pendant cette période. Ce résultat confirme l'idée que, quand un niveau de développement est atteint, une augmentation du niveau du revenu ne conduit pas nécessairement à une augmentation dans la consommation de calories. Le niveau de saturation de calories déterminé par l'asymptote e8,092 est de 3268 calories. Ceci indique que le niveau de calories ingérées en Tunisie qui est en cette fin de siècle de 3073 calories en moyenne par an (FAO, 1994) ne pourra dépasser cette valeur.

En tenant compte des différents groupes de produits alimentaires, les produits retenus pour estimer l'équation exprimée par la formule (A.10) sont : (1) les céréales, (2) les viandes, (3) les poissons, (4) le lait, dérivés et œufs, (5) les fruits, (6) les légumes, (7) les huiles et corps gras et (8) les

autres produits alimentaires (thé, café et sucre). La procédure utilisée dans l'estimation de l'équation est le FIML (full information maximum likelihood). Pour éviter la singularité de la matrice variances-covariances, due à la contrainte d'additivité, le modèle dynamique général a été estimé pour n-1 équations, en éliminant dans ce cas l'équation correspondant au groupe d'autres produits. Les résultats de l'estimation de l'équation (A.11) pour les huit groupes de produits retenus figurent au tableau 5. Sachant que l'analyse se réfère à un système, les contraintes des hypothèses et les mesures de la qualité d'ajustement doivent répondre au système complet.

Pour vérifier la spécification correcte du modèle, nous avons testé l'existence possible de corrélation entre les perturbations aléatoires. Cependant, l'application statistique du test Durbin-Watson se trouve limitée quand il s'agit de vérifier l'existence d'autocorrélation en dehors du contexte d'une équation. Dans la présente étude, nous avons procédé à l'utilisation du test proposé par Harvey (1982) et défini de la manière suivante:

$$Q = T \sum_{j=1}^m r_j^2 \quad (3)$$

- où :
- Q : valeur du χ^2 .
 - T : nombre d'observations.
 - M : nombre d'équations estimées.
 - r_j : le coefficient de la régression, pour chaque équation, des résidus obtenus sur les résidus retardés par une période.

Ce test se distribue comme un χ^2_m . La valeur de chi-deux pour le seuil de signification de 5 %, et pour sept degrés de liberté (sept contraintes), est de 14,06. La valeur de Q, 19,61 pour le système (A.11) comme indiqué dans le tableau 5, (dont les autres valeurs sont commentées p:13), est donc supérieure à la valeur critique pour un seuil de signification de 5 %. Ainsi, l'hypothèse nulle d'autocorrélation est rejetée et, par conséquent, on doit accepter l'exi-

stence d'autocorrélation dans le système complet.

Or, l'acceptation de l'existence d'autocorrélation dans un modèle signifie dans plusieurs cas que la spécification adoptée est incorrecte. Dans des travaux antérieurs, l'hypothèse d'autocorrélation a été testée en se basant sur des modèles statiques. Ces modèles ont l'inconvénient, en plus de la présentation de résultats incorrects vue la persistance d'autocorrélation entre les variables, de ne pas détecter le comportement de la consommation de calories en fonction du temps, c'est à dire expliquer à travers le temps la persistance des habitudes du consommateur vis à vis des calories. Dans ce travail, la procédure suivie pour tester l'hypothèse d'autocorrélation est celle d'un test paramétrique formulé par Anderson et Blundell (1983a) et appliqué à un modèle GADS.

Selon ces auteurs, la forme générale du modèle GADS exprimée sous une spécification dynamique est la suivante :

$$B(L)\ln\left(\frac{w_i}{w_i^*}\right) = \Gamma(L)[a_i + \eta_i \ln TCAL + \sum_{j=1}^n E_{ij} \ln p_{ji}] + \varepsilon_i \quad (4)$$

- où :
- B (L) = I - B1L - B2L2 - B3L3 -...- BpLp.
 - $\Gamma(L) = \Gamma_0 - \Gamma_1L - \Gamma_2L^2 - \Gamma_3L^3 - \dots - \Gamma_qL^q$.
 - L est un opérateur de retards (Lag Operator)

Cette transformation conduit à un modèle dont le nombre excessif de paramètres rend difficile son estimation en raison du nombre limité d'observations dont on dispose. Aussi, avons nous considéré, dans ce travail, une procédure génératrice de retards de l'ordre p = 1 et q = 1. A partir de ce modèle général auto-régressif de premier ordre et, en effectuant les transformations nécessaires, l'expression (4) peut être exprimée sous la forme d'un Mécanisme de Correction de l'Erreur (MCE):

$$\Delta \left[\ln \left(\frac{w_i}{w_i^*} \right) \right] = \varphi_i \Delta \ln TCAL + \sum_{j=1}^n \mu_{ij} \Delta \ln p_{ji} - \sum_{j=1}^{n-1} \lambda_{ij} \left[\ln \left(\frac{w_{i-1}}{w_{i-1}^*} \right) - a_j - \eta_j \ln TCAL_{t-1} - \sum_{k=1}^n \pi_{jk} \ln p_{k,t-1} \right] + \varepsilon_i \quad (5)$$

- où :
- φ_i et μ_{ij} : sont les coefficients revenu et prix à court terme.
 - λ_{ij} : sont des coefficients d'ajustement.
 - θ_j et π_{jk} : sont les coefficients revenu et prix à long terme.

Le système exprimé en (4) pour estimer les différents paramètres est souvent général. Dans ce contexte, on a supposé une procédure d'ajustement diagonale où $\lambda_{ij} = 0$ si $i \neq j$ et $\pi_{ij} = 1$ si $i = j$, pour éviter le calcul d'un nombre excessif de paramètres dans un échantillon réduit. Ainsi, l'ajustement de toutes les équations s'effectue de la même manière ce qui garantit, par conséquent, la condition d'additivité. Le principe général de ce modèle réside dans le fait d'obtenir 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 contrain-

Groupe de Produits Alimentaires	Modèle Statique		Modèle Dynamique	
	EC ^a	EP ^b	EC ^a	EP ^b
Céréales	0,79	-0,028	0,97	-0,03
Viandes	0,31*	-0,67*	0,63	-0,31*
Poissons	0,29	-0,53*	0,36	-0,22*
Lait, dérivés et œufs	0,47	-0,50*	0,58	-0,40*
Fruits	0,38	-0,16*	0,66	-0,08*
Légumes	0,90	-0,41*	0,87	-0,22*
Huiles et corps gras	1,96	0,031	1,42	0,01
Autres produits alimentaires	1,92	1,11	1,54	0,52
Q	19,61		5,41	

EC^a : Elasticité de la proportion de calories.
 EP^b : Elasticités prix directes marshalliennes.
 *. Indique la signification des paramètres à un seuil de 5 %.

tes sur cette spécification dynamique générale. De ce fait, leur introduction permet de mieux expliquer la spécification dynamique adéquate du comportement d'ingestion de calories par le consommateur tunisien.

Si $\varphi_i = \varphi\lambda\theta_i$ et $\varphi_{ij} = \varphi_{jt}$ sont imposées, la spécification (4) se réduit à un modèle d'Ajustement Partiel.

$$\Delta \ln \left(\frac{w_i}{w_i^*} \right) = [a_i + \theta_i \ln TCAL + \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \ln p_{jt} - \ln \left(\frac{w_{it-1}}{w_{i,t-1}^*} \right)] \lambda + \varepsilon_t \quad (6)$$

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

$$\Delta \left[\ln \left(\frac{w_{it}}{w_i^*} \right) \right] = \varphi_i \Delta \ln TCAL + \sum_{j=1}^n \mu_{ij} \Delta \ln p_{jt} - \lambda \left[\ln \left(\frac{w_{it-1}}{w_{i,t-1}^*} \right) - a_i - \theta_i \ln TCAL_{t-1} - \sum_{j=1}^n \pi_{ij} \ln p_{j,t-1} \right] + \varepsilon \quad (7)$$

Par contre, si $\lambda = 1$ est imposé dans l'équation (4), on obtient le modèle statique défini selon la formule (A.11).

Le tableau 6 résume les résultats de cette analyse.

Eu égard aux valeurs des rapports de vraisemblance, les hypothèses du modèle d'ajustement partiel et du modèle statique sont rejetées pour le seuil de signification de 5%. Ainsi, le modèle qui explique le mieux le comportement du consommateur tunisien est la spécification auto-régressive de premier ordre où le rapport de vraisemblance est inférieur à 3,84 (seuil de signification de 5%). Dans ce cas, les quantités de calories ingérées par les ménages ne dépendent pas seulement du revenu et du prix des produits alimentaires de la période actuelle, sinon elles seraient ajustées par les différences produites dans la consommation de calories relative à la période antérieure. Ceci signifie que les consommateurs incorporent dans leurs décisions

d'achat actuel leur expérience acquise dans le passé.

Un phénomène opposé est observé dans le cas du modèle d'ajustement partiel où il a été rejeté au seuil de 5%. Ce modèle explique la tendance des consommateurs à l'acquisition des mêmes biens (en termes de calories ingérées) qu'ils ont déjà acquis dans le passé. Pour ce faire, il est important de prendre en compte l'inexistence des habitudes dans la consommation alimentaire et par conséquent celles dans l'ingestion de calories. Par ailleurs, le rejet du modèle de correction de l'erreur (MCE) indique que les quantités actuellement consommées de calories ne nécessitent pas un ajustement à long terme. En d'autres termes, on s'attend à ce que la tendance dans l'ingestion de calories se maintienne constante à condition que ne se produisent pas de fortes déviations dans le comportement des consommateurs qui se trouvent chaque fois trop sensibles aux changements qui se produisent au niveau du revenu et des prix.

La qualité d'ajustement (goodness of fit) du modèle autorégressif est de 0,65 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 de base. Dans ce dernier, la restriction imposée consiste à rendre, mis à part le terme indépendant, tous les paramètres égaux à zéro au niveau de toutes les équations qui forment le système. Le modèle est exprimé selon la formule suivante (Bewley et Young, 1987) :

$$R^2 = 1 - \frac{1}{1 + 2 * [LL_u - LL_b] * \frac{1}{T * (N - 1)}} \quad (8)$$

où :

- R2 : coefficient de détermination conjoint.
- LLu : logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle complet.
- LLb : logarithme de la fonction de vraisemblance du modèle de base (seulement les termes constants).
- T : nombre des observations.
- N : nombre des équations du système.

Tableau 6. Tests de signification pour le choix de la spécification dynamique adéquate du modèle GADS pour la demande de calories en Tunisie.

	L _R	RV	d.l	Valeur Critique (5%)
MCE	341,842	-	-	-
Auto-régressif	340,020	3,64	1	3,841
Ajustement partiel	339,629	4,426	1	3,841
Statique	338,340	7,004	2	5,991

Note : L_R: logarithme de la fonction de vraisemblance ; R.V: rapport de vraisemblance ; d.l: degrés de liberté. MCE : Mécanisme correcteur d'erreur : Equation 5. Modèle Autorégressif d'ordre 1 : Equation 7. Modèle d'Ajustement partiel : Equation 6. Modèle Statique : Equations A.11, 4 et 7 avec $\lambda = 1$.

Le système dynamique définitif de calories retenu est l'autorégressif de premier ordre. Les résultats de l'estimation sont présentés au tableau 5. Les élasticités estimées sont conformes à ce que l'on attendait a priori. Ces élasticités peuvent être interprétées d'une manière directe. En effet, une augmentation de 1% dans les calories consommées implique une augmentation positive dans la participation de groupes produits dont la valeur est positive au détriment de produits caractérisés par des élasticités négatives. Mis à part les viandes, toutes les catégories de produits alimentaires présentent des élasticités non significatives. Ce résultat indique qu' à l'exception des viandes, une augmentation dans l'ingestion totale de calories ne modifie pas la participation relative à chaque groupe de

produits et par conséquent, la structure de la diète se maintiendra constante.

En effet, les élasticités proportions de calories ne sont pas statistiquement significatives, cela veut dire que les variations dans l'ingestion totale de calories ne conduisent pas à des modifications importantes dans la structure de la diète tunisienne. En fait, ce sont les prix qui constituent les principaux facteurs déterminants de la demande de calories en Tunisie et non pas la quantité totale consommée. Mis à part les céréales, les huiles et corps gras et les groupes d'autres produits alimentaires, le reste des produits composant la diète présentent une élasticité prix significative. Il est important de souligner que le groupe de viandes et l'ensemble lait, dérivés et œufs sont les plus sensibles aux variations de prix. Par contre, les poissons et les fruits manifestent de la part du consommateur un comportement moins sensible. Malgré cette variation en termes de sensibilité vis à vis des prix, la majorité des produits sont inélastiques.

Les élasticités prix directes (marshalliennes et hicksiennes) sont négatives sauf pour les huiles et corps gras, ce qui indique l'acceptation, en quelque sorte, de la condition de négativité. En analysant la signification individuelle de ces paramètres, on observe l'apparition d'un phénomène opposé à celui relatif aux élasticités de proportions de calories. A l'exception des céréales, huiles et corps gras et le groupe " reste des produits alimentaires ", toutes les catégories de produits analysées présentent des élasticités significatives, supérieures à 0,1. Ceci explique en quelque sorte que les facteurs déterminants dans la composition de la diète sont les prix relatifs et non pas la consommation totale de calories. Comme attendu à priori, la demande la plus élastique correspond aux groupes de viandes, poissons, légumes et le groupe de lait et dérivés. En d'autres termes, les produits non subventionnés par l'Etat. Alors que les produits les plus inélastiques sont les céréales, les fruits et les huiles et corps gras. Ceci est lié principalement au fait que les céréales sont subventionnées par l'Etat et que les deux autres groupes se caractérisent respectivement par une consommation marchande modérée et une

forte auto-consommation.

Dans le cas d'analyses empiriques de la demande de produits alimentaires à un niveau désagrégé, il est fort important de prendre en compte la relation de concurrence existant entre les différents groupes de produits. Il s'agit donc de vérifier le degré de complémentarité et / ou de substitution entre ces catégories de produits. Dans ce cas, nous avons opté pour le calcul des élasticités hicksiennes croisées. La majorité de ces élasticités sont significatives dont 23 positives et 33 négatives.

Le tableau 7 montre les résultats obtenus à partir de la spécification dynamique de premier ordre.

Les résultats de l'identification des effets prix croisés ainsi que les inter-relations entre les différents groupes de produits, montrent une certaine indépendance. En effet, le calcul des élasticités prix croisées compensées révèle l'existence d'une relation de substitution entre les viandes et le groupe des poissons. De même, ce phénomène a été observé aussi bien entre les viandes et le groupe du lait et dérivés que entre les fruits et les légumes.

Ainsi, la relation de concurrence entre les divers produits n'est pas tellement importante, du moment que face à une augmentation du prix pour l'un des types de produits, le consommateur cherchera un autre produit qui pourra le substituer.

Il est alors évident de trouver les mêmes relations de substitution entre les produits qui forment le même système. Ainsi, on distingue une substitution complète entre les viandes et les poissons, les viandes et le lait (et dérivés) d'une part et les fruits et les céréales et les fruits et les légumes, d'autre part.

Quant aux relations de complémentarité, on remarque que les huiles et corps gras constituent un complément pour le reste des produits alimentaires. Ce même phénomène a été observé dans le cas du groupe autres produits.

La valeur la plus importante est enregistrée aux niveaux des groupes autres produits et lait et dérivés. Le reste des produits présente des valeurs faibles et sont, par conséquent, considérés comme étant des produits indépendants.

Les résultats de l'estimation de ce modèle ont montré que, durant ces dernières années, l'ingestion de calories en Tunisie a atteint un niveau de stagnation s'approchant du maximum probable de 3268 kcal/personne et par jours.

Parallèlement à cette stagnation et en concordance avec ce qui se passe dans la majorité des pays développés en voie d'émergence, on observe une certaine stabilité dans la participation de chaque catégorie de produits dans le total des

Tableau 7. *Elasticités Hicksiennes du modèle GADS dynamique.*

	Céréales	Viandes	Poissons	Lait et dérivés	Fruits	Légumes	Huiles	Autres
Céréales	-0,06	-0,016	-0,019	0,029	0,03*	0,055*	0,031	0,045*
Viandes	-0,38*	-0,33*	-0,068	-0,17*	-0,14*	-0,09	-0,032	-0,28*
Poissons	-0,72*	0,07	-0,22*	0,036	-0,009	-0,11	0,07	-0,098
Lait et dérivés	-0,45*	-0,089	0,047	-0,42*	-0,07*	-0,11	0,004	-0,13
Fruits	-0,27*	-0,10*	0,019	-0,06	-0,09*	-0,42*	-0,13*	-0,24*
Légumes	-0,11	-0,09	0,043	-0,12	-0,05*	-0,22*	-0,06	-0,12
Huiles	0,36*	0,26*	0,11*	0,08	0,012	0,023	0,07	0,095
Autres	0,18*	0,34*	0,09	0,69*	0,36*	0,93*	0,20*	0,87

Note: * Indique la signification des paramètres à un seuil de 5 %.

calories ingérées.

Toutefois, de légères tendances vers la baisse apparaissent pour les céréales et vers la hausse pour les viandes. Le modèle GADS estimé soit dans sa version statique ou dynamique, reflète clairement cette situation et confirme le résultat déjà obtenu.

Les résultats de cette étude reflètent clairement les modèles de consommation des produits alimentaires en Tunisie.

Il semble toutefois nécessaire d'approfondir l'analyse, principalement, au niveau de deux aspects.

D'une part, ce travail constitue une étude qu'il serait intéressant de conduire aussi dans les autres pays du Maghreb (Algérie, Maroc), afin d'étudier et comparer le comportement des ménages dans le temps et les possibilités de pouvoir le différencier à partir de leurs caractéristiques socio-démographiques en particulier en distinguant diverses régions tunisiennes : les zones côtières, les montagnes et les zones pré-désertiques, et en distinguant les catégories socio-professionnelles, en particulier les populations rurales et urbaines pauvres.

D'autre part, et tenant compte de la disponibilité des données, il semble opportun de calculer les élasticités dépenses et de les comparer avec celles de quantité, obtenues dans ce travail, afin de pouvoir estimer ce qu'on appelle les élasticités dépenses de qualité.

ANNEXE

Présentation du modèle écométrique

Dans le modèle GADS, l'équation de demande est une interprétation ad-hoc ; elle exprime la part du budget W_i par :

$$w_i = \frac{e^{\delta_i}}{\sum_{h=1}^n e^{\delta_h}} \quad (A.1)$$

où δ_i adopte la forme suivante :

$$\delta_i = \alpha_i + \beta_i \ln Y + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + U_i \quad (A.2)$$

avec,

- W_i : part de dépense du bien i dans la dépense globale.
- Y : dépense totale en alimentation.
- p_j : prix du bien j .
- n : nombre de produits.
- U_i : perturbation aléatoire (bruit blanc).

Dans le cas de notre étude, la forme fonctionnelle est celle définie en (A.1), mais les variables utilisées sont différentes. La variable endogène est la proportion de calories de chaque produit $W_i = C_i/TCAL$ où C_i sont les ca-

lories du bien i et $TCAL$ représente le total de calories. Sous cette forme, le modèle GADS est défini de la manière suivante:

$$W_i = \frac{e^{\alpha_i + \beta_i \ln TCAL + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j + U_i}}{\sum_{h=1}^n e^{\alpha_h + \beta_h \ln TCAL + \sum_{j=1}^n \gamma_{hj} \ln p_j + U_h}} \quad (A.3)$$

A partir du modèle (A.3), les élasticités sont exprimées selon les formules suivantes:

$$w_{it} = \frac{e^{\delta_{it}}}{\sum_k e^{\delta_{kt}}} \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (A.4)$$

L'élasticité calorie de chaque produit par rapport aux calories totales s'obtient directement en additionnant 1 à l'expression (A.4):

$$w_{it} = \frac{e^{\delta_{it}}}{\sum_k e^{\delta_{kt}}} \quad (A.5)$$

Finalement, les élasticités prix directes et croisées sont exprimées selon l'expression suivante:

$$w_{it} = \frac{e^{\delta_{it}}}{\sum_k e^{\delta_{kt}}} \dots (ij = 1, 2, \dots, n) \dots (A.6)$$

En général, le modèle défini suivant l'expression (A.3) ne peut pas être estimé directement car il n'est pas linéaire, d'où la nécessité d'adopter une forme linéaire. Dans le souci d'obtenir un modèle facilement estimable et qui permet de tester les restrictions théoriques, Bewley (1986) a proposé quelques transformations pour rendre le modèle (A.4) linéaire. En prenant les logarithmes népériens, le modèle peut s'exprimer selon la formule suivante :

$$\ln(w_i) = \alpha_i + \beta_i \ln TCAL + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln p_j - \sum_{h=1}^n e^{\delta_h} + U_i \quad (A.7)$$

Ensuite, et en concordance avec Bewley et Young (1987), nous avons développé dans ce travail un modèle GADS en supposant que la condition de symétrie peut être imposée dans n'importe quel point de l'échantillon. Soit W_j la participation de la dépense totale du bien i dans un point choisi de l'échantillon, qui n'est pas nécessairement la moyenne mais simplement un point quelconque de l'échantillon qui satisfait

$$\sum_{p=1}^n w_p = 1 \quad \text{et}$$

$$\overline{w}_p > 0$$

(dans ce travail, on considère que

$$\overline{w}_p$$

est la participation moyenne de l'échantillon). En multipliant chaque équation de (A.7) par sa participation moyenne respective et en faisant la somme des équations résultantes, nous obtenons:

$$\sum_{p=1}^n \overline{w}_p \ln w_p = \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \alpha_p + \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \beta_p \ln TCAL + \sum_{j=1}^n \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \gamma_{pj} \ln P_j - \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \ln \sum_{h=1}^n e^{\delta_{ph}} + U_i \quad (A.8)$$

Si maintenant, de l'expression (A.7), on soustrait l'équation (A.8), nous pouvons exprimer le modèle comme suit:

$$\ln w_i - \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \ln w_p = \alpha_i - \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \alpha_p + \beta_i \ln TCAL - \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \beta_p \ln TCAL + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_j - \sum_{j=1}^n \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \gamma_{pj} \ln P_j + U_i \quad (A.9)$$

En agréant l'expression antérieure, le modèle serait :

$$\ln \left(\frac{w_i}{w^+} \right) = a_i + b_i \ln TCAL + \sum_{j=1}^n g_{ij} \ln P_j + U_i \quad (A.10)$$

où:

$$\ln w^+ = \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \ln w_p$$

$$a_i = \alpha_i - \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \alpha_p$$

$$b_i = \beta_i - \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \beta_p = \eta_i - 1 = \eta_i^*$$

$$g_{ij} = \gamma_{ij} - \sum_{p=1}^n \overline{w}_p \gamma_{pj} = E_{ij}$$

Finalement, à partir de l'équation (A.10), le modèle définitif est exprimé de la manière suivante:

$$\ln \left(\frac{w_i}{w^+} \right) = a_i + \eta_i^* \ln TCAL + \sum_{j=1}^n E_{ij} \ln P_j + U_i \quad (A.11)$$

Références

Abdesselem M. (1990) - *Estimation de fonctions de demande de produits alimentaires: cas des viandes*. Mémoire de cycle de spécialisation, INAT. Tunis.

Anderson G.J., Blundell R.W. (1983a) - *Testing restriction in a flexible dynamic demand system: An application to consumer's expenditure in Canada*. Review of Economics Studies, 50, 397-410.

Bewley R.A. (1986) - *Allocation models: Specification, estimation and application*. Ballinger Cambridge. Allocation Models.

Bewley R., Young T. (1987) - *Applying multinomial extension of the linear logit model to meat expenditure data*. American Journal of Agricultural Economics, 69, 151- 157.

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., Mullbauer J. (1980a) - *An almost ideal demand system*. The American Economic Review, 70, 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.

FAO. (1995) - *Computerized information series. Faostat PC n°6: Food Balances Sheets*, Rome. Food and Agriculture Organization of the United Nations.

FMI, (International Monetary Mound, IMF). Plusieurs années. Financial Statistics. Washington.

Fuglie K.O. (1994) - *The demand for potatoes in Tunisia: Are they a cereal substitute?*. European Review of Agricultural Economics, 21, 277-286.

Harvey A. (1982) - *A test of misspecification for systems of equations*. Discussion paper A31, London school of economics econometrics programme, London.

Institut National de la Statistique. Plusieurs années. Tunis. Ministère du Plan.

Bulletin mensuel de statistique. Enquête nationale sur le budget et la consommation des ménages.

Lahiani N. (1996) - *Analyse de la substitution au niveau de la consommation des huiles*. Mémoire de cycle de spécialisation, INAT, Tunis.

Kamoun A., Jaouadi M.T. (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.

Khaldi R., Naili A. (1995) - *Analyse des politiques de la sécurité alimentaire en Tunisie*. Options Méditerranéennes, Sér. A / n° 26; PP. 91-109.

Merhban J. (1992) - *Ciblage des subventions alimentaires: Enjeux et besoins en information*. Mémoire de cycle de spécialisation, INAT, Tunis.

Naili A. (1990) - *Population et alimentation: bilan des deux dernières décennies (1965 - 1985)*. In cahier n° 3 de l'Institut de Recherche et d'Etudes sur la Population, pp. 67 - 104.

Theil H. (1969) - *A multinomial extension of the linear logit model*. International Economic Review, 10(3), 251-259.