

DEDICACES

Ce mémoire est dédié

A mon père, à ma mère avec toute mon affection

A mes frères et sœurs

A toute ma famille

A mes amis

vvv Samir Bettahar vvv





Remerciements

J'ai le plaisir de remercier MR Le Professeur Mostéfa Belmokadem et de lui exprimer toute ma reconnnaissance de m'avoir fait l'honneur de diriger ce travail.

Qu'il trouve ici l'expression de ma profonde gratitude.

Je tiens également à remercier MR Abderrezak Benhabib (Professeur) et MR Chaib Bounoua (Maître de conférence) d'avoir accepté de participer au jury. Ils voudraient bien trouver ici le témoignage de ma respectueuse gratitude.

Je tiens par ailleurs à remercier tous ceux qui ont contribué de prés ou de loin à l'élaboration de ce travail, entre autre MR Mohamed Benbouziane, MR Mohamed Sahel, MR Nasreddine Beddi et MR Mohamed Zine Barka.

•••• SOMMAIRE ••••

Introduction générale	1
Chapitre I : Quelques considérations générales	4
Introduction	5
Section 1 : Le phénomène de consommation : définitions	ε
Section 2 : Les méthodes d'évaluation de la consommation	
2.1. La méthode des bilans	9
2.2. La méthode des enquêtes	10
2.2.1. Les enquêtes sur les budgets des ménages	11
2.2.2. Les enquêtes sur la consommation alimentaire	12
Section 3 : Quelques notions sur l'économétre	13
• Chapitre II : Méthodologie de l'analyse économétrique des courbes d'ENGEL	20
Introduction	21
Section 1 : Courbes d'Engel et théorie des choix	22
1.1. Introduction	22
1.2. Ernest Engel (1821 – 1896)	23
1.3. Les travaux d'Engel	
1.3.1. La loi d'Engel	24
1.3.2. L'article de 1895	27
1.4. Les travaux postérieurs à ceux d'Engel	30
1.4.1. La théorie des choix du consommateur	
	30
1.4.1.1. La fonction d'utilité	
	31
1.4.1.1. La fonction d'utilité	31 31 32
1.4.1.1. La fonction d'utilité 1.4.1.2. La carte d'indifférence 1.4.1.3. La contrainte du budget 1.4.1.4. L'équilibre : maximisation de la satisfaction du consommateur	31 32 33
1.4.1.1. La fonction d'utilité 1.4.1.2. La carte d'indifférence 1.4.1.3. La contrainte du budget 1.4.1.4. L'équilibre : maximisation de la satisfaction du consommateur	31 32 33
1.4.1.1. La fonction d'utilité 1.4.1.2. La carte d'indifférence 1.4.1.3. La contrainte du budget 1.4.1.4. L'équilibre : maximisation de la satisfaction du consommateur	31 32 33 36
1.4.1.1. La fonction d'utilité 1.4.1.2. La carte d'indifférence 1.4.1.3. La contrainte du budget 1.4.1.4. L'équilibre : maximisation de la satisfaction du consommateur. 1.4.2. Equations de demande 1.4.3. Synthèse des autres travaux 1.4.3.1. Au Royaume Uni	31 32 36 36
1.4.1.1. La fonction d'utilité 1.4.1.2. La carte d'indifférence	31 32 36 36 37
1.4.1.1. La fonction d'utilité 1.4.1.2. La carte d'indifférence 1.4.1.3. La contrainte du budget 1.4.1.4. L'équilibre : maximisation de la satisfaction du consommateur 1.4.2. Equations de demande 1.4.3. Synthèse des autres travaux 1.4.3.1. Au Royaume Uni 1.4.3.2. En France 1.4.3.3. En Algérie	31 32 36 36 37 38
1.4.1.1. La fonction d'utilité 1.4.1.2. La carte d'indifférence	313236363738
1.4.1.1. La fonction d'utilité 1.4.1.2. La carte d'indifférence 1.4.1.3. La contrainte du budget 1.4.1.4. L'équilibre : maximisation de la satisfaction du consommateur 1.4.2. Equations de demande 1.4.3. Synthèse des autres travaux 1.4.3.1. Au Royaume Uni 1.4.3.2. En France 1.4.3.3. En Algérie	3132363637384045

2.2.1. Notions sur les élasticités	4
2.2.2. Propriétés des modèles	48
2.2.2.1. Le modèle linéaire de base	48
2.2.2.2. Le modèle double logarithmique	50
2.2.2.3.Le modèle semi – logarithmique	52
2.2.2.4. Le modèle Logarithmique inverse	53
Section 3 : L'estimation du modèle linéaire	56
3.1. Quelques notions sur l'estimation et qualités des estimateurs	
3.1.1. Estimateur sans biais « centré »	56
3.1.2. Estimateur efficace	
3.1.3. Estimateur convergent	57
3.2. Le modèle linéaire de la régression simple	57
3.2.1. Les hypothèses	58
3.2.2. L'ajustement par la méthode des moindres carrés (MCO)	59
3.2.2.1. Formulation des estimateurs	59
3.2.2.2. Propriétés des estimateurs	60
3.2.2.3. Forme générale du modèle estimé	61
3.3. Quelques difficultés de l'estimation à partir des données d'enquêtes	
3.3.1. Hétéroscédasticité	62
3.3.1.1. Définition et conséquences	62
3.3.1.2. Estimation sur données groupées	63
3.3.2 Autocorrélation des erreurs (corrélation sérielle)	68
3.3.3.1. Effet de l'autocorrélation sur les estimateurs par les MCO	68
3.3.3.2. Test de DURBIN – WATSON	
3.3.3. Influence de la taille des ménages	
3.3.3.1. Les unités de consommation	
3.3.3.2. Le biais dû à l'omission de la taille des ménage	
3.3.4. Erreur de mesure sur la variable explicative	i
3.3.4.1. Conséquences lorsque la variable explicative est entachée d'erreurs	
3.3.4.2. La méthode des variables instrumentales	
3.3.5. Définition des variables introduites	
3.3.5.1. Choix entre revenu et dépenses totales	
3.3.5.2. Le biais dû à la mesure du niveau de vie par la dépense totale	79

·	
Section 4 : Test de stabilité	82
4.1. Introduction	82
4.2. Tests d'hypothèses sur la régression	83
4.2.1. Préliminaires	
4.2.2. Tests de l'hypothèse a = 0	84
4.2.3. Test de la nullité d'une composante a _k de a	85
4.3. Test d'homogénéité	86
4.4. Analyse de la covariance	88
4.4.1. Introduction	88
4.4.2. Estimation	89
4.4.2.1. Estimation des paramètres de modèle	90
4.4.2.2. Estimation des paramètres de l'hypothèse Ho	90
4.4.2.3. Estimation des paramètres de l'hypothèse H1	90
4.4.3. Calcul des sommes des carrés des résidus	90
4.4.3.1. Sommes des carrés des résidus du modèle	90
4.4.3.2. Sommes des carrés des résidus de l'hypothèse Ho	91
4.4.3.3. Sommes des carrés des résidus de l'hypothèse H1	91
4.4.4. Tableau d'analyse de la covariance	91
Chapitre III : Résultats de l'analyse économétrique	
Introduction.	
A- Présentation de l'enquête et des données utilisées	96
Section 1 : Aspects méthodologiques de l'enquête	96
1.1. Champ de l'enquête	96
1.2. Définition de l'unité statistique	97
1.3. Définition des strates	97
1.4. Echantillonnage	98
1.5. Définition de déciles	
Section 2 : Résultats de l'enquête et données utilisées	102
2.1. Quelques résultats de l'enquête	
2.2. Les données utilisées	105
B- Analyse économétrique	107
Section 1 : Modèles et méthodes d'estimation	107
Section 2 : Présentation et analyse des résultats	110
2.1. Résultats des estimations	110

2.1.1. Introduction	110
2.1.2. Pain, céréales et dérivés	111
2.1.3. Fruits et légumes frais	118
2.1.4. Viandes, volailles et poissons	
2.1.5. Fruits et légumes secs	132
2.1.6. Autres produits alimentaires	139
2.1.7. Alimentations totales	146
2.2. Résultats synthétiques par secteur d'habitat	153
2.2.1. Grand Alger	
2.2.2. Métropoles	156
2.2.3. Communes de plus de 70000 habitants	158
2.2.4. Agglomérations entre 45000 et 70000 habitants	160
2.2.5. Agglomérations entre 15000 et 45000 habitants	162
2.2.6. Agglomérations de moins de 15000 habitants	164
2.2.7. Ensemble aggloméré	166
2.3. Résultats synthétiques par produits	
2.3.1. Pain, céréales et dérivés	
2.3.2. Fruits et légumes frais	
2.3.3. Viandes, volailles et poissons	
2.3.4. Fruits et légumes secs	i
2.3.5. Autres produíts alimentaires	1
2.3.6. Alimentations totales	· .
Section 3 : Résultats de l'analyse de covariance	
3.1. Introduction	180
3.2. Résultats de l'analyse	182
3.2.1. Analyse de covariance pour le groupe :pain, céréales et dérivés	
3.2.2. Analyse de covariance pour le groupe : fruits et légumes frais	1
3.2.3. Analyse de covariance pour le groupe :viandes, volailles et poissons	
3.2.4. Analyse de covariance pour le groupe : fruits et légumes secs	i
3.2.5 Analyse de covariance pour le groupe : autres produits alimentaires	i
3.2.6. Analyse de covariance pour le groupe : alimentations totales	
Conclusion générale	201
Annexe	
Bibliographie	

Introduction générale

Les études sur les dépenses de consommation des ménages occupent depuis quelques années une place importante parmi les études économiques et les travaux de planification.

Ces études utilisent généralement les données statistiques issues des enquêtes sur le budget ou celle portant sur la consommation des ménages.

De telles enquêtes s'avèrent être un instrument efficace pour étudier les niveaux de vie des ménages et analyser de façon approfondie le comportement de ces derniers.

A ce titre une enquête nationale sur les dépenses de consommation des ménages a été réalisée par l'Office Nationale des Statistiques (O.N.S) en 1988 et a porté sur l'ensemble du territoire.

A la lumière des résultats⁽¹⁾ de cette enquête, nous essaierons à travers cette étude d'apporter une appréciation quant à la structure de la consommation des ménages en milieu aggloméré ; cette structure étant l'indicateur le plus efficace pour rendre compte du niveau de vie des ménages.

Aussi l'aspect que nous développerons ici sera les dépenses alimentaires, ce qui nous permettra de mettre en évidence les disparités entre les différentes populations.

Devant la difficulté de l'analyse d'un tel phénomène, il nous a semblé utile d'entreprendre des travaux de recherche économétrique.

L'intérêt de l'économétrie n'est pas à démontrer. C'est une discipline recourant à la théorie économique, à la formulation mathématique et à l'analyse statistique. Aussi les méthodes économétriques sont d'un apport considérable dans l'analyse des enquêtes de consommations. Elles permettent d'une part de spécifier quantitativement la liaison consommation et niveau de vie qui fonde la loi d'**ENGEL** et d'autres part, de dégager les lois de consommation à travers l'utilisation des techniques statistiques et plus particulièrement la technique de régression.

Ainsi, les modèles que nous utiliserons pour ajuster les données empiriques s'apparentent aux modèles d'ENGEL du fait que l'évolution de la structure

⁽¹⁾ Voir:

[◆]Dépenses de consommation des ménages : résultats globaux de l'enquête sur les dépenses de consommation des ménages 1988 – ONS n°45.

Documents internes (ONS).

de la consommation des ménages de 1967⁽²⁾ à 1979⁽³⁾ ayant déjà apporté lla confirmation de la loi d'**ENGEL**.

A cet effet, ce travail s'articulera autour des chapitres suivants :

Dans un premier chapitre nous exposerons quelques définitions de la consommation et présenterons les différentes sources statistiques qui permettent de saisir et de mesurer ce phénomène. Nous présenterons ensuite quelques définitions de l'économétrie tout en essayant d'en souligner la portée et les limites.

Le second chapitre se veut être une présentation détaillée de l'analyse économétrique. Dans un premier temps, nous exposerons quelques travaux d'analyse économétrique portant sur les budgets familiaux, en attachant une attention particulière aux travaux d'**ENGEL** étant donné que la majorité des travaux portant sur l'étude de la consommation à partir de l'examen des budgets familiaux s'y réfèrent.

Nous présenterons ensuite un certain nombre de lois de consommation correspondant à différentes hypothèses relatives à l'évolution de la consommation par rapport à celle du niveau de vie. Pour l'estimation de ces lois, nous exposerons certaines méthodes statistiques dont nous rappellerons au préalable les propriétés.

Toujours dans ce même chapitre, nous aborderons quelques problèmes que soulève l'analyse économétrique des enquêtes et présenterons éventuellement les solutions théoriques.

Enfin, pour tenter de mettre en évidence la possibilité de disparités de comportement pour différentes catégories de population, nous présenterons une méthode particulière : il s'agit de la méthode d'analyse de covariance dont nous justifierons l'utilisation dans cette étude.

Quant au dernier chapitre, il sera consacré à l'exposé et à l'analyse des résultats de nos recherches économétriques.

Rappelant que cette analyse porte sur les dépenses alimentaires par grand groupes de produits à partir des résultats de l'enquête algérienne de 1988.

⁽²⁾ Voir : Etude AARDES, volume 3a et 3b intitulés : « Enquête sur les budgets familiaux : la dépense d'alimentation à partir de l'enquête des budget familiaux de 1967 – 68.

⁽³⁾ Voir S. Hammouch, Etude économétrique des consommations alimentaires à partir de budgets familiaux 1979 –1980, mémoire de magister, Université d'Alger, Institut des Sciences Economiques, juin 1985.

Voir : A. Souames, « La loi d'Engel de la baisse relative des dépenses alimentaires par rapport au budget est-elle vérifiable en Algérie ». IN statistiques n°7 1985 pp26 – 36.

♦♦♦ Chapitre I ♦♦♦

« Considérations générales »

*** Introduction ***

L'intérêt porté à l'étude de la consommation résulte d'une préoccupation très récente dans l'histoire de l'homme.

Il revient sans doute à BOISGUILBERT(1646 - 1714) le mérite d'avoir été le premier à se préoccuper du phénomène « consommation ». En effet, en recherchant les causes de la diminution de la richesse des nations⁽⁴⁾, BOISGUILBERT estime que celle-ci ne résulte pas d'une pénurie de monnaie mais d'un manque de consommation.

Depuis BOISGUILBERT jusqu'à nos jours, l'étude de la consommation est devenue un des sujets majeurs non seulement de l'économie mais aussi des autres disciplines.

A ce sujet A. PITROU et B. MATALON⁽⁵⁾ soulignent que l'étude de la consommation « a bénéficié peut-être plus que tous les autres chapitres de l'économie, des découvertes faites dans les sciences voisines tant dans le domaine conceptuel que méthodologique, et des perfectionnements introduits dans les études empiriques ».

Le développement depuis 1920 de la statistique, de la technique des sondages et de l'économétrie ont permis une large extension des possibilités d'analyse de la consommation.

Ainsi, dans une première section nous rapporterons quelques définitions de la consommation et tenterons de montrer pourquoi un tel intérêt pour ce phénomène.

Dans une deuxième section, nous exposerons les différentes méthodes permettant l'observation de la consommation.

Enfin, dans la troisième section nous rapporterons quelques définitions de l'économétrie.

⁽⁴⁾ Surtout pour expliquer l'appauvrissement de la France .

⁽⁵⁾ A. PITROU et B. MATALON, «L'analyse de la consommation » IN l'économique et les sciences sociales – tome II, Dunod, Paris 1967, p. 41.

Section 1 : Le phénomène de consommation

Définitions de la consommation :

Bien que la consommation soit une notion d'expérience quotidienne, sa définition précise est très complexe. Cependant elle a une importance particulière, «elle est un phénomène central de l'activité humaine, même si l'on peut discuter de savoir si elle est le but final de toute activité économique » ⁽⁶⁾

Il est à noter que cette complexité est dûe au fait que la consommation peut faire l'objet d'études pluridisciplinaires. A ce sujet B.P MACK souligne que «l'économie de la consommation est en fait le domaine de plusieurs disciplines. Elle introduit la psychologie et la sociologie des besoins et des choix, les décisions économiques des consommateurs qui en résultent et l'effet de ces décisions sur l'allocation des ressources dans une économie » (7)

L'objet de cette section n'est évidemment pas de rapporter toutes les définitions relatives à la consommation. Nous nous contenterons seulement de celles qui nous paraissent recouvrir le phénomène, objet de l'étude.

Pour Y.BERNARD et J.COLLI ⁽⁸⁾, «la consommation consiste en l'emploi d'un bien ou service à la satisfaction d'un besoin impliquant la destruction de ce bien ou de ce service ».

Dans le même sens, B. BERNARD et Y.SIMON ⁽⁹⁾ définissent la consommation d'un bien «comme la quantité de ce bien qui, par usure ou destruction, permet de satisfaire directement des agents économiques sans recourir à l'accroissement de la production ».

Compte tenu de ces deux définitions, la consommation est appréhendée comme étant une destruction de biens (ou de services) en vue de la satisfaction de besoins. Or ces besoins sont multiples : il y a les besoins dits vitaux (nourriture essentiellement...), d'autres sont appelés besoins de civilisation (gastronomie pour la nourriture...).

⁽⁶⁾ G. ROTTIER, Econométrie appliquée: Modèles de consommation, Paris-Dunod 1975, p. 3.

⁽⁷⁾ RUTH P.MACK, Economics of consumption: A survey of contemporary economic, VOL.II, B.F.Harley Editor Iwin et C°, 1952.

⁽⁸⁾ Y.B BERNARD et J.COLLI: Vocabulaire économique et financier, Paris, Seuil, 1976.

⁽⁹⁾ B.B BERNARD et Y.SIMON: Macro-économie, Tome 1, Dunod, Paris, 1971.

L'infinité des besoins engendre des aspirations qui sont des besoins non encore satisfaits ou mal satisfaits.

Un autre aspect de la consommation non contenu dans les deux précédentes en évidence par A.BENACHENHOU pour forme capitaliste fétichisme « la consommation. en liée sa de la marchandise». Elle apparaît selon lui «comme une prestation de signes à l'usage des autres : en consommant, on tache de démontrer sa propre valeur sociale, telle qu'elle est mesurée à l'aune de l'équivalent général, celui par lequel les agents s'identifient ». Cette définition rejoint en quelque celle sorte par J.ATTALI et M.GUILLAUME (11) pour lesquels, «la consommation établit un lien, une cohérence permanente entre les rôles sociaux disparates imposés. Dans chacun de ces rôles en effet, chaque individu se «normalise». Il est dressé, éduqué pour cela ; il se comporte comme on attend qu'il se comporte ; à cette fin, il module son langage et ses attitudes en fonction de ces croyances de ce que sont les conventions sociales ». Selon ces deux auteurs « les biens de consommation constituent l'un des systèmes sémiologiques les plus importants qui soient à la disposition des hommes pour s'exprimer et s'adapter ».

La consommation apparaît donc comme un signe d'appartenance à un milieu social. Les différences culturelles entre les groupes sociaux se traduisent par des différences dans de nombreux domaines de la consommation : vacances, lectures, loisirs,... La différenciation de nombreux produits par les producteurs répond à une logique de la distinction sociale.

Au-delà du fait qu'elle soit un signe d'appartenance à un milieu social, la consommation est aussi caractéristique d'une société tout entière. En témoigne l'appellation de «société de consommation» donnée par les sociologues à la société des pays industrialisés capitalistes.

Dans ces pays, la consommation est non seulement l'objectif de la vie économique, mais devient de surcroît le but de la vie entière. « La consommation

⁽¹⁰⁾ A.BENACHENHOU, Introduction à l'économie politique, 2°éditions, OPU, 1981, p. 217

⁽¹¹⁾ J. ATTALI ET M.GUILLAUME, L'antiéconomique, Puf, Vendôme, 1975 p. 129.

devient une valeur en soi, la première des valeurs : par exemple, la propriété de certains biens durables (certains type d'automobiles...) est un signe de prestige, d'admiration, de réussite, et représente en elle-même une valeur morale, une vertu. Elle incarne le bien, le but de la vie... » (12).

Le développement ci - dessus nous a permis de relever que la consommation est un phénomène économique et social. « Le phénomène de consommation n'est pas un simple mécanisme économique à mettre en relation avec la production, les importations et les exportations, l'épargne... La consommation appartient à la vie quotidienne de chacun et possède ainsi une dimension sociale indéniable » (13).

Ainsi, il est illusoire de prétendre donner une explication complète de ce phénomène. Nous nous limiterons donc, dans le cadre de ce travail à identifier les facteurs socio-économiques dont la variation influence les préférences du consommateur, ce qui exclut l'étude de la formation de ces préférences.

Il nous faut souligner que cette limitation tient surtout à la difficulté d'analyse d'un tel phénomène.

Enfin, ayant présenté quelques définitions du phénomène consommation, il nous semble intéressant de préciser les différents procédés qui permettent à l'économiste de l'appréhender. Ce sera l'objet du paragraphe suivant.

(13) IBID p. 80.

⁽¹²⁾ M. BIALES et R. GOFFIN, Economie générale, Paris, Foucher, 1986, p. 80.

Section 2 : Les méthodes d'évaluation de la consommation des ménages

La consommation d'un bien ou d'un groupe de bien peut être estimée, au niveau national, soit à partir des bilans appelés bilans de disponibilités, soit à partir des enquêtes de consommation.

Ces méthodes sont relativement bien connues . Aussi leur exposé sera-t-il bref.

2.1. La méthode des bilans :

Un bilan a pour objet de cerner le niveau des approvisionnements pour un certain nombre de produits pour une période donnée. Une telle approche, faut-il le souligner, ne constitue qu'une approximation des niveaux réels de consommation.

Il est à noter qu'il existe deux types de bilans :

l'un est appelé bilan de disponibilités alimentaires (BDA), l'autre appelé bilan de disponibilités des bien durables ou aussi des biens d'équipement (BDBE) (14).

La F.A.O définit le bilan de disponibilités alimentaires comme étant la composition des approvisionnements alimentaires d'un pays durant une période de référence spécifiée. Le bilan indique pour chaque denrée les ressources d'approvisionnement et son utilisation. (15)

Le BDA est établi sur la base des éléments suivants :

- * La production.
- * Les superficies cultivées.
- * Les rendements.
- * La destination animale.
- * Les importations et les exportations.
- * Les stocks.
- * L'industrie

A partir de ces éléments, le bilan peut-être déduit en effectuant la différence entre les ressources et les emplois. Si :

⁽¹⁴⁾ Etant donné que ce travail ne s'intéresse qu'aux biens alimentaires, le BDBE ne sera pas traité ici car il concerne les biens durables. Soulignons seulement que son estimation, obéit aux même principes que le BDA.

⁽¹⁵⁾ F.A.O reproduit par l'ONS nº 45.

C = Consommation.

P = Production.

M = Importation.

X = Exportation.

S = Stock

Pe = Pertes et utilisations diverses (sauf consommation humaine).

On a alors :
$$(C=P+M-(X+S+Pe))^{(16)}$$

Le BDA présente deux avantages : d'une part il sert à l'examen détaillé de la situation alimentaire et agricole d'un pays et d'autre part à mesurer le taux de dépendance.

Les limites d'un BDA sont nombreuses :

- •II nécessite des statistiques de bases sérieuses.
- ◆Les études révèlent que le BDA est entaché d'erreurs car les incertitudes concernant la production sont grandes par la nature de la collecte des informations au niveau des paysans (superficies, rendements, destination),ou au niveau plus générale de l'utilisation qui est souvent estimée.
- ◆Il ignore la plupart du temps l'autoconsommation dans l'analyse malgré l'importance qu'a celle-ci dans le milieu rural.
- ◆Il ne donne aucune information sur les disponibilités par groupes socio-économiques, ni sur la répartition géographique au sein du pays.
- ◆Le BDA, étant une méthode indirecte d'évaluation de la consommation alimentaire, il ne fournit qu'une vision globale de la situation alimentaire et peut ainsi masquer les disparités.

2.2. La méthode des enquêtes :

Cette méthode est appliquée par chaque pays et permet d'apprécier la consommation au niveau de la nation. Un nombre suffisant de ménages est interrogé sur les achats opérés au cours d'une période donnée et le niveau de consommation nationale est obtenu par extrapolation des résultats de l'enquête. Ces résultats sont

⁽¹⁶⁾ D.BADILLO, Stratégie agro-alimentaire pour l'Algérie - Prospective 2000 Edisud, Aix en Province, 1980, p. 116.

en général très fins par région, par catégorie socioprofessionnelle, etc...

L'un des avantages majeurs de ces enquêtes est qu'elles puisent l'information directement à la source de la consommation, c'est à dire au niveau des ménages.

L'étude et la description de la consommation n'ont été rendues possible que grâce au développement des techniques d'enquêtes par sondage. Les échantillons de ménages sont choisis par un sondage probabiliste, c'est-à-dire établis de telle façon que chaque ménage de la population qui a fait l'objet de l'enquête ait au départ une probabilité connue différente de zéro d'appartenir à l'échantillon.

Etant donné que les erreurs d'échantillonnage peuvent être importantes, d'autres techniques existent pour les réduire et obtenir une meilleure information : sondage stratifié (ou stratification) et sondage à deux degrés ou plus: la stratification peut-être effectuée selon la région, la catégorie socioprofessionnelle,... qui sont des critères qualitatifs. Elle peut aussi se faire selon les valeurs d'une variable dite «variable de contrôle » si l'on pense qu'il existe une corrélation de celle-ci avec la variable étudiée : stratification suivant la taille des ménages, stratification selon la taille des communes ... un sondage à deux degrés (et qui peut éventuellement être à plus de deux degrés) s'impose lorsque le tirage au sort de l'échantillon n'a pas lieu directement parmi les unités statistiques qui composent la population étudiée ; il a lieu en deux temps. Le principe de cette technique est le suivant : dans un premier temps, on procède à un tirage au sort d'un échantillon d'unités dites primaires, ensuite dans chaque unité primaire-échantillon, on tire au sort un échantillon d'individus, ou unité dites secondaires.

Après ce bref rappel de certaines notions sur la pratique des sondages ⁽¹⁷⁾, les paragraphes qui vont suivre donnent une idée sur deux types d'enquêtes seulement, ainsi que l'éventail de données qu'elles permettent de réunir ⁽¹⁸⁾.

2.1.1. Les enquêtes sur les budgets des ménages :

Ce sont des enquêtes spécialisées qui portent essentiellement sur les dépenses

⁽¹⁷⁾ Pour un exposé détaillé de la pratique des sondages et éventuellement sur la théorie des sondages, le lecteur peut consulter avec profit : J. DESABIE, Théorie et pratique des sondages, Paris, Dunod, 1966.

⁽¹⁸⁾ Nous nous bornerons à présenter uniquement les enquêtes portant sur la consommation.

de consommation. Elles portent sur le montant et sur l'origine des revenus et leur utilisation en vue d'établir la structure de la consommation des ménages.

Les enquêtes sur les budgets des ménages permettent habituellement d'obtenir, sur les dépenses des consommateurs en biens et services, des données détaillées pour l'établissement et la révision des prix à la consommation. Elles permettent aussi de comparer le niveau de la consommation d'une période à une autre et d'un groupe de population à un autre.

2.2.2 Les enquêtes sur la consommation alimentaire:

Ce type d'enquête porte sur la quantité et la qualité des denrées consommées dans les ménages étudiés. L'analyse des données recueillies permet de mettre en évidence la valeur nutritive de ces denrées. Cette dernière peut être comparée à certaines normes alimentaires.

Il est utile de préciser que ces enquêtes à la différence de celles portant sur les budgets procèdent par pesée et donnent ainsi une meilleure précision sur les quantités consommées.

Cependant, les enquêtes de ce genre exigent une définition plus poussée de la consommation contrairement aux enquêtes sur les budgets familiaux, car elles accordent une plus grande importance à la quantité et à la qualité des denrées plutôt qu'aux dépenses alimentaires. Aussi, ces enquêtes ne permettent pas d'étudier la ration alimentaire et son évolution en fonction des données économiques.

Il est utile de souligner que pour obtenir des résultats complets, il est souhaitable, en matière de consommation alimentaire, de combiner budget et pesée.

Enfin, les enquêtes de ce genre sont parfois la seule source de données utilisable dans certains pays, dont l'Algérie où les données macro-économiques sont très médiocres ou inexistantes.

Dans le cadre de ce travail et en utilisant des données d'enquête, nous avons dû recourir aux méthodes d'analyse introduites par l'économétrie pour le traitement de ces données et ainsi étudier le comportement des consommateurs algérien.

A cet effet, nous proposerons dans le paragraphe suivant quelques éléments sur l'économétrie.

Section 3: Quelques notions sur l'économétrie

La consommation alimentaire des ménages a été le phénomène le plus étudié avec beaucoup de réussite, par les économètres. En effet, une branche de l'économétrie s'est développée sous le nom d'analyse de la demande.

Les travaux effectués ont non seulement permis des développements considérables dans les techniques de l'économétrie mais aussi une meilleure connaissance des lois de consommation.

Selon ROTTIER ⁽¹⁹⁾ «l'analyse de la demande des consommateurs, outre son importance théorique et pratique, permet de rencontrer et d'étudier presque tous les problèmes techniques qu'un économètre peut avoir à résoudre.

L'objet de cette section consiste à exposer quelques-unes des définitions de l'économétrie que nous offre la littérature économique et de mettre en lumière les difficultés et les obstacles que rencontre cette dernière.

"L'économétrie applique à la solution des problèmes économiques une combinaison de la théorie économique mathématique et de la statistique mathématique. Elle fait donc appel a trois sciences au moins : l'économie, la statistique et les mathématiques " (20)

Selon L.KLEIN, G.ROTTIER et E.MALINVAUD⁽²¹⁾, le domaine de l'économétrie est celui de l'utilisation des méthodes de l'induction statistique, en particulier de la théorie des tests et de la théorie de l'estimation pour la vérification des relations que la théorie économique permet de poser en hypothèses.

Cette définition, très différente de la précédente implique :

- ◆L'existence, préalable à tout travail économétrique, d'une théorie économique du phénomène étudié.
- La possibilité d'appliquer les techniques de l'induction statistique aux hypothèses de la théorie économique.

⁽¹⁹⁾ G.ROTTIER op cit. p.2

⁽²⁰⁾ Définition proposée par TINTNER, cité par L. SOLARI, rapportée par S. HAMOUCHE, Etude économétrique des consommations alimentaires à partir de budgets familiaux. 1979-1980, Mémoire de Magister, 1985 p. 11.

⁽²¹⁾ Cités par C.LABROUSSE, Introduction à l'économétrie, Dunod, 1972, p. 1.

Ainsi nous constatons que l'économétrie se présente comme l'union de l'économie politique générale, de l'économie mathématique et de l'analyse statistique dont les rôles respectifs sont bien présentés par R.ROY⁽²²⁾:

- *L'économie politique générale nous familiarise avec la description qualitative et concrète des faits, leur aspect d'ensemble et leurs liens avec le cadre historique, institutionnel et social. Sa connaissance est indispensable pour interpréter les résultats de la méthode économétrique et pour en dégager des règles d'action.
- L'économie mathématique nous donne le support théorique nécessaire à l'analyse du comportement de l'homme agissant en tant qu'agent économique et nous met en possession des rapports et enchaînements qui lient les grandeurs caractéristiques des phénomènes étudiés.
- → L'analyse statistique qui doit toujours reposer sur une théorie préalable nous
 permet enfin de parvenir à des estimations numériques et nous offre ainsi
 la possibilité de faire certaines prévisions dans un environnement que l'économie
 politique générale nous enseigne à définir et à caractériser qualitativement.

Pour mieux appréhender le statut de l'économétrie, il nous faut rappeler certaines des difficultés qui caractérisent de façon plus générale le développement de l'économie mathématique.

L'économie mathématique a pour objet de dégager des rapports abstraits sans nullement prétendre aboutir à des estimations numériques. Si l'utilité des mathématiques à comprendre l'économie est évidente, elle présente néanmoins un grand danger. Comme le note A.PIETRE «elles sont dangereuses dans la mesure où leur maniement abusif nous incite à construire une science fictive en dehors du réel » (23).

Le but que s'assigne l'économétrie est de concilier l'abstraction théorique de l'économie mathématique avec l'observation des faits. Autrement dit, elle procède à la confrontation de la théorie économique aux données empiriques. Cette confrontation permet, à l'aide de l'utilisation des mathématiques et des statistiques,

⁽²²⁾ R.ROY, Eléments d'économétrie, Paris, Puf, 1970, p.19.

⁽²³⁾ A. PIETRE cité par S. HAMOUCH, op. cit. p. 12.

de vérifier l'existence des relations proposées par la théorie, et dans le cas où elles existeraient, d'en préciser la forme exacte.

L'un des obstacles que rencontre l'économètre est la complexité de la réalité économique. Pour pallier à cette difficulté, il procède à des simplifications judicieuses pour conserver la structure essentielle d'un problème ou d'une situation économique donnée. Il s'agit donc d'un passage d'une réalité complexe à une représentation simplifiée du phénomène étudié. Ceci entraîne forcément une perte d'information.

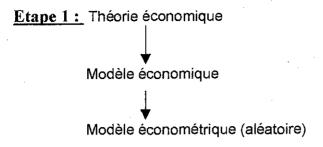
Il est utile de souligner que la nature aléatoire des explications données par l'économétrie est dûe au recours aux méthodes de l'induction statistique. L'induction ne peut rien affirmer de manière absolue. Elle a plutôt pour objectif plus limité de vérifier la présence ou l'absence, remarquable des liens logiques.

L'apport et la puissance de la démarche économétrique (24) peuvent être résumés comme suit :

- Formalisation mathématique d'une pensée économétrique
- Elaboration d'un modèle économétrique
- Estimation des paramètres du modèle
- Modification de la spécification du modèle
- Vérification du modèle par la confrontation avec les faits observés
- Construction de la prévision.

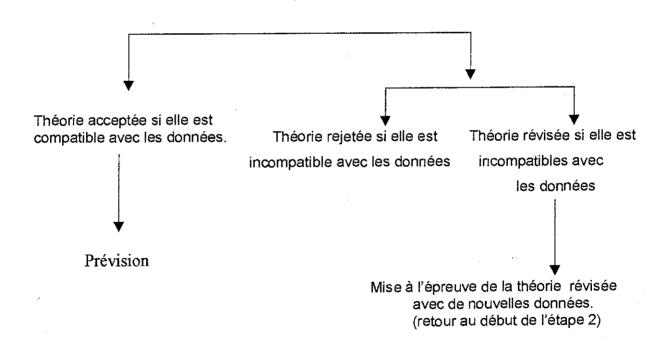
Ces différents points peuvent être schématisés sous formes d'étapes caractérisant la démarche économétrique.

⁽²⁴⁾ L'essentiel de cette démarche appliquée à notre travail sera développé dans le chapitre 2.



Etape 2 : Collecte des données appropriées Estimation des paramètres du modèle

Etape 3: Evaluation du modèle d'après des critères économiques, statistiques et économétriques.



Source: D. SALVATORE, Econométrie et statistiques appliquées Mc Graw – Hill, 1985, p. 7.

Le développement ci-dessus nous a permis de relever que l'économétrie est une branche de l'économie qui s'appuie sur les statistiques et tente de tester la validité des lois économiques et d'estimer un certain nombre de variables, à travers des modèles quantitatifs.

Ces modèles sont des modèles économétriques et présentent un grand avantage pour les utilisateurs de l'économie en générale et pour notre travail en particulier.

A cet effet, il nous a semblé utile de définir la notion de modèle économétrique non sans avoir défini au préalable la notion de modèle économique.

1. Le modèle économique :

Tous les auteurs, qu'ils soient économistes, sociologues, philosophes biologistes, physiciens, etc..., s'accordent sur les caractères typiques des modèles. Ces caractères typiques des modèles sont donnés par la représentativité et la simplification.

Selon G.A.FROIS ⁽²⁵⁾, «un modèle est simplement une représentation simplifiée d'un processus, d'un système ».

E.MALINVAUD ⁽²⁶⁾ définit un modèle comme «une représentation formelle d'idées et de connaissances relatives à un phénomène ». Cette définition est valable quel que soit le domaine de la connaissance considérée.

Si dans les sciences physiques, les lois sont permanentes et les expérimentations sont possibles, dans les sciences sociales, et dans l'économie particulièrement, ce n'est pas le cas. L'économiste est amené à rechercher des représentations simplifiées que ce soit au niveau de la collecte où l'interprétation des observations ou au niveau de la formulation des lois. Pour cela, il fait recours le plus souvent aux mathématiques.

L'usage des mathématiques est bien souligné par G. LOUDIERE (27) pour qui «un modèle est la représentation mathématique d'une théorie économique... un modèle exprime la détermination des variables endogènes, une fois connues les variables exogènes ».

⁽²⁵⁾ G.A FROIS, Economie politique, 4° Edition, Economica, 1988.

⁽²⁶⁾ E. MALINVAUD, Méthodes statistiques de l'économie, Paris, Dunod, 1981.

⁽²⁷⁾ A. SALVATORE, Econométrie et statistiques appliquées, Mc Graw-Hill, Paris 1985. Notes du traducteur G. LOUDIERE, p. 9.

Ainsi un modèle économique se présente comme une formulation mathématique, simplifiée et idéalisée de la théorie économique.

Il faut souligner que ces définitions ne nous renseignent que sur le type de représentation. De ce fait, quelques compléments s'imposent.

Le modèle économique synthétise une réalité complexe et multiple ; il est donc différent du phénomène réel. Dans ce sens, note G. LOUDRIERE (28) «les phénomènes économiques qui sont pour l'essentiel des phénomènes humains, et comme tels difficiles à saisir relèvent en général de données nombreuses dont certaines ne sont pas mesurables, ni déductibles à une évaluation numérique. L'interprétation de cette multiplicité par un modèle économique (le plus souvent linéaire) se heurte donc à deux ordres de difficultés : celle du choix et celle de l'élaboration. Le passage de la réalité économique à un modèle synthétisant cette réalité entraîne forcément une perte d'information ; celle-ci étant la résultante d'un passage du concret (ie : du ou des faits constatés) à l'abstrait (ie : à une idée, souvent générale).

2. Le modèle économétrique :

Si l'intérêt des modèles économiques dans l'application des structures de la théorie économique n'est pas à démontrer, ils sont néanmoins incapables de résoudre les problèmes de politique économique. Ceci a amené les chercheurs à construire des modèles moins généraux, mais plus proches des «utilisateurs» de l'économie : les modèles économétriques. L'originalité de ces modèles est qu'ils sont beaucoup plus précis et plus restrictifs.

Selon LABROUSSE ⁽²⁹⁾, «un modèle économétrique est un modèle économique faisant intervenir l'aléatoire ». Autrement dit, il s'agit d'une substitution d'un modèle aléatoire au modèle théorique. Les modèles classiques de HICKS ou de MODIGLIANI sont des modèles économiques. La plupart des analyses de la demande des consommateurs repose sur les modèles économétriques.

Un modèle économétrique est normalement composé de deux parties : d'abord

⁽²⁸⁾ Op. cit. p. 175.

⁽²⁹⁾ C. LABROUSSE, op. cit. p. 6.

un système d'équations reliant des variables économiques observables et des variables aléatoires inobservables appelées erreurs (représentant le résultat d'événements politiques, sociaux ou autres, non directement incorporés dans les équations elles-mêmes); ensuite un ensemble d'hypothèses sur les propriétés stochastiques des variables aléatoires (incluant peut être, mais non nécessairement leur distribution de probabilité).

Dans le cas de notre étude, nous avons opté pour un modèle économétrique qui nous permettra de mesurer la consommation (30).

Ayant opté pour une approche économétrique, nous essaierons dans le chapitre suivant de présenter la méthodologie généralement suivie lors d'une analyse économétrique.

⁽³⁰⁾ Ce modèle sera développé dans le chapitre II.

♦♦♦ Chapitre II ♦♦♦

« Méthodologie de l'analyse économétrique des courbes d'ENGEL »

Introduction

Les renseignements que fournissent les enquêtes de consommation, faut-il le rappeler, permettent non seulement d'observer les consommations mais aussi de les expliquer. Ils permettent en effet d'étudier la liaison entre la consommation et le niveau de vie des ménages étudiés et de dégager des lois de consommation.

Les premières études empiriques sur ce sujet datent d'il y a plus d'un siècle : il s'agit des analyses des dépenses alimentaires faites par **ERNEST ENGEL**. Depuis, elles se sont multipliées et la plupart font référence à cet auteur.

Ainsi, dans une première section nous exposerons quelques travaux portant sur l'étude de la consommation en attachant une attention particulière aux travaux d'**ENGEL**.

Dans une deuxième section, nous précisons d'abord certaines notions concernant la formulation économétrique des lois de consommation. Nous exposerons ensuite les propriétés de chacune de ces lois.

Dans une troisième section, après avoir présenté quelques notions sur l'estimation et la qualité des estimateurs, nous exposerons l'ajustement par la méthode des moindres carrés ordinaires et les propriétés des estimateurs qui en résultent. Nous donnerons ensuite un aperçu de certaines difficultés auxquelles il faut s'attendre en travaillant sur des données d'enquêtes.

Enfin, dans la quatrième section, nous présenterons quelques tests sur la régression ainsi que l'analyse de la covariance en tachant de la situer dans notre travail.

Section 1 : Courbes d'ENGEL et théorie des choix

1.1. Introduction:

Depuis la fin du XVIII^e, de nombreuses études furent entreprises concernant le comportement du consommateur. Elles eurent le mérite de mettre en lumière le rôle du revenu comme facteur clé conditionnant ce comportement jusque là éludé par les théoriciens de l'économie politique. C'est ce que fait remarquer STIGLER examinant les relations aui. entre l'approche empirique du comportement du consommateur par l'observation directe des budgets et l'approche théorique par la théorie de la maximisation des utilités, constate que : « l'analyse quantitative des effets du revenu sur le comportement du consommateur s'est développée largement soixante dix ans avant que le revenu ne devienne une variable importante de la théorie formelle, tandis que la théorie formelle de la demande, elle fut développée quarante ans avant que les travaux empiriques sur les courbes de demande ne commencent sérieusement ».

La nécessité de cet aller et retour entre les faits et la théorie ne fut admise que plusieurs décennies après. A la suite des travaux de M. EDEN et du D. DAVIES, considérés comme les premiers à avoir procédé aux premières collectes de budget, bon nombre d'études sur le comportement du consommateur, tout d'abord exclusivement empiriques, puis de plus en plus élaborées du point de vue de leur méthode, ont été conduits en quelque sorte à la marge de la théorie économique.

La liaison entre les mathématiques et l'économie politique fut néanmoins assurée par LE PLAY, DUPUIS, COURNOT, WALRAS et PARETO mais ce n'est que dans les années trente que l'économétrie illustrée dans le domaine de l'analyse de la demande par les travaux de SLUTSKY, ALLEN et BOWLEY, accédât officiellement au rang d'instrument de l'analyse économique. L'analyse des facteurs économiques qui conditionnent le comportement du consommateur constitue un domaine d'application idéal des méthodes de l'induction statistique. C'est ainsi

⁽³¹⁾ G. STIGLER, Early history of studies of consumer behaviour, journal of political economy, April, 1954. Empirical, Vol. LXII, p. 95, cité par C.BERTHOMIEU, la loi et les travaux d'ENGEL, In « Consommation » n°4, 1966, p. 61.

qu'à ses débuts et s'intéressant exclusivement aux budgets familiaux, l'économétrie fut dominée par les travaux du statisticien allemand ERNEST ENGEL. Celui-ci eut le mérite d'être le premier à avoir tenté d'établir des généralisations sur la base des observations du comportement du consommateur en appliquant à ces données les principes de la statistique. Ces travaux se trouvent essentiellement dans les deux articles suivants: « les conditions de la production et de la consommation dans le royaume de Saxe » (1857) et «les coûts de la vie des familles ouvrières belges » (1895).

Dans le premier article, observant des budgets de familles ouvrières, il avait remarqué que la part du revenu nécessaire à l'alimentation était d'autant plus faible que ce revenu était plus élevé. La généralisation de cette observation se trouve être l'hypothèse qui est à la base de l'analyse économique des budgets familiaux. Cette hypothèse consiste à admettre que le revenu est le facteur le plus important qui conditionne le comportement du consommateur.

Dans le second article, il proposa une méthode à même de rendre comparable des budgets de familles de taille et de composition différente et mit en évidence l'influence des variations de la qualité des biens de consommation et de l'appartenance à des catégories socioprofessionnelles différentes sur la structure des budgets.

Nous essaierons dans cette section de présenter l'essentiel des travaux d'ENGEL (32) ainsi que certains travaux postérieurs.

1.2. ERNEST ENGEL (1821-1896):

ENGEL appartient comme DUPUIS, COURNOT, WALRAS et PARETO à la lignée des mathématiciens économistes qui contribuèrent par leur travaux, au XIX^e siècle et au début du XX^e, à l'évolution de la science économique vers sa conception actuelle.

ENGEL fut influencé par deux personnes : le premier son professeur, l'ingénieur général des mines LE PLAY, célèbre par l'établissement de budgets de familles ouvrières qu'il réunit sous la forme de monographie, le second, le statisticien belge

⁽³²⁾ La présentation des travaux d'ENGEL nous a été rendue possible grâce au document de C. BERTHOMIEU, op. cit.

QUETELET célèbre par l'idée que les caractéristiques humaines, au moins en moyenne étaient gouvernées par des lois aussi définies que celles de la physique.

Il n'y a pas que ces influences personnelles qui marquèrent sa génération, Il y a aussi les effets du contexte économique et social.

C'est ainsi qu'en 1857, alors qu'il occupait le poste de Directeur du Bureau de Statistiques du Ministère de l'Intérieur du Royaume de Saxe, il publia l'étude qui le rendit célèbre portant sur «les conditions de la production et de la consommation du Royaume de Saxe ».

A coté de cet article et celui de 1895, ENGEL fut l'auteur de plusieurs publications et monographies. Ces travaux donnèrent lieu à une œuvre abondante dont la lecture permet de constater que, toute sa vie durant, il accorda une importance particulière aux problèmes de consommation. « La consommation écrit-il dans l'avant-propos de son article de 1895, a reçu les développements les plus réduits, alors qu'elle mérite le développement le plus complet. Car tout ce que font les hommes est fait dans l'optique de la consommation et peut être rapporté au domaine de celle ci » (33).

L'étude de la consommation était selon lui au centre de l'analyse des «coûts de l'homme » qu'il se proposait de mener à bien. « De même que ces coûts de l'homme sont en rapport très étroit avec la consommation, de même le prix du travail l'est aussi ; et du montant de la consommation dépend à son tour de celui de la production et par conséquent la valeur de la production de l'homme » (34).

Pour mener à bien son étude, ENGEL préconisa le raisonnement inductif s'appuyant sur les données mesurées que fournissent les budgets familiaux.

Nous essaierons de présenter dans ce qui suit l'essentiel de ses travaux.

1.3. Les travaux d'ENGEL:

1.3.1. La loi d'ENGEL (1857):

A cette époque, aucun document portant sur la consommation, n'existait pour le pays.

⁽³³⁾ Article de 1895, avant propos PIII - IV rapporté par C. BERTHOMIEU, op. cit.. p. 64.
(34) IBID p.64.

ENGEL eut recours d'une part aux budgets ouvriers belges recueillis en Belgique en 1853 et publiés en 1855 par DUCPETIAUX, d'autre part aux monographies de son professeur LE PLAY parues en 1855. Il estime en effet que vu les caractéristiques géographiques peu différentes, et les sources ethniques assez voisines, étant donné que les conditions de vie et les dépenses des familles ouvrières et paysannes étudiées par DUCPETIAUX et LE PLAY sont sensiblement identiques de celle des habitants du Royaume de Saxe, il peut utiliser les résultats de ces études de budgets familiaux sans commettre trop d'erreurs.

Il divise les dépenses de consommation en différentes catégories qu'il retiendra aussi pour classer les activités de production. Il estime alors la consommation totale de la Saxe par grandes catégories de biens de consommation qu'il comparera ensuite avec la production.

A la différence de DUCPETIAUX et LE PLAY, ENGEL ne se limite pas à une simple présentation des données numériques. Il se proposa, dans son examen des relations entre consommation et production, de rechercher une loi générale relative aux dépenses de consommation par un raisonnement inductif et de tenter d'en vérifier la validité.

C'est ainsi qu'ENGEL et à partir de la classification de DUCPETIAUX, divisa les familles ouvrières en trois classes et détermina les budgets moyens correspondant à chacune d'elles. Ces classes étaient les suivantes :

- <u>Classe 1</u>: familles ouvrières nécessiteuses partiellement entretenues par l'assistance publique.
 - <u>Classe 2</u>: familles à faibles revenus ne recevant aucune assistance.
 - <u>Classe 3</u>: familles aisées dans la mesure où leur existence ne dépend pas d'autrui.

En calculant les budgets moyens et en établissant pour chacun d'eux les pourcentages des diverses catégories de dépenses par rapport à la dépense totale⁽³⁵⁾, il constata que ce pourcentage augmente lorsque l'on passe de la classe « 3 » à la classe « 1 ». Il fut ainsi amené à annoncer sa fameuse loi : « plus une famille est pauvre, plus grande est la part de ses dépenses totales qu'elle doit utiliser pour se procurer sa nourriture » ⁽³⁶⁾.

⁽³⁵⁾ Voir à ce propos le tableau 1 et 2 dans C. BERTHOMIEU, op. cit. p. 68.

⁽³⁶⁾ Article de 1857, PP - 28 - 29 cité par C. BERTHOMIEU, op. cit. p. 69.

C.BERTHOMIEU ⁽³⁷⁾écrit à ce sujet : «ainsi, sans le mentionner expressément ENGEL, a proposé un modèle économétrique... La méthode adoptée par ENGEL dans ce raisonnement, est la méthode qui caractérise l'économétrie : à partir de l'observation des faits mesurés et par un raisonnement inductif, il énonce une hypothèse à laquelle la vérification donnera le nom de loi... ».

Le seul point critiquable de la démarche d'ENGEL se situe au niveau de l'assimilation des comportements des consommateurs belges et saxons. En effet, il ne donne aucun renseignement sur la possibilité de comparaison entre les deux pays, des prix relatifs des catégories des biens de consommation considérés. Il faudra attendre un siècle pour qu'elle soit soulevée par HOUTTHAKKER (38).

La loi que nous venons d'exposer ne concerne selon STIGLER ⁽³⁹⁾ que la dépense de nourriture et qu'elle est la seule qu'ENGEL ait énoncée. Les autres lois attribuées à ENGEL par certains auteurs, souvent anglo-saxons, ne sont nullement l'œuvre d'ENGEL. Ces inexactitudes sont dûes, selon STIGLER, à l'interprétation très libre de l'américain CARROLL D. WRIGHT ⁽⁴⁰⁾. Reproduisant une partie du tableau publié par ENGEL, il l'attribua à LA PRUSSE et commit de plus quelques erreurs de calculs. Il énonce alors l'interprétation suivante, extrêmement libre, de la loi d'ENGEL:

- 1) Plus le revenu est élevé, plus la part des dépenses consacrées à la nourriture est faible.
- 2) La part des dépenses consacrées aux vêtements est approximativement la même quel que soit le revenu.
- 3) Les pourcentages des dépenses relatives à l'habitation, au chauffage et à l'éclairage sont invariables, quel que soit le revenu.
- 4) Lorsque le revenu augmente, le pourcentage des dépenses diverses s'accroît (41).

⁽³⁷⁾ Op. cit. p. 71.

⁽³⁸⁾ H. S. HOUTTHAKKER, « Comparaison internationale des courbes d'ENGEL » Econometrica, 1957, p. 532 cité par C.BERTHOMIEU, op. cit. p. 73.

⁽³⁹⁾ G. STIGLER cité par C. BERTHOMIEU, op. cit. p. 73.

⁽⁴⁰⁾ C.WRIGHT, «Rapport annuel du Board of Labor of Massachussets », Vol VI, 1976 cité par STIGLER, op. cit. et rapporté par C.BERTHOMIEU, op. cit. p. 73.

⁽⁴¹⁾ C. WRIGHT cité par G. STIGLER, op. cit., rapporté par C. BERTHOMIEU, op. cit. p. 73.

BERTHOMIEU ⁽⁴²⁾ soulève une autre inexactitude relative à ce qui est communément appelé «courbes d'ENGEL»: « bien que la recherche de modèles économétriques dans l'économétrie des budgets familiaux, s'appuyant généralement sur la présentation graphique de données mesurées, fasse un grand usage de l'expression commode des «courbes d'ENGEL», nous tenons à préciser que le statisticien allemand n'a pas tracé la moindre courbe au cours de ses deux études de budgets. Et si, en connaissance de cause, il est légitime d'utiliser cette expression qui constitue en quelque sorte un hommage rendu à ENGEL, il est tout à fait illégitime et dangereux de parler de plusieurs «lois d'ENGEL».

Examinons maintenant l'article de 1895 :

1.3.2. L'article de 1895:

Dans cet article, ENGEL se proposait d'écrire sur les «coûts de l'homme » par une étude comparée des conditions de vie de la population des pays d'Europe et d'Amérique pour lesquels il disposait de données statistiques abondantes. C'est par l'établissement et le traitement des budgets familiaux présentés sous des formes aussi voisines qu'ENGEL compte faire progresser cette étude.

L'établissement des budgets doit permettre, en premier lieu, de donner une présentation détaillée des dépenses à travers une classification (43) qui différencie les divers besoins. Il doit, en second lieu, réunir le plus grand nombre d'informations relatives au revenu. L'importance de celui-ci en tant que variable explicative et les difficultés de sa mesure n'échappent pas à ENGEL. En effet, il observe l'existence d'écarts entre revenus déclarés au cours des enquêtes et la somme totale des dépenses déclarées et que ces écarts sont variables selon la durée de la période d'observation. Cette durée revêt selon lui une importance capitale.

Par souci de précision la plus minutieuse, ENGEL adopte une méthode particulière. Il préconise l'utilisation du livre de compte ménagers qui, dans le cas le plus favorable, serait tenu régulièrement au sein de la famille dans une période d'une année. Cette méthode permet, selon lui, de saisir les nombreuses

⁽⁴²⁾ C. BERTHOMIEU, op. cit. p. 74.

⁽⁴³⁾ A propos de cette classification, voir C. BERTHOMIEU, op. cit. p. 76.

sources secondaires de revenu qui échappent souvent lors des enquêtes orales ou écrites sous forme de questionnaire.

ENGEL insiste sur la nécessite d'une unité de mesure conventionnelle qui serait à même de rendre comparable des budgets provenant de familles de taille et de composition différente; l'enquête de DUCPETIAUX de 1853 s'était limitée aux familles de cinq personnes ou de six personnes. Elle permit néanmoins à ENGEL de formuler sa loi étant donné l'important échantillon de budget qu'elle avait réuni. L'intuition d'ENGEL était valable pour des familles de tailles et de composition différentes. Pour vérifier son intuition, il proposa une « unité de consommation » qu'il le nomma « Quet » en hommage à QUETELET et à laquelle seraient rapportés tous les budgets.

ENGEL utilisa cet instrument d'analyse pour étudier l'évolution des coûts de la vie en Belgique entre 1853 et 1891; à cette date, en effet, le gouvernement fit effectuer une enquête comparable à celle de DUCPETIAUX, mais limitée seulement aux ressources et aux dépenses des ménages pendant un seul mois de l'année, le mois d'avril 1891. Au cours de cette étude, ENGEL fut amené à préciser sa fameuse loi et à dégager quelques enseignements intéressants de ses études de budget.

L'utilisation des Quets et l'abandon de la différentiation subjective de DUCPETIAUX, permirent à ENGEL de préciser ses observations de 1857. Il décomposa l'échantillon de DUCPETIAUX en cinq classes et détermina alors le montant par Quet des différentes catégories de dépenses correspondant à la classification qu'il préconise. Le calcul de la part relative de ces dépenses confirme ce qu'il avait observé en 1857.

Ces résultats et l'étude de nombreux travaux entrepris à l'étranger depuis 1857 selon la méthode qu'il avait alors exposée, lui permirent de donner à sa loi le nouvel énoncé suivant : « Plus un individu, une famille, un peuple sont pauvres, plus grand est le pourcentage de leur revenu qu'ils doivent consacrer à leur entretien physique dont la nourriture représente la part la plus importante » (44).

⁽⁴⁴⁾ Article de 1895, p. 39 - 40 cité par C. BERTHOMIEU, op. cit. p. 81.

Si pour les budgets réunis au même moment et relatifs à des catégories de revenus différents, la loi d'ENGEL se vérifiait, l'étude de 1891 attira son attention sur un fait important : il constata que, bien que les revenus réels se soient considérablement élevés au cours de la période, la part des dépenses de nourriture d'une même catégorie de familles (par exemple la plus défavorisée) restait très importante dans les budgets de 1891. Ainsi, la vérification de sa loi était beaucoup moins nette pour une variation des revenus au cours du temps. ENGEL explicite tout d'abord cette constatation par l'augmentation des quantités physiques consommées. L'autre explication qu'il donne et qui constitue l'un des points les plus originaux de l'article de 1895, est l'amélioration de la qualité des aliments consommés. C'est qu'il entreprendra une étude sur l'effet des variations de qualité des aliments sur la structure des budgets. Cette étude de «l'effet qualité» (c'est le terme utilisé couramment aujourd'hui dans les études économétriques récentes) est certainement la première de ce genre qui s'appuie sur des calculs précis à partir de budgets réellement observés. Pour la mener à bien, ENGEL dut procéder à un examen très détaillé des diverses catégories de dépenses et ceci lui permet d'observer des différences de structure entre les budgets correspondant à des groupes professionnels différents.

A la lecture de ses deux articles, traduits par C. BERTHOMIEU, on s'aperçoit que leur objectif ne concerne nullement l'établissement d'une quelconque méthode d'analyse des budgets familiaux.

L'examen de ses deux articles montre comment, bien avant les travaux de BOWLEY, l'étude des budgets familiaux a été utilisée comme instrument d'analyse de la consommation. Le but recherché par ENGEL était bien précis : l'étude de la relation entre la consommation et la production en tant que contribution au problème de la population d'une part, la recherche des «coûts de l'homme » d'autre part.

Il est à noter que les divers modèles présentés ces dernières années au cours de l'évolution récente de l'étude des budgets s'inspirent des hypothèses et des méthodes de raisonnement dont la plus part avaient été présentées et utilisées par ENGEL. Ainsi, il fut le premier à avoir mis en évidence le rôle du revenu dans le comportement du consommateur. De même, il tenait compte de la taille

et la composition des ménages, de l'importance de la période d'observation, l'influence de la qualité des biens de consommation dans ces études.

1.4. Les travaux postérieurs à ceux d'ENGEL:

Les travaux d'ENGEL sont restés isolés de nombreuses années. Ce n'est qu'avec l'ouvrage d'ALLEN et BOWLY (1935) qu'ont été établies les bases modernes de l'analyse économétrique des courbes d'ENGEL.

Ces auteurs dans «family expenditures » (45) se fixent un but comparable à celui d'ENGEL qu'ils veulent cependant plus ambitieux. Ils définissent ainsi leur objectif : « l'objet de cette étude est de découvrir dans quelle mesure on peut décrire les dépenses de familles individuelles ou de groupes de familles par des lois et des équations, de relier les lois ainsi découvertes aux postulats de la théorie économique et de décrire les écarts à la moyenne qui résultent des choix différents des familles individuelles ». C'est ainsi et à la différence d'ENGEL, qu'ALLEN et BOWLY donnèrent à l'étude des budgets une formulation économique rigoureuse que ce soit du point de vue de son objet ou de sa méthode.

Ces auteurs basent leur analyse sur une relation linéaire, selon la relation suivante :

$$C_i = aR_i + b + U_i$$
 (46) (1)

où $\,C_i\,$ est la consommation d'un ménage de revenu $\,R_i\,$

et Ui un terme aléatoire vérifiant certaines conditions.

Ce modèle repose sur l'analyse micro-économique classique de la demande qui explique justement la relation entre la consommation d'un bien et le revenu du consommateur.

1.4.1. La théorie des choix du consommateur: (47)

Les fondements du comportement des consommateurs sur les marchés des biens se trouvent dans les besoins individuels. Ceux-ci trouvent leur expression dans les choix entre les divers biens, tels qu'ils sont posés par les agents économiques. Tout choix implique à la fois un renoncement et aussi une préférence, par rapport

⁽⁴⁵⁾ ALLEN et BOWLY, Family expenditures, London, 1935 cité par C.BERTHOMIEU, op. cit.

⁽⁴⁶⁾S. HAMMOUCH, Etude économétrique des consommations alimentaires à partir de budgets familiaux 1979 – 1980, Memoire de Magister, Université d'Alger, 1985, p. 25.
(47)Les ouvrages utilisés pour la rédaction de ce paragraphe sont des ouvrages de microéconomie et sont cités en bibliographie.

à ce que l'on abandonne. Une telle interpretation des choix subjectifs en termes de préférences constitue le fondement de la théorie du consommateur.

Le postulat de rationnalité est le point de départ habituel de cette théorie. On suppose que le consommateur fait son choix dans l'ensemble des options qui lui sont ouvertes de manière à rendre maximale la satisfaction qu'il retire de la consommation des biens correspondant à l'option retenue, compte tenu de ses besoins, de ses goûts, du revenu dont il dispose et du système de prix auquel il fait face.

Nous nous éfforcerons dans ce paragraphe de rester sur un plan de réflexion où il n'est pas besoin d'utiliser de longs développements mathématique. Nous nous contenterons simplement d'évoquer les grands principes de cette théorie.

1.4.1.1. La fonction d'utilité:

On considère, à un instant donné, un consommateur individuel confronté à un ensemble de \mathbf{m} biens de prix \mathbf{P}_m . Sa consommation est un vecteur \mathbf{X} ayant autant de coordonnées qu'il y a de biens sur le marché, c'est à dire \mathbf{m} biens. Soit \mathbf{Q} l'espace des consommations, formé par l'ensemble des \mathbf{X}_m possibles. Cet espace est un espace vectoriel sur le corps des réels.

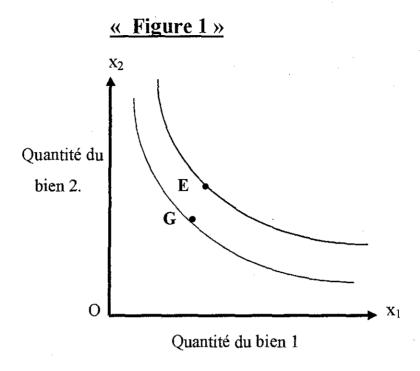
Si le consommateur est capable de définir sur l'ensemble des consommations possibles une relation de préordre complet, on démontre qu'il existe une fonction d'utilité: $U(X) = U(X_1, X_1, \ldots, X_m)$ où X est le vecteur colonne d'élément X_1, X_1, \ldots, X_m .

1.4.1.2. La carte d'indifférence :

Le préordre de préférence est un concept difficile à manier. Mais il se prête à une représentation graphique suggestive : « la carte d'indifférence ». Celle-ci représente l'ensemble des choix préférés et ceux qui sont équivalents au moyen d'une famille de courbes, appelées «courbes d'indifférences». Une courbe d'indifférence représente le lien de toutes les combinaisons de biens pour lesquelles le consommateur aura le même niveau de satisfaction.

Soit deux biens X_1 et X_2 . Les quantités x_1 et x_2 sont portées sur les axes dans la «figure 1». Par chaque point de plan (X_1, X_2) positif, il passe une courbe d'indifférence.

Les courbes d'indifférence correspondent à des niveaux de satisfaction de plus en plus élevés au fur et à mesure que l'on se dirige dans les directions nord-est de la « figure 1 ». Le point E correspond à un niveau de satisfaction plus élevé qu'en G.



Les courbes d'indifférence possèdent trois caractéristiques fondamentales : elles ont une pente négative, elles sont convexes par rapport à l'origine des axes de coordonnées et elle ne se coupent pas.

1.4.1.3. La contrainte du budget :

Par la nature même du problème économique, le consommateur dispose de moyens rares en vue de satisfaire ses besoins. Le moyen rare par excellence est dans ce cas le budget dont il dispose.

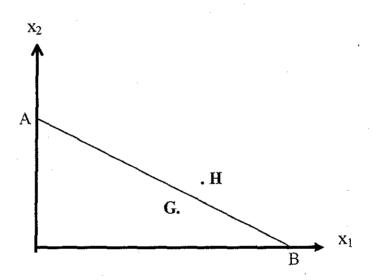
On suppose que, pour la période considérée, le consommateur dispose d'un certain montant de ressources noté R qu'il doit répartir entre divers achats de biens de consommation ; R est exogène dans le modèle.

Dans ces conditions, les décisions du consommateur seront limitées par les possibilités physiques, c'est-à-dire l'ensemble de consommation X, et par sa «contrainte budgétaire » qui traduit le rôle joué par l'environnement et qui exprime que les dépenses de la période ne doivent pas excéder ses ressources : s'il y'a m biens, cette contrainte s'écrira : $\sum_{k=1}^{m} P_m X_m \leq R$

ou, en faisant l'hypothèse que les consommations sont infiniment divisibles : $\sum_{k=1}^{m} P_m X_m = R$

On peut schématiser cette contrainte par une droite « figure2 » qui représente en quelque sorte une «frontière » entre les choix accessibles et inaccessibles étant donné le revenu du consommateur. Autrement dit elle représente les possibilités de consommation, à revenu et prix donnés. C'est pourquoi le budget, ou le revenu, est considéré par la théorie comme une contrainte qui limite les choix du consommateur.

« Figure 2 »

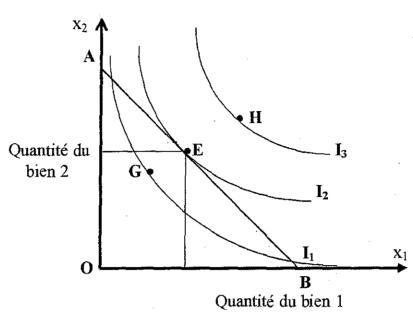


1.4.1.4. L'équilibre: maximisation de la satisfaction du consommateur:

Un consommateur atteint l'équilibre lorsque, compte tenu de la contrainte imposée par son revenu et les prix des biens, il tire de ses dépenses la plus grande utilité ou satisfaction possible. En d'autres termes, un consommateur atteint l'équilibre lorsque, compte tenu de sa ligne de budget, il atteint la plus grande courbe d'indifférence.

En portant sur les mêmes axes de coordonnées les courbes d'indifférence du consommateur et sa ligne de contrainte budgétaire on peut déterminer le point d'équilibre du consommateur. C'est le point E de la « figure 3 ».

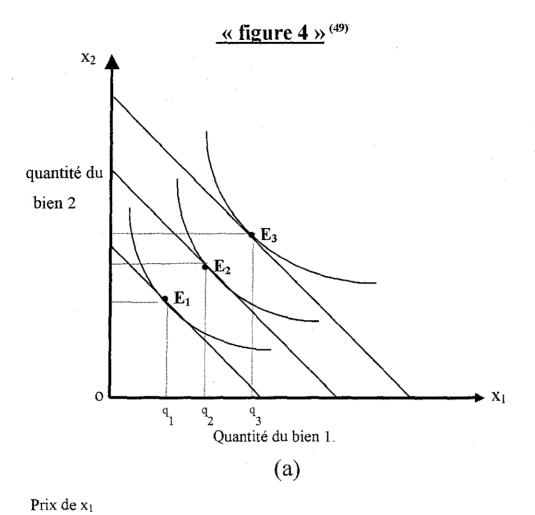


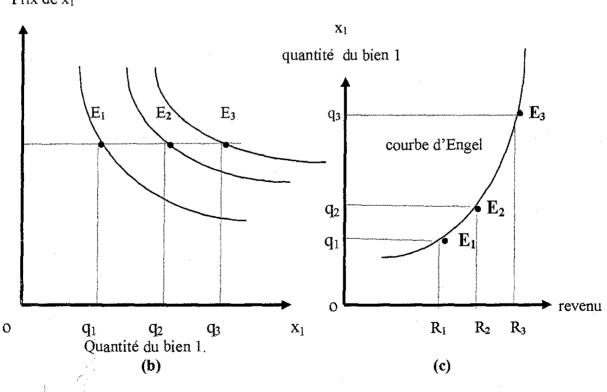


Il apparaît clairement que la contrainte budgétaire rend inaccessible la combinaison de biens correspondant au point H et à la courbe d'indifférence I₃. Par contre la combinaison F, située sur la courbe d'indifférence I₁ est à sa portée de même que la combinaison G qui lui coûte d'ailleurs moins cher pour le même niveau de satisfaction; mais la courbe I₁ n'est pas la plus élevée possible : en passant, de l'assortiment E, le consommateur accroît sa satisfaction (courbe I₂), tout en restant dans les limites du budget; son choix portera donc certainement sur E plutôt que E et G. Tout point autre que E (c'est à dire en deçà de la droite de budget) lui sera donc inaccessible. Ainsi la situation d'équilibre correspond au panier de biens préférés à tous les autres qui sont accessibles au consommateur dans la limite du budget. Ceci revient à dire que l'équilibre est la situation qui permet au consommateur la maximisation de sa satisfaction.

Pour pouvoir déterminer l'équilibre, il a fallu supposer, donnés et constants, les préférences du consommateur, son revenu, et les prix des biens sur le marché. En faisant varier le revenu du consommateur alors que les préférences et le prix de X1 et X2 demeurent constants on peut déterminer la courbe consommation-revenu et la courbe d'ENGEL (48) «figure 4».

⁽⁴⁸⁾ Rappelant que ENGEL est le premier a avoir étudié les effets des changements de revenu sur les dépenses de consommation.





(49) JACQUEMI, TULKENS, GAUTHIER LAPOINTE, Eléments de micro-économique Gaetan – Morin, Quebec, 1979, P. 69.

En reliant les points E₁, E₂ et E₃ « figure 4-a » on obtient la courbe consommation - revenu. Celle-ci est donc le lieu géométrique des points d'équilibre du consommateur résultant de la seule variation de son revenu.

La courbe E₁ E₂ E₃ « figure 4-c » est un segment de la courbe d'ENGEL de ce consommateur relative au bien 1.

1.4.2. Equations de demande :

La théorie traditionnelle du consommateur stipule que la quantité d'une marchandise qu'un consommateur est prêt à acheter dans une période donnée dépend des prix et du revenu.

$$q_{im} = f(R_i, P_1, P_2, ..., P_m)$$
 (1)

Cette relation détermine un point de la surface de choix. En raisonnant pour un groupe de consommateur de même surface de choix, nous pouvons supposer que les variations de prix sont infinies pour les consommateurs. Cela permet d'obtenir pour chaque consommateur un point, l'ensemble de ces points constituant une courbe de la forme :

$$q_m = f(R_i, P_1, P_2, ..., P_m,P_n = Constantes)$$
 (2)

ceci permet d'aboutir à une relation fonctionnelle plus générale.

$$C_i = f(R_i) \quad (3)$$

La théorie des choix que nous venons d'exposer, bien qu'elle demeure un élément central de la théorie micro-économique, présente néanmoins beaucoup de limites. L'une d'elles relative à notre propos est bien soulignée par ROTTIER (50): « si elle conduit à postuler une liaison entre le revenu et la consommation d'un produit, elle n'aide pas à établir la forme de cette liaison ».

1.4.3. Synthèse des autres travaux :

Les recherches sur l'analyse des budgets familiaux se sont pour la plus part inspirées de l'ouvrage de ALLEN et BOWLY. Ces recherches ont eu pour objet de généraliser et préciser quantitativement la loi formulée par ENGEL en rendant

⁽⁵⁰⁾ G.ROTTIER, Econométrie appliquée : Modèles de consommation, Paris, Dunod, 1975, p. 22.

compte d'une forme que suggèrent les observations de la relation entre la consommation et le niveau de vie.

L'objet de ce paragraphe est de faire un survol de certains travaux concernant l'analyse des structures de consommation à partir des enquêtes sur les budgets familiaux.

Aussi, nous nous limiterons aux travaux entrepris dans quelques pays seulement à savoir le Royaume Uni, la France et l'Algérie.

1.4.3.1. Au Royaume Uni:

L'étude la plus célèbre sur les courbes d'ENGEL revient probablement à S.J. PRAIS et H.S. HOUTHAKKER (51) qui ont travaillé sur des données des budgets familiaux du Royaume Uni.

Dans cette étude, les deux auteurs ont expérimenté cinq formes fonctionnelles dont chacune correspond à une hypothèse quant à l'élasticité mais n'ont en définitive retenu que la forme logarithmique et la forme semi-logarithmique.

Selon les deux auteurs, la forme semi-logarithmique convient spécialement aux produits alimentaires de première nécessité pour des niveaux de dépenses très faibles. Cependant les élasticités de dépenses totales tendent à se rapprocher quelle que soit la forme adoptée. Quelques exemples sur les élasticités obtenues par les deux auteurs sont présentés dans le tableau 1.

<u>Tableau 1:</u> Elasticités obtenues en utilisant les formes logarithmiques(log) et semi-logarithmiques (semi-log.)

Produits alimentaires	Céréales et dérivés	Lait et dérivés	légumes	Fruits	viandes	poissons
Log	0,35	0,48	0,58	1,03	0,62	0,76
Semi-Log	0,36	0,53	0,62	1,20	0,69	0,84

Source: PRAIS et HOUTHAKKER (1955)

⁽⁵¹⁾ S. J. PRAIS et H. S. HOUTHAKKER, The analysis of family budgets, Cambridg University Press, 1955.

Pour la forme Semi-Log_(pour laquelle l'élasticité varie le long de la courbe), la valeur donnée est relative au point de dépense moyenne. Le classement effectué sur la base des valeurs des élasticités va dans le même sens de ce qu'il fallait attendre.

Dans le même ordre d'idée, nous pouvons citer les travaux de AITCHISON et BROWN (52) et LESER (53). Ce dernier, contrairement à ses prédécesseurs, donne plus d'attention à la spécification de la relation. Il tente de dégager un modèle plus général susceptible d'être utilisé pour toutes les catégories de bien.

Parmi cinq modèles expérimentés, LESER préfère un seul qui présente l'avantage d'une grande simplicité. Il s'agit du modèle Semi-Logarithmique déjà proposé par WORKING⁽⁵⁴⁾ en 1943.

Du modèle proposé par WORKING puis par LESER dérive un autre modèle appelé modèle AIDS ⁽⁵⁵⁾ repris par DEATON et MULLEBAUER⁽⁵⁶⁾ qui y incorporèrent les effets prix.

Parmi les avantages du modèle AIDS nous pouvons citer ce qui suit :

- Il contient suffisamment de paramètres et peut donc être considéré comme une approximation au premier ordre de tout système demande, celui-ci étant ou non conforme à la théorie de la demande.
 - Il satisfait parfaitement les axiomes de la théorie des choix.
 - Il est simple à estimer.

1.4.3.2. En France:

Parmi les travaux les plus intéressants effectués en France, il faut souligner ceux poursuivis par le centre de recherche et de documentation sur la consommation (CREDOC). Ces travaux empruntent l'essentiel de leurs informations aux résultats d'enquêtes sur la structure des budgets de familles. Les enquêtes effectuées en France de 1951 à 1952 ont permis de dégager certains résultats concernant les valeurs

⁽⁵²⁾Y. AITCHISON et J.A.C. BROWN, « A synthesis of ENGEL curves theory. The Review of Economic Studies, N°57, 1955.

⁽⁵³⁾ C.E.V. LESER, «Forms of ENGEL functions» econometrica, Vol. 31, N°4, 1963, pp, 694 - 703.

⁽⁵⁴⁾ H. WORKING, Statistical laws of family expenditures, Journal of American Statistical Association, Vol. 38, 1943.

⁽⁵⁵⁾ Almost Ideal Demand S Ystem.

⁽⁵⁶⁾A.S. DEATON et J. MUELLBAUER, « An Almost Ideal Demad System », American Economic Review, vol. 70, N°3 (juin 1980).

des élasticités de revenu et plus généralement l'allure des courbes d'ENGEL pour des populations appartenant à divers milieux socio-professionnels.

En 1956, le CREDOC réalise une enquête qui a permis d'aboutir à certaines constatations qui se sont traduites par quelques règles pratiques simples⁽⁵⁷⁾:

- sur toute une game de revenus il a été constaté que les courbes d'ENGEL revêtent l'allure d'une « logistique ».
- pour le choix d'une formule d'ajustement, deux considérations peuvent être invoquées :
 - réduire le nombre de paramètres à estimer
- adapter une fonction aisément transformable en une relation linéaire par un simple changement de variable.

Après divers tâtonnements, deux types d'ajustements ont été retenus : la loi à élasticité constante et la loi logarithmique à élasticité décroissante.

La confrontation des résultats fournis par les deux formules en se rapportant à vingt groupes de dépenses, a permis l'adoption des deux règles suivantes :

- fonction logarithmique pour les produits alimentaires, les chaussures et le tabac ;
 - loi à élasticité constante pour les autres dépenses.

Utilisant les données de cette enquête de 1956, G. ROTTIER⁽⁵⁸⁾ publie deux articles, où il se propose d'étudier l'influence de niveau de vie sur la consommation.

La fonction retenue pour l'étude est la fonction semi-logarithmique dans laquelle ROTTIER incorpore le nombre de personnes dans le ménage pour éliminer le biais qui résulte de la corrélation entre niveau de vie et taille de ménages.

En 1963⁽⁵⁹⁾, l'auteur publie un autre travail où il reprend les éléments méthodologiques introduits dans ces deux articles de 1959.

Dans ce travail, ROTTIER expose d'abord tous les éléments méthodologiques d'une analyse économétrique des résultats d'enquêtes par sondage puis présente les résultats de l'analyse de l'enquête auxquels il a aboutit.

⁽⁵⁷⁾ Ces résultats sont tirés de R. ROY, op. cit. p. 256-259.

⁽⁵⁸⁾ G. ROTTIER, « Niveau de vie et consommation de la population non agricole », In «Consommation , n° 3 – 4, 1959.

⁽⁵⁹⁾ G. ROTTIER, Enquête par sondage et analyse de la demande, Credoc, Paris, 1963.

Les résultats de l'analyse de cette même enquête de 1963 seront aussi présentés en 1968 par P. L'HARDY et A. VILLENEUVE⁽⁶⁰⁾.

Dans ce travail, les deux auteurs présentent d'abord les élasticités pour l'ensemble de la population non agricole obtenues pour la majorité des produits alimentaires à partir de la relation semi-logarithmique. Puis ils présentent une analyse par catégorie de population en utilisant la méthode d'analyse de la covariance pour mettre en évidence la possibilité de disparités de comportement pour différentes catégories de population.

En 1981, A.TROGNON ⁽⁶¹⁾ applique le modèle de BARTEN⁽⁶²⁾ au système linéaire de dépense de STONE sur données individuelles issues de l'enquête INSEE sur les budgets familiaux de 1972.

1.4.3.3. En Algérie:

la première enquête sur les budgets familiaux a été réalisée en 1967 – 68 par l'AARDES (63)

Cette enquête a porté sur un échantillon de 1036 ménages répartis sur l'ensemble du territoire national à l'exception du grand Alger.

Il faut signaler ici que l'AARDES n'a pas uniquement mené l'enquête mais aussi s'est livrée à l'exploitation de celle-ci. Ainsi, et concernant l'analyse économétrique de la dépense alimentaire⁽⁶⁴⁾, l'étude se proposait d'étudier la liaison entre la dépense d'alimentation et le niveau de vie selon les diverses formes fonctionnelles.

Pour cela, l'AARDES énonce les présupposés théoriques qui fondent son analyse et précise les instruments nécessaires à l'investigation des observations recueillies.

Du débat relatif à l'analyse des données d'enquêtes sur les budgets, l'AARDES opte pour le budget (ou dépense totale) comme variable de classement.

⁽⁶⁰⁾ P. L'HARDY et A. VILLENEUVE, « Le comportement des consommateurs d'après l'enquête « budgets de famille » de 1963, Etudes et Conjonctures, n°10, 1968, P. 1-82.

⁽⁶¹⁾ A.TROGNON, « Composition des ménages et systèmes linéaires de dépenses ». In Annales de l'INSEE, n° 41, 1981.

⁽⁶²⁾ Selon TROGNAN, le modèle de BARTEN est un modèle qui schématise les effets de la composition des ménages sur la consommation.

⁽⁶³⁾ Association Algérienne pour La Recherche Démographique, Economique et Sociale.

⁽⁶⁴⁾ Concernant cette analyse le lecteur peut consulter avec profit les volumes 3a et 3b de l'AARDES intitulés : « enquête sur les budgets familiaux : la dépense d'alimentation à partir de l'enquête sur les budgets familiaux de 1967-68.

Concernant la méthode adoptée, l'AARDES note que «l'emploi du revenu comme variable de classement correspond à une régression par les moindres carrés ordinaires entre les dépenses moyennes et les budgets moyens calculés dans chaque tranche de revenu, regression qui est pondérée par les effectifs relatifs à chaque tranche »⁽⁶⁵⁾.

l'AARDES observe par ailleurs que l'élasticité-budget de la dépense alimentaire n'est pas significativement différente de 0,80 dans les différents ensembles de ménages et laisse penser qu'elle décroît avec l'augmentation du budget.

L'enquête de l'AARDES souffre de beaucoup d'handicaps à la fois en ce qui concerne la méthodologie de l'enquête et en ce qui concerne l'analyse économétrique de la dépense alimentaire.

Sur le plan méthodologique, deux handicaps majeurs peuvent être cités :

- L'échantillon enquêté est relativement faible par rapport à la population parente⁽⁶⁶⁾
- La durée de l'enquête était de quatre semaines, mais une seule semaine était couverte par un questionnaire quotidien, les trois autres donnant lieu à la passation d'un questionnaire hebdomadaire de contrôle. Même pendant la semaine d'enquête journalière, la présence des enquêtés n'a pas pu être constante, ce qui signifie que l'on a eu recours à des estimations par l'enquêté, avec tous les inconvénients qu'une telle méthode présente⁽⁶⁷⁾.

Sur le plan de l'analyse économétrique de la dépense alimentaire, force est de constater un manque de clarté tant au niveau de la définition des variables introduites que de la technique d'estimation des relations employées.

En effet, souligne S. HAMMOUCH⁽⁶⁸⁾, « il semble que les données utilisées soient des dépenses par ménage selon les tranches de revenus déclarés. Si l'introduction du revenu déclaré comme variable de classement est judicieuse, il reste que nous n'avons pas pu découvrir de quelle façon la taille des ménages était prise

⁽⁶⁵⁾ AARDES, document 3a, op. cit. p. 63.

⁽⁶⁶⁾ D.R. DESJARDINS, «L'économie de l'alimentation en Algérie », In les Cahiers de la Recherche, n°15 et 16, décembre 1981 et mars 1982, p. 191.

⁽⁶⁷⁾ IBID, p. 192.

⁽⁶⁸⁾ S. HAMMOUCH, Op. cit. p. 40.

en considération, ni même si elle l'était réellement ». Un tel hadicap biaise manifestement les résultats⁽⁶⁹⁾.

En 1979, l'ONS réalise une enquête nationale sur les dépenses de consommation des ménages⁽⁷⁰⁾. Cette enquête porte sur 982 produits.

La taille de l'échantillon était de quelques 8208 ménages ordinaires répartis sur l'ensemble du territoire national.

La stratification de l'échantillon repose sur le découpage du territoire en secteur d'habitat et en zones économiques, pour aboutir à un certain nombre de strates pour l'échantillonnage.

Les secteurs d'habitat sont au nombre de six :

S₁- grand Alger

S₂- métropoles : Oran – Annaba – Constantine

S₃- villes moyennes

S₄- petites villes

S₅- village ou rural aggloméré

S₆- compagne ou rural épars.

Les quatre premier secteurs forment le secteur urbain, les deux restant forment le secteur rural.

Les zones économiques sont au nombre de cinq :

Z₁- zone urbanisée et relativement industrialisée.

Z₂- zone de transition : vallée intérieure, piémonts, petites plaines cotières.

Z₃- zone de montagnes.

Z₄- zone des hautes plaines

Z₅- zone de la steppe et de l'atlas saharien, zone désertique.

⁽⁶⁹⁾ Sur le biais dû à l'omission de la taille des ménages, nous y reviendrons dans la section 3 de ce chapitre.

⁽⁷⁰⁾ Pour un exposé complet de l'enquête et de ses résultats consulter :

^{*} Dépenses de consommation des ménages Algériens, MPAT, mars 1982.

^{*} Enquête nationale sur le dépenses de consommation des ménages : présentation de l'enquête CNRES, décembre, 1978.

D'autres part, certains critères de tri ont été retenus au niveau de l'analyse :

- Appartenance du chef de ménage à une catégorie socio-professionnelle.
- Tranche de dépense.
- Taille du ménage.

Utilisant les données de cette enquête, S. HAMMOUCH ⁽⁷¹⁾ se propose d'étudier l'influence du niveau de vie sur la consommation.

Après avoir présenté la méthodologie généralement suivie lors d'une analyse économétrique, l'auteur se propose une application concrète de cette méthodologie à l'analyse de la consommation alimentaire par grands groupes de produits en milieu urbain à partir des résultats de cette enquête.

L'élasticité obtenue pour l'ensemble urbain n'est pas très différente de celle obtenue à partir de l'enquête de l'AARDES en 1967-1968.

En effet cette élasticité était égale à 0,8 et était supposée légèrement décroissante avec le budget classé selon les tranches de revenu déclaré.

A l'exception du groupe « viandes volailles poissons » les résultats obtenus confirment l'hypothèse émise par ENGEL à savoir que l'élasticité pour les produits alimentaires est inférieur à l'unité.

D'autre part, l'auteur fait remarquer que pour la majorité des produits, les modèles à élasticité constante ont été retenu.

L'auteur procède à une analyse de covariance pour voir s'il est possible d'estimer la même relation sur l'ensemble de la population. Il aboutit à des lois entièrement homogènes.

En 1985, A. SOUAMES⁽⁷²⁾ publie un article ou il essaye d'interpréter les données issues de l'enquête de 1979/80 en travaillant sur des données individuelles extrapolées à l'ensemble des ménages Algériens.

Dans cette article, l'auteur s'intéresse d'une part à vérifier l'existence d'une décroissance de la part relative des dépenses alimentaires et d'autres part à mesurer le rythme de cette décroissance avec l'évolution du budget des ménages.

⁽⁷¹⁾ S. HAMMOCH op. cit.

⁽⁷²⁾ A. SOUAMES, «La loi d'ENGEL de la baisse relative des dépenses alimentaires par rapport au budget est-elle vérifiable en Algérie », In Statistiques, n°7, 1985, p. 26 – 36.

La méthode d'approche adoptée par l'auteur s'inscrit dans le cadre d'analyse des courbes « revenu-consommation » ou courbe d'ENGEL de la théorie du choix du consommateur. L'indicateur des comportements des ménages est le coefficient d'élasticité budget.

L'auteur expérimente cinq modèles mais ne retient en définitive que le modèle doublement logarithmique(log-log) qui réalise un bon ajustement entre la dépense totale et la dépense alimentaire. Cette relation est traduite par un coefficient d'élasticité très élevé (0,93) et constant pour tout les niveaux de budget.

Selon l'auteur, une relation log-log entre la dépense alimentaire et le budget des ménages signifie donc qu'il n'y a pas décroissance dans l'affectation du budget pour les dépenses alimentaires à mesure que l'on s'élève dans la hiérarchie des budgets. Un tel constat implique un comportement, une réaction, un mode d'affectation structurellement identique pour l'ensemble des ménages algériens » (73)

En 1986, A. SOUAMES ⁽⁷⁴⁾ tente d'estimer un système linéaire de dépense (SLD) incorporant la composition des ménages avec des données groupées issues de l'enquête de 1979 / 80.

L'idée de départ consistait à distinguer dans le ménage cinq types d'individus mais compte tenu du problème de multicolinéarité, l'auteur a été contraint d'estimer le modèle SLD en considérant uniquement deux types d'individus : le personnes occupées et celles qui sont inoccupés.

Etant donné la médiocrité des estimations, l'auteur suggère de grouper les données en autant de dimensions qu'il y a de variables explicatives (75).

⁽⁷³⁾ idem, p. 33.

⁽⁷⁴⁾ A. SOUAMES, « Estimation de Systèmes Linéaires de Dépenses (SLD) de consommation incorporant la composition des ménages », revue Statistiques n°11,1988, p. 2–22.

⁽⁷⁵⁾ Selon l'auteur le groupement de données à une dimension (selon les dépenses totales de consommation) est tout à fait insuffisant.

SECTION 2: le modèle économétrique des courbes d'ENGEL

2.1. Présentation:

Dans l'esprit des travaux d'ENGEL et pour des raisons d'ordre pratique, il est plus juste d'utiliser le niveau de vie comme variable explicative, celui-ci étant approximé par le revenu ou par la dépense totale. (76)

Si nous supposons l'existence d'une relation fonctionnelle entre la consommation et le niveau de vie, nous pouvons écrire :

$$C_i = f(NV_i)$$
 (1)

où C_i est la dépense de consommation d'un produit donné par le ménage i de niveau de vie NV_i .

Le fait de ne considérer que le niveau de vie comme variable explicative, c'est ignorer en quelque sorte d'autres facteurs éventuels qui peuvent influer sur la consommation. A ce sujet, ROTTIER signale qu'il faut considérer «ces facteurs comme nombreux et qu'ils ne jouent pas tous dans le même sens et qu'aucun d'entre eux n'a un rôle considérable par rapport aux autres » (77).

L'influence de l'ensemble peut alors être considérée comme une variable aléatoire.

Cela revient à substituer à la relation certaine :

$$C_i = f(NV_i)$$

la relation stochastique:

$$C_i = f(NV_i) + U_i \qquad (2)$$

où U_i est la variable aléatoire qui traduit l'influence des autres variables jugées secondaires.

Dans la relation (2), le niveau de vie, facteur explicatif est une variable exogène ; la consommation, phénomène expliqué, est une variable endogène.

La variable exogène est une donnée du modèle, indépendante du phénomène représenté. La variable endogène est déterminée par le phénomène et que le modèle traduit.

⁽⁷⁶⁾ Nous y reviendrons à la fin de la section 3.

⁽⁷⁷⁾ G. ROTTIER, op. cit. p. 24.

2.2. La forme des courbes d'ENGEL:

A ce stade, nous n'avons postulé aucune forme particulière en ce qui concerne la fonction f. A ce sujet ROTTIER souligne que «la définition de cette forme ne peut résulter que de quelques remarques de bon sens et surtout, de l'examen empirique des observations » (78).

Dans la pratique, on n'utilise que des modèles linéaires en termes de paramètres à estimer ; la linéarité apparaît comme une approximation raisonnable de la réalité.

Ces modèles sont d'ailleurs justifiés. D'abord leur utilisation conduit à des calculs simples. Ensuite leur estimation par la méthode des moindres carrés (79), possède des propriétés intéressantes compte tenu des hypothèses moins restrictives qu'ils nécessitent sur la distribution des aléas, que celle qu'exigent les modèles non linéaires (80).

Ainsi, si le modèle linéaire le plus simple :

$$C_i = a NV_i + b + U_i \quad (3)$$

n'est pas satisfaisant, nous pourrons retenir les modèles de forme :

$$g(C_i) = a h(NV_i) + b + U_i \quad (4)$$

où g et h sont des fonctions monotones définies sur tout le champ de variation de cet NV. Ceci permet d'approcher, par un modèle linéaire, un certain nombre de lois de la forme (1).

Parmi ces modèles ou lois, nous présenterons dans ce qui suit les plus intéressants.

- le modèle linéaire de base :

 $C_i = a NV_i + b + U_i$

- le modèle double logarithmique (Log-Log):

 $L_{0g} C_{i} = a L_{0g} NV_{i} + b + U_{i}$

- le modèle semi-logarithmique (semi Log):

 $Ci = a Log NV_i + b + U_i$

- le modèle logarithmique inverse (Log inverse): Log $C_i = b - a/NV_i + U_i$

- le modèle logarithmique AIDS:

 $C_i/NV_i = a \text{ Log } NV_i + b + U_i$

⁽⁷⁸⁾ G. ROTTIER, Econométrie appliquée, op cit. p. 26.

⁽⁷⁹⁾ Nous développerons cette méthode dans la section 3.

⁽⁸⁰⁾ le problème d'estimation des modèles non linéaire est bien présenté par G. G. JUDGE, W.E. GRIFFITHS, R. CARTER HILL, H. LÜTKEPOHL & T C. LEE, The theory and practice of econometrics, Wiley, second edition, 1984, p. 195 – 219.

La question qui se pose alors est relative au choix d'une forme particulière. Ce choix est liée aux hypothèses sur l'élasticité de la consommation par rapport au niveau de vie. En effet à chaque relation correspond une élasticité particulière.

Ainsi, nous donnerons d'abord un aperçu sur le concept d'élasticité puis nous exposerons les propriétés de chaque modèle.

2.2.1. Notions sur les élasticités :

Le concept d'élasticité est un concept très important en tant qu'indicateur synthétique du comportement des ménages en matière de consommation⁽⁸¹⁾.. Il nous permet de mesurer la variation de celle-ci résultant de la variation des revenus ou du prix d'un bien. Ayant considéré dans cette étude le niveau de vie comme variable explicative, l'élasticité nous permet de mesurer la variation de la consommation suite à une variation de ce niveau de vie ; les autres variables étant supposées constantes.

Nous écrivons:

$$e = (dC/C)/(dNV/NV) = (dC/dNV)/(C/NV)$$
 (5)

où dC/dNV mesure la prépension marginale à consommer

et C/NV le coefficient budgétaire ou propension moyenne à consommer.

Lorsque le travail porte sur des données d'enquêtes, pour une même loi et deux niveaux de vie différents, l'élasticité calculée est appelée élasticité instantanée. Cette dernière décrit comment des disparités de niveaux de vie entre deux ménages, au même instant, entraînent des disparités dans leur consommation.

Certains auteurs ont proposé un classement (une typologie) de biens à partir de la valeur de l'élasticité - niveau de vie.

Considérons la typologie suivante proposée par ENGEL :

1/ les biens «normaux» ou «nécessaires» dont la consommation augmente avec le niveau de vie, l'augmentation étant proportionnellement plus faible que celle du niveau de vie, soit 0 < e < 1. C'est le cas généralement des produits alimentaires.

⁽⁸¹⁾ Sur l'intérêt de l'élasticité, le lecteur peut se référer avec profit au travail de P.H. DERYCKE, Elasticité et analyse économique, CUJAS, 1964.

2/ Les biens «inférieurs » dont la consommation diminue en valeur absolue quand le niveau de vie augmente. C'est le cas du pain, des pommes de terre, des légumes secs, que les consommateurs abandonnent lorsque leur niveau de vie augmente, soit e< 0. Autrement dit, la consommation du bien considéré diminue en valeur absolue à partir d'un certain seuil [dC/dNV]< 0.

- 3- Les biens dont la consommation croit au même rythme que le niveau de vie, soit e = 1 (dC_i/C_i étant égale à dNV/NV).
- 4- Les biens «supérieurs » dont la consommation augmente relativement plus que le niveau de vie, soit e > 1 (dC /C étant supérieur à dNV /NV). Il s'agit des dépenses de santé, de loisirs et de transport.

Pour finir, il nous faut remarquer que généralement, l'élasticité est calculée pour un niveau de vie moyen. Ces coefficients permettent d'établir des projections mais doivent toute fois être utilisés avec prudence.

2.2.2. Propriétés des modèles:

Nous allons maintenant présenter chaque modèle, l'hypothèse relative à l'élasticité ainsi que la courbe correspondante.

2.2.2.1. Le modèle linéaire de base :

Il est de la forme : $C_i = a NV_i + b + U_i$ (6-1)

Le modèle correspond à l'hypothèse selon laquelle l'élasticité est inversement proportionnelle aux coefficients budgétaires de la consommation considérée.

$$e=[dC/C]/[dNV/NV] = a. NV/C (6-2).$$

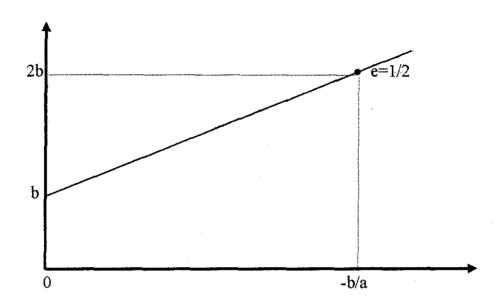
Lorsque le niveau de vie augmente indéfiniment, le coefficient d'élasticité tend vers l'unité.

Pour les produits alimentaires et compte tenu de la loi d'ENGEL, ce coefficient est inférieur à l'unité. Ceci n'est vrai que si les paramètres a et b sont positifs pour les produits de première nécessité.

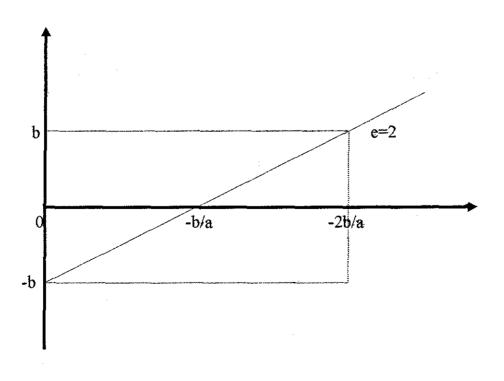
Selon les valeurs de a, nous aurons différentes formes de la courbe correspondante :

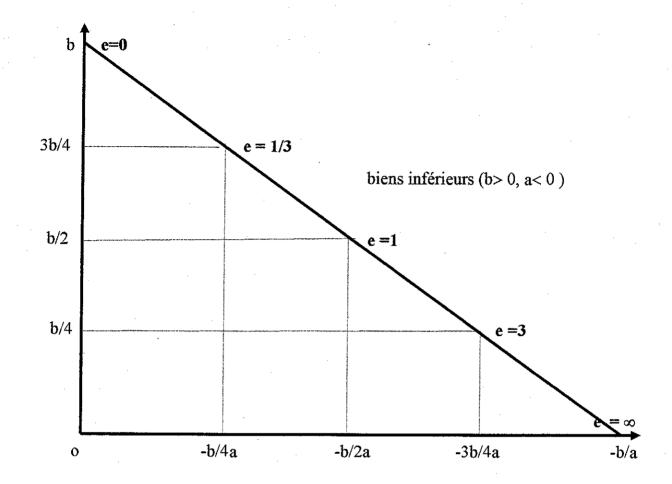
Figure 5 : « linéaire »

biens normaux ou de première nécessité



biens supérieurs (b<0, a>0)





2.2.2.1. Le modèle double-logarithmique :

Le modèle s'écrit : Log $C_i = a \text{ Log } NV_i + b + U_i$ (7-1)

ou encore : $C_i = K NV_i$ (a) avec Log K = b : $K = e^b$

Le choix du modèle Log-Log implique une élasticité constante pour tous les niveaux de niveau de vie. L'élasticité e = a.

En effet nous pouvons démontrer que :

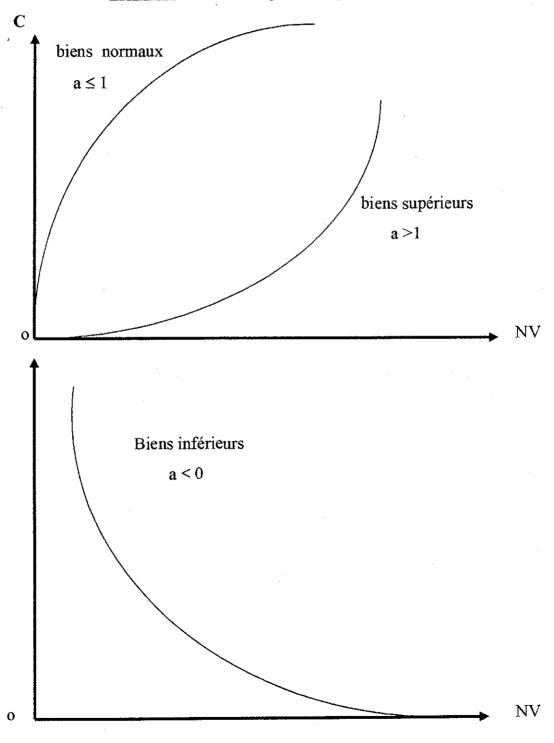
- e = [dC/C] / [dNV/NV]
 - $= [dC/dNV] \cdot [NV/C]$
 - = a. K NV ^{a-1}. NV/K.NV.a
 - = a.[K.NV.a]/[K.NV.a] = a (7-2)

Selon les valeurs de a, nous aurons différentes formes de la courbe correspondante.

- Biens normaux ou de première nécessite : $a \le 1$, ie : $dC/C \le dNV/NV$
- Biens supérieurs : a > 1, ie: dC/C > dNV/NV
- Biens inferieurs : a < 0

Remarque: Le modèle Log-Log présente un seuil de saturation faible.

<u>Figure 6</u>: « double logarithmique »



2.2.2.3. Le modèle semi - Logarithmique :

Dans ce modèle, seule la variable explicative est transformée en logarithme. Il s'écrit donc :

$$C_i = a \operatorname{Log} NV_i + b + U_i \quad (8 - 1)$$

ou encore:

$$e^{C_i} = A.NV_i^a$$
 avec $A = e^a (8-2)$

Ce modèle implique que le coefficient d'élasticité est inversement proportionnel au niveau de la consommation.

$$e = [dC/dNV] \cdot [NV/C] = [a/NV] \cdot [NV/C] = a/C$$
 (8-3)

Différentes formes de courbes sont obtenues en considérant les valeurs prises par a.

- Biens normaux

a > 0 et $C_i \ge a$

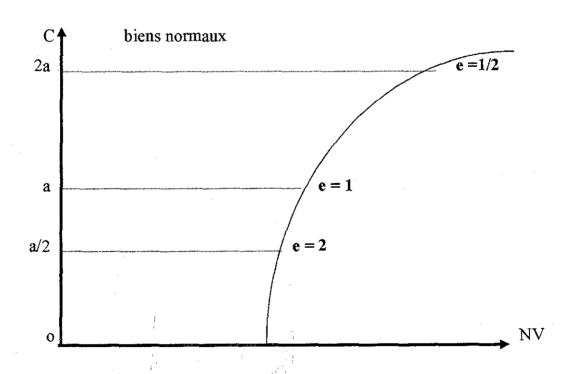
- Biens superieurs

a > 0 et $C_i < a$

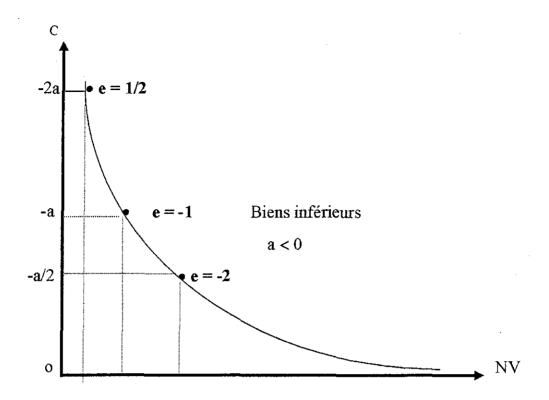
- Biens inferieurs

a < 0

Figure 7: «Semi – Logarithmique»



Remarque: Le modèle semi-logarithmique présente un seuil de saturation moyen.



2.2.2.4. le modèle Logarithmique -inverse :

Ce modèle s'écrit:

$$Log C_i = b - a/NV_i + U_i$$
 (9 - 1)

ou encore : $C_i = e^{b-a/NVi}$

Le coefficient d'élasticité est inversement proportionnel au niveau de vie .

$$e = [dC/dNV].[NV/C]$$

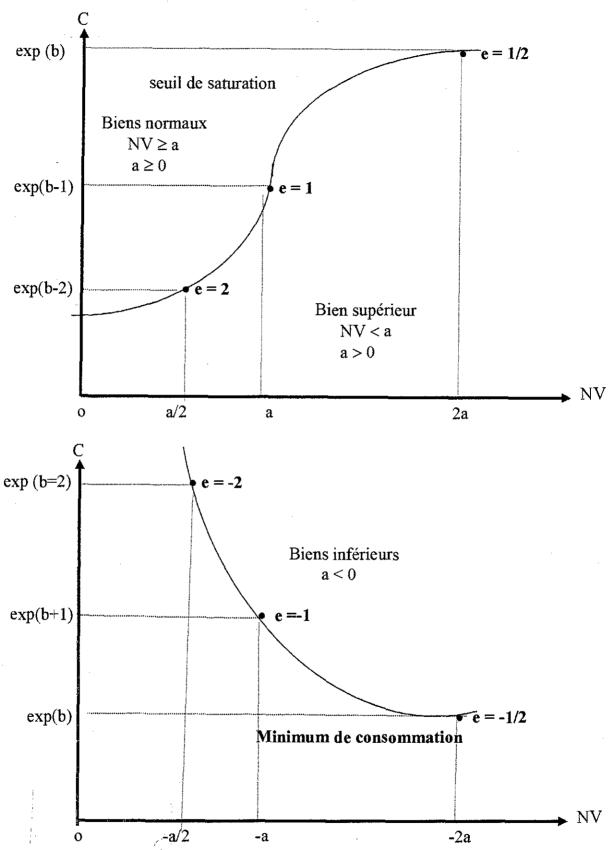
= $[a/NV^2].C + NV/C$ (9 - 2)
= a/NV .

Selon les valeurs prises par a , nous aurons différentes formes de la courbe correspondante .

- biens normaux
$$NV \ge a$$
 et $a > 0$
- biens supérieurs $NV < a$ et $a > 0$
- biens inférieurs $a < 0$

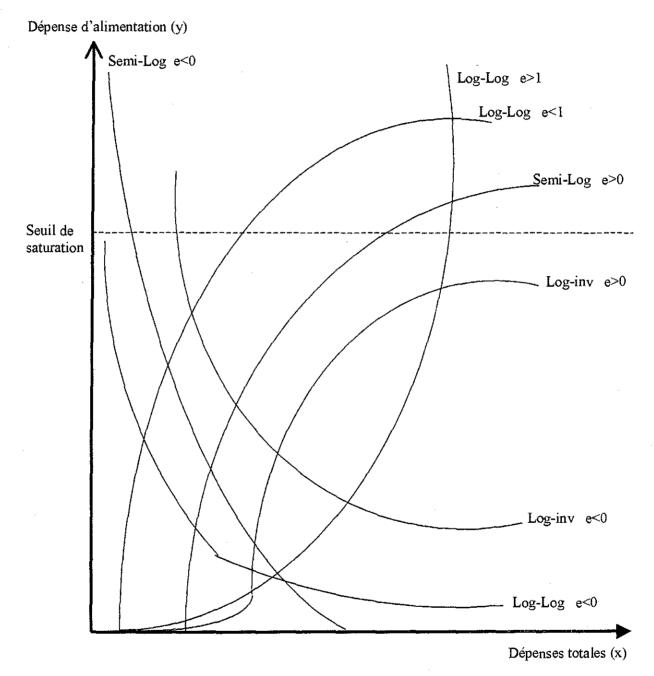
Cette fonction implique un seuil de saturation plus fort que pour toutes les autres lois. Ceci signifie qu'il existe une valeur limite de la consommation qui n'est pas dépassée même si le niveau de vie augmente.

Figure 8: « Logarithmique - inverse »



Nous pouvons schématiser sur un même schéma les différentes lois de comportement(figure 9).

Figure 9: « lois de comportement»



SECTION 3: L'estimation du modèle linéaire

3.1. Quelques notions sur l'estimation et qualités des estimateurs :

Un estimateur est une fonction d'un résultat d'échantillon: c'est-à-dire un procédé quelconque basé sur un échantillon de N observations, qui peut servir à représenter un paramètre particulier et inconnu de la population, tandis qu'une estimation c'est la valeur numérique résultant de l'application de ce procédé à une réalisation d'un échantillon.

Soit a un paramètre particulier de cette population. L'estimateur â de a, calculé à partir des données d'un échantillon issu de cette population, est une variable aléatoire considérée comme une approximation de a.

Il reste maintenant à énoncer quelques unes des qualités qu'un bon estimateur est censé remplir⁽⁸²⁾.

3.1.1. Estimateur sans biais (83) « centré » :

Un estimateur est sans biais si, dans une suite d'échantillons aléatoires d'une population, la statistique correspondant à la distribution théorique d'échantillonnage est égale au paramètre de la population. Autrement dit, un estimateur est sans biais si son espérance mathématique est égale au paramètre à estimer de la population.

$$E(\hat{a}) = a$$

3.1.2. Estimateur efficace:

Un estimateur sans biais est efficace, lorsque dans la classe des estimateurs sans biais à laquelle il appartient, il présente une variance minimale.

Comme nous le verrons au paragraphe suivant, les estimateurs de la méthode des moindres carrés ordinaires sont les meilleurs parmi les estimateurs linéaires sans biais.

⁽⁸²⁾ Pour plus de détails, le lecteur peut se referer à l'ouvrage de M.B. STEWART et K.F. WALLIS, Introductory econometrics, second edition, Basil Blackwell, Great Britain, 1987, p. 114 – 119.

⁽⁸³⁾ Le mot « biais » est une manière abrégée de désigner l'espérance mathématique de l'erreur d'échantillonnage .

3.1.3. Estimateur convergent:

Un estimateur â de a est dit convergent si â converge en probabilité vers a. Une condition suffisante de convergence en probabilité vers a est que :

$$E(\hat{a}) \rightarrow 0$$
 quand $n \rightarrow \infty$

$$V(\hat{a}) \rightarrow 0$$
 quand $n \rightarrow \infty$

n est le nombre des observables.

3.2. Le modèle linéaire de la régression simple :

Ce modèle sert à tester les hypothèses concernant la relation entre une variable dépendante (ici C) et une variable indépendante explicative (ici NV). Il sert aussi à la prévision.

L'analyse régressive linéaire commence en portant sur un diagramme de dispersion tous les points (NV,C) servant à examiner s'il existe une relation linéaire approximative :

$$C_i = a NV_i + b$$
 (1)

Comme il est douteux que tous les points appartiennent à la droite correspondante, la relation (1) doit être modifiée afin d'introduire un terme aléatoire (ou terme stochastique, ou terme d'erreur) désigné $par U_i$:

$$C_i = a NV_i + b + U_i$$
 (2)

Pour la suite de l'exposé, nous allons définir un nouveau champ de notation autre que celui adopté ici. Au lieu de C et NV, nous allons raisonner en terme de Y_i (au lieu de C) et X_i (au lieu de NV):

 $\mathbf{Y_i}$ représente la valeur de l'observation \mathbf{i} relative à la variable dépendante ou expliquée .

 X_i représente la valeur de l'observation i relative à la variable indépendante ou explicative .

La relation linéaire entre ces deux variables sera de la forme :

$$Y_i = a X_i + b + U_i$$
 (3)

où $\bf a$ et $\bf b$ sont des paramètres que nous estimerons respectivement par $\bf \hat a$ et $\bf \hat b$. $\bf U_i$ représente le terme aléatoire.

Ce modèle spécifie que Y est déterminé à partir de X et d'autres éléments non observables que nous avons noté par U. La grandeur X observable

et la grandeur U non observable sont considérées comme des causes qui déterminent la valeur prise par la grandeur Y. Cette dernière est aussi aléatoire comme U.

Il nous faut maintenant préciser le modèle en formulant certaines hypothèses à partir desquelles il est possible de spécifier la liaison recherchée. Par souci de clarté, nous n'allons pas trop détailler ces hypothèses.

3.2.1. Les hypothèses:

<u>Hypothèse 1</u>: la variable exogène X est mesurée sans erreurs. Selon ROTTIER ⁽⁸⁴⁾, « cette hypothèse est sérieuse, puisqu'on sait que les variables économiques sont rarement mesurées avec précision par les statistiques courantes ».

Hypothèse 2 : L'espérance mathématique de l'erreur est nulle :

$$\sum (\mathbf{U}_i) = \mathbf{0} \quad \forall i$$

En moyenne le modèle est bien spécifié et donc l'erreur moyenne est nulle.

« la nullité de l'espérance mathématique est en somme indispensable si le modèle doit fournir le support d'analyse économétrique » (85). Si d'autres facteurs explicatifs et ayant une influence systématique sur le phénomène étudié, ne sont pas introduits, cette condition de nullité sera infirmée.

Hypothèse 3 (homoscédasticité): la variance de l'erreur est constante:

$$V(U_i) = \sigma^2 \quad \forall i$$

Le risque de l'amplitude de l'erreur est le même quelle que soit la période.

Autrement dit, la distribution des erreurs est homoscédastique. Cette homoscédasticité peut-être mise en défaut, on dit alors que les erreurs sont hétéroscédastiques. Il faut noter que dans le cas où cette hypothèse d'homoscédasticité n'est pas vérifiée, nous disposons en général d'éléments permettant de modifier le problème posé et de se retrouver dans le cadre de cette hypothèse.

Hypothèse 4: les erreurs sont non corrélées:

$$Cov(\mathbf{U}_i, \mathbf{U}_j) = 0 \quad \forall i, \forall j \quad i \neq j$$

L'importance d'une telle hypothèse est particulière dans le cas des séries chronologiques.

⁽⁸⁴⁾ G. ROTTIER, Econométrie appliquée: Modèles de consommation, Paris, Dunod, 1975 p.57.
(85) E. MALINVAUD, Méthodes statistiques de l'économétrie, Paris, Dunod, 1981, p. 88.

Hypothèse 5 : les erreurs sont indépendantes de la variable explicative.

Cov
$$(X_i, U_i) = 0$$

Hypothèse 6 (normalité): les erreurs U_i suivent la loi normale, ou de LAPLACE-GAUSS:

Ui
$$\bigvee$$
 N $(0, \sigma^2)$

« Compte tenu des hypothèses déjà faites, celle-ci se présente comme une hypothèse faible; en effet, beaucoup de phénomènes semblent être distribués normalement, au moins en première approximation » (86). Néanmoins, elle va nous permettre de construire des tests statistiques concernant la validité du modèle estimé (87).

3.2.2. L'ajustement par les moindres carrés (MCO) :

3.2.2.1. Formulation des estimateurs :

L'estimateur des coefficients a et b est obtenu en minimisant la distance au carré entre chaque observation et la droite, d'où le nom d'estimateur

La résolution analytique est la suivante :

$$\min_{i=1}^{n} U_i^2 = \min_{i=1}^{n} (Y - aX_i - b)^2 = \min_{i=1}^{n} S^2$$

En opérant par dérivation par rapport à a et b afin de trouver le minimum de cette fonction⁽⁸⁸⁾, nous obtenons les résultats suivants :

$$(dS/da) = 0$$
 et $(dS/db) = 0$

Sommons par rapport à n, il vient :

$$\begin{cases} & \sum\limits_{i=1}^{n} \ X_{i} \ Y_{i} - \hat{a} \ \sum\limits_{i=1}^{n} \ X_{i}^{2} - \hat{b} \sum\limits_{i=1}^{n} \ X_{i} = 0 \\ \\ & \sum\limits_{i=1}^{n} \ Y_{i} - \hat{a} \ \sum\limits_{i=1}^{n} \ X_{i} - n \ \hat{b} = 0 \end{cases}$$

Ces équations sont appelées équations normales et leur résolution conduit aux résultats suivants :

$$\hat{\mathbf{a}} = \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X}) (Y_i - \overline{Y}) / \sum (X_i - \overline{X})^2$$

$$\hat{\mathbf{b}} = \overline{Y} - \hat{\mathbf{a}} \overline{X}$$
(4)

⁽⁸⁶⁾ C. MOUCHOT, Statistique et Economie, Paris, Economica, 1983, p.138.

⁽⁸⁷⁾ En effet, cette hypothèse permet de définir la loi de probabilité des estimateurs des MCO.

⁽⁸⁸⁾ Nous admettons que les conditions du deuxième ordre sont vérifiées.

L'équation de régression estimée par les moindres carrés est alors :

$$Y_i = \hat{a} X_i + \hat{b} + \hat{U}_i$$
 ou encore $\hat{Y} = \hat{a} X_i + \hat{b}$

3.2.2.2. Propriétés des estimateurs :

$$Y_{i} = a X_{i} + b + U_{i}$$

$$\overline{Y} = a \overline{X} + b + \overline{U}$$

$$(6) - (5) = \overline{Y}_{i} - Y = a (X_{i} - \overline{X}) + (U_{i} - \overline{U})$$

En remplaçant dans la formule (4) de l'estimateur â, $Y - \overline{Y}$ par son expression , nous obtenons :

$$\hat{a} = a + \left[\sum_{i=1}^{n} (X - \overline{X})(U_i - \overline{U}) / \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2\right]$$
 (8)

Sous les hypothèses H1 et H2:

$$\hat{a} = a + \left[\sum_{i=1}^{n} (X - \overline{X})U_{i} / \sum_{i=1}^{n} (X_{i} - \overline{X})^{2}\right]$$
 (9)

car $\mathbf{E}(\mathbf{U})$ est par hypothèse nulle, $\mathbf{E}\left(\sum_{i=1}^{n}\mathbf{U}_{i}\right)=0$

Soit $E(\hat{a}) = a$ (10) car $E(U_i) = 0$

De même il est aisé de démontrer que :

$$E(\hat{\mathbf{b}}) = \mathbf{b} \tag{11}$$

Ceci nous amène à la conclusion que les estimateurs $\hat{\mathbf{a}}$ et $\hat{\mathbf{b}}$ sont sans biais.

Sous les hypothèses H1 et H2 , les estimateurs $\hat{\bf a}$ et $\hat{\bf b}$ sont convergents : on démontre que :

$$Var(a) = \sigma^2 U / \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})$$
 (12)

Lorsque $n \to \infty$ alors $\sum_{i=1}^n (X_i - X_i)^2$ tend également vers ∞ , d'où V(a) tend vers 0.

$$Var(\hat{b}) = \sigma^2 U \sum_{i=1}^{n} X_i^2 / [n \sum_{i=1}^{n} (X_i - \overline{X})^2)]$$
 (13)

 $Lim V(b) \rightarrow 0$ lorsque $n \rightarrow \infty$

$$Cov(\hat{\mathbf{a}}, \hat{\mathbf{b}}) = -\overline{\mathbf{X}} \ Var(\hat{\mathbf{a}})$$
 (14)

Dans les équations (13 et 14) $\sigma^2 U$ mesure la variance résiduelle, estimée sans biais par S^2 .

$$S^{2} = \sum_{i=1}^{n} \hat{U}_{i}^{2} / (n-2)$$
 (15)

3.2.2.3. Forme générale du modèle estimée :

Le modèle estimé sera de la forme générale suivante :

$$\hat{\mathbf{Y}} = \hat{\mathbf{a}} \quad \mathbf{X} + \hat{\mathbf{b}} \\
(\hat{\mathbf{\sigma}}\hat{\mathbf{a}}) \quad (\hat{\mathbf{\sigma}}\hat{\mathbf{b}})$$
(16)

 $\hat{\sigma}\hat{a}$ et $\hat{\sigma}\hat{b}$ représentent les écarts types estimés des estimations \hat{a} et \hat{b} et sont obtenus à partir des relations (12) et (13) en remplaçant $\sigma^2 U$ par sa valeur estimée S^2 .

 \mathbb{R}^2 , carré du coefficient de corrélation ou de détermination est utilisé pour vérifier l'intensité de la liaison entre Y et X. Il permet de déterminer l'ampleur avec laquelle le terme systématique (aX + b) explique la variance de la variable endogène.

$$R^{2} = \sum_{i=1}^{n} (\hat{Y}_{i} - \overline{Y})^{2} / \sum_{i=1}^{n} (Y_{i} - \overline{Y})^{2}$$
 (17)

3.3. Quelques difficultés de l'estimation à partir des données d'enquête :

Nous avons vu précédemment que les procédures d'estimation reposent sur plusieurs hypothèses et que la méthode des moindres carrés n'est correcte dans ce cadre. Si nous appliquons alors cette méthode et que l'une ou l'autre des hypothèses ne serait pas vérifiée, les estimations des paramètres seraient biaisées et les tests faux.

Ces difficultés sont reconnues au moins implicitement par tous les auteurs.

L'exposé sera limité à quelques difficultés qui risquent d'apparaître le plus souvent dans les travaux économétriques et plus précisément celles se rapportant à notre travail et ne prétend pas épuiser le sujet.

Par souci de clarté, nous présenterons les incidences de ces difficultés sur les qualités habituelles de la méthode des moindres carrés et soulignerons éventuellement les solutions adéquates.

3.3.1. L'hétéroscédasticité:

Dans les séries temporelles globales, on peut admettre l'hypothèse d'homoscédasticité car les variables ont des ordres de grandeurs comparables dans les divers observations. Mais il n'en est pas le cas dans l'analyse micro-économique de notre travail, car les données portent alors sur des unités dont les tailles peuvent comporter un grand éventail de variation. Il en résulte que des erreurs relatives de même ordre entraînent des erreurs absolues d'autant plus élevées que la taille des unités est plus grande. En travaillant sur ce genre de données, il en résulte un problème appelé hétéroscédasticité.

3.3.1.1. Définition et conséquences :

L'hétéroscédasticité désigne le cas où la variance du terme d'erreur n'est pas constante pour toute les valeurs de la variable indépendante. Autrement dit, $V(U_i) \neq \sigma_i^2$, ce qui viole l'hypothèse (3) (voir sous section 3.3.1) du modèle de régression « MCO ». Cela intervient particulièrement quand il s'agit des données en coupe instantanée. Par exemple, les enquêtes sur les budgets familiaux montrent que les variances des résidus associés aux régressions sont en général d'autant plus faibles que les revenus des ménages sont moins élevés parce que,

pour les ménages, les dépenses portent surtout sur le nécessaire, laissant peu de disponible pour la fantaisie ». (89)

En cas d'hétéroscédasticité, les estimateurs MCO des paramètres ne sont pas efficaces. En outre les variances estimées des paramètres sont biaisées (90), c'est à dire sous estimées, et par conséquent, les tests statistiques seront inexacts pour les paramètres et les intervalles de confiance seront biaisés.

Il faut souligner que dans un grand échantillon, il est possible de démontrer que les résidus U_i convergent en loi vers les erreurs U_i du modèle. Dans le cas où les données individuelles sont disponibles, nous pourrions examiner dans chaque cas si l'hypothèse d'homoscédasticité est acceptable. Mais nous ne disposons que des données groupées pour notre travail et il faut le remarquer que les tests effectués sur de petits échantillons sont peu satisfaisants. Le point suivant est consacré à l'estimation sur données groupées.

3.3.1.2. Estimation sur données groupées (91):

Nous disposons de N observations , groupées , selon l'ordre croissant de la variable explicative, en K groupes, chaque groupe contient n_i observation, i variant de 1 à K.

$$\sum_{i=1}^{k} n_i = N$$
 (18)

Les hypothèses énoncées dans le paragraphe 2 sont supposées vérifiées. Nous avons à estimer le modèle :

$$Y_{ij} = aX_{ij} + b + U_{ij}$$
 (19)

avec $i = 1, \dots, k \leftarrow indice des groupe$.

 $j = 1, \dots, n_i \leftarrow$ indice des observations à l'intérieur de chaque groupe.

⁽⁸⁹⁾ D. SALVATORE, Econométrie et statistiques appliquées, Mc Graw-Hill, 1985, Notes du traducteur G. LOUDRIERE, p. 237.

⁽⁹⁰⁾ M.B. STEWART et K.F. WALLIS, op cit. p. 247.

⁽⁹¹⁾ les principaux résultats contenus dans ce paragraphe sont tirés de m^{me} S. HAMMOUCH, op. cit... p. 78 – 85.

Au lieu de travailler sur les données individuelles, nous considérons que les moyennes de chaque groupe sont représentatives du groupe et sont définies par :

$$\overline{\overline{X}}_{i} = 1/ni \sum_{j=1}^{ni} X_{ij}$$
Pour $i = 1,, k$

$$\overline{\overline{Y}}_{i} = 1/ni \sum_{j=1}^{ni} Y_{ij}$$
(20 - a)

De même, les moyennes totales sont définies par :

$$\overline{\overline{X}} = 1/N \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij} = 1/N \sum_{j=1}^{k} n_i . \overline{X}_i$$
 (21 - a)

$$\boxed{\mathbf{Y} = 1/N \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{n_i} Y_{ij} = 1/N \sum_{i=1}^{k} n_i . \overline{Y}_i}$$
 (21 - b)

Pour les données individuelles, l'estimation à de a sera:

$$\hat{\mathbf{a}} = \sum_{ij} (X_{ij} - \overline{X})(Y_{ij} - \overline{Y}) / \sum_{ij} (X_{ij} - \overline{X})$$
 (22 - a)

de variance d'échantillonnage égale à :

$$Var \hat{\mathbf{a}} = \sigma^2 / \sum_{ij} (X_{ij} - \overline{X})^2$$
 (22 - b)

Sur la base des données groupés, l'équation qui sera estimée est la suivante :

$$\overline{\overline{Y_i}} = a\overline{X_i} + b + \overline{U_i}$$
 (23)

Ayant admis que sur les données individuelles les erreurs sont homoscédastiques, soit $Var\left(U_{ij}\right)=\sigma^2$, examinons la variance de $\overline{U_i}$.

$$Var(\overline{U_{i}}) = 1/n_{i}^{2} \sum_{j=1}^{n_{i}} Var(U_{ij}) = \sigma^{2}/n_{i}$$
 (24)

Nous sommes en présence d'hétéroscédasticité.

Dans le cas de données groupées, la source de l'hétéroscédasticité réside dans le fait de grouper et donc il est aisé de l'éliminer. Pour celà, il suffit de connaître la forme prise par les variances. Or l'équation (24) montre justement que l'on connaît cette forme.

Pour éliminer l'hétéroscédasticité, il suffit de multiplier chaque terme de l'équation (24) par $\sqrt{n_i}$:

$$\sqrt{n_i} \ \overline{Y}_i = a \sqrt{n_i} \ \overline{X}_i + b \sqrt{n_i} + V_i$$

$$avec \quad V_i = \overline{U}_i \sqrt{n_i}$$
(25)

L'équation (25) est une équation pondérée, on parle alors de moindres carrés pondérés. Il est clair que V est homoscédastique, en effet :

$$Var(V_i) = n_i Var(\overline{U}_i) = \sigma^2$$

Soit a* l'estimation de a sur données groupées à partir de (25):

$$a^* = \sum_{i=1}^{n_i} n_i (\overline{X}_i - \overline{X}) (\overline{Y}_i - \overline{Y}) / \sum_{i=1}^{n_i} n_i (\overline{X}_i - \overline{X})^2$$
 (26 - a)

de variance égale à :

$$Var(a^*) = Var(V_i) / \sum_{i=1}^{n_i} n_i (\overline{X}_i - \overline{X})^2 = \sigma^2 / \sum_{i=1}^{n_i} n_i (\overline{X}_i - \overline{X})^2$$
(26 - b)

Le passage de données individuelles à des données groupées engendre des conséquences sur les variances et les coefficients de détermination.

Examinons d'abord les conséquences sur les variances. Sur la base de données individuelles, la somme des carrés de la variable explicative peut-être représentée par:

$$\sum_{ij} (X_{ij} - \overline{X})^2 = \sum_{ij} (X_{ij} - \overline{X}_i)^2 + \sum_{ij} \overline{X}_i - \overline{X})^2$$
 (27)

ou encore, en utilisant la notation simplifiée :

$$SXX = SXXI + SXXE$$
 (28)

SXX = $\sum_{ij} (X_{ij} - \overline{X}_i)^2$: représente la variable totale de la variable X_{ij} .

 $SXXI = \sum_{ij} (X_{ij} - \overline{X}_i)^2$: représente la variance à l'intérieur du groupe.

SXXE =
$$\sum_{ij} (\overline{X} - \overline{X})^2 = \sum_{i=1}^{\infty} n_i (\overline{X}_i - \overline{X})^2$$
: représente la variance entre les groupes.

L'équation (28) nous permettra de comparer des estimations a et a* obtenues respectivement après estimation sur données individuelles (équation 19) et sur données groupées après pondération (équation 23).

L'équation (22 - b) pourra se réécrire :

$$Var(\hat{\mathbf{a}}) = \sigma^2 / SXX$$
 (29 – a)

de même, l'équation (26 - b) peut se réécrire :

$$Var(a^*) = \sigma^2 / SXXE$$
 (29 – b)

A des fins de comparaison, nous pouvons faire le rapport de ces deux variances :

$$Var(\hat{a}) / Var(a^*) = SXXE / SXX = 1/[1 + (SXXI / SXXE)]$$
 (29 - c)

L'estimateur à partir des données individuelles est toujours plus efficace que l'estimateur obtenu à partir des données groupées. Cette perte d'efficacité est atténuée en minimisant la variance à l'intérieur des groupes SXXI et en maximisant la variance entre les groupes SXXE.

De façon générale, si l'on groupe les données selon la valeur de X et que le nombre de groupes est conséquent, la perte d'efficacité est négligeable.

Considérons maintenant les conséquences sur les coefficients de détermination.

Pour les données individuelles, le coefficient de détermination est :

$$R^2 = \hat{a} \sum_{ij} (X_{ij} - \overline{X})(Y_{ij} - \overline{Y}) / \sum_{ij} (Y_{ij} - \overline{Y})^2$$

De (22 - a) nous pouvons déduire :

$$\hat{a}\sum_{ij}(X_{ij} - X)^2 = \sum_{ij}(X_{ij} - X)(Y_{ij} - Y)$$

$$R^{2} = \hat{a}^{2} \sum_{ij} (X_{ij} - \overline{X})^{2} / \sum_{ij} (Y_{ij} - Y)^{2}$$

Comme pour X, nous pouvons définir pour Y: SYY, SYYE et SYYI

$$SYY = \sum_{ij} (Y_{ij} - \overline{Y})^2$$

Nous pouvons donc écrire :

$$R^2 = \hat{a}^2 SXX / SYY \tag{30}$$

Considérons maintenant le coefficient de détermination pour les données groupées. Soit R^{2*} ce coefficient :

$$R^{2^*} = a^* \sum_i n_i (\overline{X}_i - \overline{X}) (\overline{Y}_i - \overline{Y})^2 / \sum_i n_i (\overline{Y}_i - \overline{Y})^2$$

D'après (26 – a), nous pouvons déduire :

$$\mathbf{a}^* \sum_{i} \mathbf{n}_{i} (\overline{X}_{i} - \overline{X})^2 = \sum_{i} \mathbf{n}_{i} (\overline{X}_{i} - \overline{X}) (\overline{Y}_{i} - \overline{Y})$$

$$R^{2*} = a^{*2} \sum_{i} n_{i} (\overline{X}_{i} - \overline{X})^{2} / \sum_{i} n_{i} (\overline{Y}_{i} - \overline{Y})^{2}$$

Ou encore:

$$R^{2*} = a^{*2} SXXE / SYYE$$
 (31)

A des fins de comparaison, considérons que â et a* tendent vers la même valeur ce qui donne :

$$R^{2*}/R^{2} = [a^{2*}(SXXE / SYYE)] / \hat{a}^{2}(SXX / SYY)$$

$$= (SXXE / SXX) / (SYYE / SYY)$$
(32)

Nous constatons que R^{2*} sera toujours supérieur à R² et donnera une idée toujours favorable de la qualité de la liaison. En effet, le groupement des données élimine la variation de X à l'intérieur des classes.

3.3.2 Autocorrélation des erreurs (corrélation sérielle) :

Les modèles de régression ajustés à des séries temporelles ⁽⁹²⁾, manifestent toujours un certain degré de dépendance stochastique entre les valeurs successives des résidus.

Selon MOUCHOT (93), l'autocorrélation est dûe a deux causes principales :

- des perturbations imprévisibles (grèves, guerres...) tendent à faire leur influence sur plusieurs périodes.
- les méthodes de collecte des données comportent généralement des éléments d'interpolation qui font une moyenne des vrais perturbations pour un ensemble de périodes consécutives.

3.3.2.1. Effet de l'autocorrélation sur les estimateurs par les MCO:

Les conséquences de l'application des MCO à une relation qui comporte des perturbations autocorrélées, même si elle ne détruit certainement pas l'absence de biais des estimateurs, elle en réduit, cependant, l'efficacité ⁽⁹⁴⁾.

3.3.2.2. test de DURBIN - WATSON :

Le problème d'autocorrélation a été traité par J. DURBIN et G. S.WATSON sur la base du rapport de VON NEUMAN.

La fonction discriminante du test est la statistique de DURBIN – WATSON portant sur l'estimation $\hat{\mathbf{U}}_t$ de \mathbf{U}_t :

$$d = \sum_{t=1}^{n-1} (\hat{U}_{t+1} - \hat{U}_{t})^2 / \sum_{t=1}^{n} \hat{U}_{t}^2$$

Cette expression représente la valeur du rapport de VON NEUMANN appliqué aux résidus d'estimation.

⁽⁹²⁾ Nous évoquons les séries temporelles dans la mesure ou leur manipulation est à la base de l'essentiel des développements théoriques en économétrie.

⁽⁹³⁾ C. MOUCHOT, op cit. p. 142.

⁽⁹⁴⁾ Pour plus de détails voir J. Johnston, Méthodes économétriques, Tome 2, Paris, Economica, 1988, p.368 - 371. Ttraduit en français par B. GUERRIEN.

Par ailleurs, il est aisé de démontrer⁽⁹⁵⁾ que la statistique d est pratiquement égale à : $d \approx 2 [1 - r(1)]$

Où r est le coefficient d'autocorrélation linéaire de rang 1 et compris entre -1 et +1, c'est à dire que les variations extrêmes de d sont 0 et 4. La valeur d = 2 correspond à r(1) = 0, c'est à dire une corrélation nulle.

DURBIN et WATSON ont montré cependant, que pour une suite donnée des valeurs des résidus, \mathbf{d} était nécessairement comprise entre deux distributions limites \mathbf{d}_{L} (limite inférieure) et \mathbf{d}_{U} (limite supérieure).

Dans l'hypothèse de normalité, d'indépendance et d'homoscédasticité, les auteurs ont tabulé les valeurs \mathbf{d}_L et \mathbf{d}_U à certains seuils de signification en fonction du nombre de variables exogènes et de la taille de l'échantillon.

Les limites données dans les tables servent à tester l'hypothèse d'autocorrélation nulle contre l'hypothèse alternative d'une autocorrélation positive du premier ordre.

La procédure du test est la suivante :

1/ Si $d < d_L$, on rejette l'hypothèse d'absence d'autocorrélation au profit de l'hypothèse d'autocorrélation positive d'ordre un.

2/ Si $d > d_U$, on admet l'hypothèse d'une autocorrélation nulle, on ne rejette pas l'hypothèse d'indépendance.

3/ Si $\mathbf{d_L} < \mathbf{d} < \mathbf{d_U}$, le test ne permet pas de conclure. On se trouve dans une zone d'intermédiation.

JOHNSTON ⁽⁹⁶⁾ fait remarquer que le test du DURBIN – WATSON ne peut être appliqué que si la régression comporte un terme constant.

Pour finir, il nous faut signaler que quand les observations sont ordonnées selon la valeur croissante de la variable explicative, la statistique de DURBIN – WATSON permet de prendre une décision quant au degré de non linéarité. (97)

⁽⁹⁵⁾ Voir pour démonstration E. Y. KANE, statistique économique et économétrie Armand Colin,, Paris, 1971, p. 435. Traduit en Français par G. GAUDOT, G. BREZARD et A. RAULT.

⁽⁹⁶⁾ J. JOHNSTON, op. cit. p. 374.

⁽⁹⁷⁾ Nous aborderons ce point dans le chapitre 3 lors du choix de la spécification.

3.3.3. Influence de la taille des ménages :

3.3.3.1. Les unités de consommation:

Il est admis que la structure du ménage influence le niveau de la consommation. Cette structure peut-être définie par le nombre des individus qui la composent et par l'âge de ces membres.

ROTTIER ⁽⁹⁸⁾ souligne que «la structure d'un ménage est repérée non pas par le nombre d'individus, mais par le nombre « d'unités de consommation» (ou « équivalents adultes »).

Une personne en tant que telle ne représente pas une unité de consommation homogène. En effet, la consommation d'un ménage déterminé se repartit différemment d'un ménage à un antre selon leur appartenance à une tranche d'âge donnée, à un sexe et à leur rang dans le ménage. A cet effet, on utilise une échelle « d'unités de consommation » (99).

3.3.3.2. Le biais du à l'omission de la taille du ménage (100):

Soit le modèle simple sans terme constant (101):

$$Yi = a X_i + U_i \text{ où } X_i \text{ et } Y_i$$
 (33)

En introduisant le nombre d'unité de consommation noté m_i, le modèle s'écrit:

$$Y_i = \mathbf{a} \ X_i + \mathbf{b} \ \mathbf{m}_i + V_i$$
 (34) avec $\mathbf{E}(\mathbf{V_i}) = \mathbf{0}$.

Le modèle (33) revient à incorporer l'effet de m_i dans l'aléatoire U_i qui s'écrira alors:

$$U_i = b m_i + V_i$$
 (35)

⁽⁹⁸⁾ ROTTIER, op. cit. p. 116.

⁽⁹⁹⁾ Voir à titre d'exemple l'échelle d'OXFORD, dans A. SOUAMES, « Estimation de systèmes linéaires de dépenses (SLD) de consommation incorporant la composition des ménages » In, Statistiques, n° 11,1986, p. 2.

⁽¹⁰⁰⁾ Cette présentation est tirée de G. ROTTIER, op. cit. p. 116 - 119.

⁽¹⁰¹⁾ Afin d'alléger la notation seulement.

Pour que â estime a sans biais, il faudrait que :

$$E(bm_i) = 0$$

Ce qui est absurde.

â, estimé à partir de (33) s'écrit :

$$\hat{\mathbf{a}} = \sum_{i} X_{i} Y_{i} / \sum_{i} X_{i}^{2}$$
(36)

Nous remarquons que â est une estimation biaisée de a.

Le biais:

$$E(\hat{a}) = a + b \sum_{i} X_{i} m_{i} / \sum_{i} X_{i}^{2}$$
 (37) (X_i et m_i étant non aléatoires).

Ce biais est proportionnel au coefficient de régression linéaire de m_i sur X_i , X_i étant le niveau de vie (ou une transformée linéaire de celui-ci), il existe une liaison positive entre m_i et X_i . Cette colinéarité entre X_i et m_i , amène à ne pas retenir en pratique la relation (34) car elle entraı̂ne une importante perte d'efficacité dans l'estimation de a et b par les moindres carrés.

Dans la pratique (102), il est préférable de spécifier le modèle sous la forme :

$$Y_i / m_i = a (X_i / m_i) + k + U_i$$
 (38)

Cela revient à postuler une relation algébrique entre les coefficients de X et de m dans la relation (34).

Dans le cas d'une loi à élasticité constante, cette relation s'écrira :

$$Log (Y_i/m_i) = a Log (X_i/m_i) + k + U_i$$
ou bien
$$Log Y_i = a Log X_i + (1-a) Log m_i + k + U_i$$
(40)

(102) Cette pratique est connue sous le nom de « postulat d'homogénéité ».

Cela amène à conclure que les tableaux de dépouillement d'enquêtes de Consommation qui ne renseignent que sur les revenus et les consommations par ménage sont inexploitables par l'économétrie (103).

3.3.4 Erreur de mesure sur la variable explicative:

Quand nous avons étudié le modèle linéaire, nous avons admis que la variable explicative était mesurée sans erreur. Dans la pratique cette hypothèse est rarement vérifiée. C'est le cas lorsque les données proviennent non pas d'une mesure directe mais de données d'enquêtes.

Dans le cas d'enquêtes de consommation, les indications portant sur le revenu sont souvent entachées d'erreurs. Pour cette raison, il est préférable de retenir la dépense totale plutôt que le revenu, comme mesure de niveau de vie⁽¹⁰⁴⁾

Il faut noter que quand c'est la variable indépendante (ie : la variable explicative) qui est concernée, les erreurs de mesure sont incorporées dans le terme d'erreur sur l'équation, ce qui n'entraîne aucune difficulté particulière (105). Par contre une erreur de mesure sur la variable explicative entraîne des conséquences quant aux propriétés des moindres carrés. Pour corriger les effets de ces erreurs, on a recours à une autre variable dite variable instrumentale.

Les conséquences d'une erreur de mesure et la technique de correction feront l'objet des développements suivants.

3.3.4.1. Conséquences lorsque la variable explicative est entachée d'erreurs:

Soit le modèle :

$$Y_i = a X_i + U_i$$
 (41)

Supposons que 1'on ne dispose que d'évaluations approchées X_i^* des X_i , alors:

$$X_i^* = X_i + e_i$$
 (42) e_i étant l'erreur sur la variable, supposée aléatoire.

Comme l'erreur U_i sur l'équation (41), l'équation de régression devient :

⁽¹⁰³⁾ Du moins lorsque la taille du ménage n'est pas prise en considération.

⁽¹⁰⁴⁾ Nous aborderons plus loin cette substitution.

⁽¹⁰⁵⁾ Voir G. S. MADDALA, Econometrics, Mc Graw-Hill, New York, 1987, p. 293.

$$Y_i = a X_i^* + (U_i - a e_i)$$

(43) (Cette relation nous permettra d'estimer a).

On admet les hypothèses suivantes sur ei:

$$- E(e_i) = 0 \quad \forall i$$

$$-Var(e_i) = \sigma e^2$$

- Cov(
$$e_i$$
, U_j) = 0 $\forall i$, $\forall j$

- e_i est indépendante de la valeur prise par X_i.

-
$$Cov(e_i, X_j) = 0 \ \forall i, \forall j$$

e_i vérifie également les hypothèses habituelles énoncées lors de la sous-section 2.

D'après l'équation (42), nous constatons que X_i^* est aléatoire et est corrélée avec les résidus de l'équation (43) c'est à dire avec le nouvel aléa U_i - a e_i ; \hat{a} sera de ce fait une estimation non convergente de a.

Dans ce cas particulier, nous pouvons déterminer le signe du biais asymptotique sur â. Cet estimateur s'écrit :

$$\hat{a} = a + \sum_{i} X_{i}^{*} (U_{i} - a e_{i}) / \sum_{i} X_{i}^{*2}$$
 (45)

Pour en étudier le comportement asymptotique, nous l'écrivons :

Plim
$$(\hat{a} - a = [Plim (1/n \sum_{i} U_{i} X_{i}^{*}) - a Plim (1/n \sum_{i} X_{i} e_{i})] / Plim (1/n \sum_{i} X_{i}^{*2})$$
 (46)

Avant de donner l'expression finale de (46), nous rappelons quelques hypothèses utilisées pour la démonstration que nous ne reproduisons pas ici :

Comme :
$$E(e_i) = 0$$
 et $V(e_i) = \sigma e^2 \forall i$

alors:
$$E(1/n \sum_{i} e_{i}) = 0$$
 et $V(1/n \sum_{i} e_{i}) = \sigma e^{2}/n$

Lorsque la taille de l'échantillon tend vers l'infini, la moyenne $1/n \sum_i X_i$ et la variance empirique $1/n \sum_i (X_i - X)^2$ des X tendent vers les limites finies M et V.

A partir de l'étude du numérateur et du dénominateur, l'expression finale de (46) sera :

Plim
$$\hat{a} = a / (1 + \sigma e^2)^{(106)}$$
 (47)

Comme V est positif, $\hat{\mathbf{a}}$ converge en probabilité vers une valeur inférieure à \mathbf{a} en valeur absolue. Le biais asymptotique sur \mathbf{a} est d'autant plus fort que la variance de l'erreur de mesure \mathbf{e} est forte par rapport à la variance empirique, de $\mathbf{X}^{(107)}$.

Ceci amène à la conclusion suivante : lorsque des erreurs de mesure affectent la variable explicative, l'estimateur des moindres carrés est biaisé et non convergent.

Afin d'obtenir des estimateurs MCO convergents, on peut parfois chercher à remplacer la variable explicative exposée à des erreurs de mesure par une autre variable dite variable instrumentale.

3.3.4.2. La méthode des variables instrumentales :

La méthode des variables instrumentales fut introduite indépendemment par R.C. GEARY (1949) et O. REIERSL (1945), et étudiée d'une manière systématique par J.D. SARGAN (1958).

Une variable instrumentale est définie comme étant une variable à la fois étroitement corrélée avec la valeur vraie de la variable explicative et non corrélée avec l'erreur affectant cette dernière.

Pour le modèle : $Y_i = a X_i + \epsilon_i$ avec $Plim (1/n \sum X_i \epsilon_i) \neq 0$

Soit Z_i la variable instrumentale, vérifiant les hypothèses suivantes :

- Plim
$$(1/n \sum_{i} Z_{i} \varepsilon_{i}) = 0$$

- Plim
$$(1/n \sum_{i} Z_{i} X_{i}) = Cov(X_{i}, Z_{i}) \neq 0$$

- Plim
$$(1/n \sum_{i} Z_{i}^{2}) = V_{Z}$$

⁽¹⁰⁶⁾ Pour la démonstration, voir G. ROTTIER, op. cit. p. 126 - 127.

⁽¹⁰⁷⁾ G. ROTTIER, op. cit. p. 127.

De la sorte a* estimateur de a sera :

$$a^* = \sum_i Y_i Z_i / \sum_i X_i Z_i$$

Pour l'équation (43) nous avons :

Plim
$$[1/n \sum_{i} X_{i}^{*} (U_{i} - a e_{i})] \neq 0$$

Soit une variable instrumentale Z_i vérifiant les hypothèses suivante :

Plim [
$$1/n \sum_{i} Z_{i} (U_{i} - a e^{2})] = 0$$
 (48)

P lim
$$[1/n \sum_{i} Z_{i} X_{i}^{*}] = Cov(X_{i}^{*}, Z_{i})$$
 (49)

Alors:

$$\hat{a}^* = \sum_{i} Y_i Z_i / \sum_{i} X_i^* Z_i$$

$$(50 - a)$$

$$P \lim \hat{a}^* = a + \{ P \lim [1/n \sum_{i} Y_i (U_i - a e_i)] / P \lim [1/n \sum_{i} X_i^* Z_i] \}$$

$$(50 - b)$$

D'après les hypothèses (48) et (49), nous pouvons écrire :

$$P\lim \hat{\mathbf{a}}^* = \mathbf{a} \tag{50-c}$$

â* est un estimateur convergent de a .

Dans la pratique, il est souvent difficile de satisfaire les exigences (48) et (49) et le procédé est en outre quelque peu arbitraire. Dans certains cas, nous pouvons simplement retenir comme variable instrumentale, la variable exogène décalée d'une période (X_{t-1}^*) ou la variable exogène ultérieur $(X_{t+1}^*)^{(108)}$.

Dans le point suivant, nous présenterons une application pratique de cette méthode et qui concerne plus particulièrement les variables introduites dans l'analyse des courbes d'*ENGEL*.

⁽¹⁰⁸⁾ R.L. THOMAS, Introductory econometrics: Theory and applications, Longman, New - York, 1985, p. 49

3.3.4. Définition des variables introduites :

Dans la section 2 nous avons volontairement introduit le concept de niveau de vie sans le définir. Nous avons seulement supposé l'existence d'une relation fonctionnelle entre la consommation et le niveau de vie ; celui-ci étant la variable explicative.

A priori, nul ne met en doute l'existence de ce concept. Quand on fait le tour des définitions données par les dictionnaires et encyclopédies on s'aperçoit de l'éventail des solutions proposées : « ensembles des biens et des services que permet d'acquérir ou de se procurer le revenu national moyen ou le revenu moyen d'une catégorie déterminée de citoyen » (109).

« Evaluation quantitative et objective du mode d'existence moyen d'une nation ou d'un groupe social » (110).

Cette dernière définition est intéressante étant donnée l'importance des termes employés : évaluation, quantitative, objective et mode d'existence. Sans entrer dans les détails concernant la signification de ces termes, il faut noter l'incapacité de définir de façon concrète ce concept de niveau de vie. Pour la grande encyclopédie Larousse (111), il est net que la définition du concept ne peut être qu'arbitraire.

Pour les experts de l'ONU, le concept de niveau de vie « c'est le niveau de satisfaction des besoins de la population, assuré par le flux des biens et services dont celle-ci jouit dans une unité de temps » (112). Cette définition a le mérite de mettre en évidence la notion de satisfaction de besoins.

A défaut de définir le niveau de vie, on parle plutôt en termes d'indicateur du niveau de vie.

Dans le cadre de ce travail, le choix se pose entre deux indicateurs du niveau de vie⁽¹¹³⁾: le revenu disponible et les dépenses totales.

⁽¹⁰⁹⁾ Petit Robert, Edition 1977, p. 1273.

⁽¹¹⁰⁾ Petit Larousse, Edition 1962, p. 700.

⁽¹¹¹⁾ La grande encyclopédie Larousse, Volume 41, page 8556.

⁽¹¹²⁾ JAN DREWNOWSKY et WOLF SCOTT, L'indice du niveau de vie, Institut de Recherche Des Nations Unis Pour Le Developpement Social, Geneve, 1966.

⁽¹¹³⁾ Il faut souligner ici qu'il existe plusieurs indicateurs : Indicateurs monétaires et indicateur non monétaires .

3.3.4.1. Choix entre revenu et dépenses totales :

Concernant le revenu, OFFANT (114) souligne que, le revenu d'un individu paraît à première vue la meilleure mesure de son niveau de vie, mais c'est finalement une fausse idée.

En effet le revenu pose des difficultés à la fois théoriques et pratiques. Sur le plan théorique nous assistons à une diversité de définitions du revenu. Cette diversité traduit l'insatisfaction des économistes dans l'identification d'un contenu clair et précis du revenu.

La théorie du consommateur considère que la consommation d'une période donnée est déduite par le revenu de la même période. De ce fait, toute liaison financière entre les revenus passés et la consommation présente est éliminée.

KEYNES a retenu une définition assez proche du revenu courant disponible. Il s'est avéré, à travers les travaux d'autres auteurs que ce revenu disponible était une notion insuffisante pour expliquer le comportement de consommation.

J.S. DUESENBERY (1949) considère que la consommation d'un individu dépend non pas de son revenu absolu mais de son revenu relatif, c'est à dire de la position du revenu du ménage dans l'ensemble de la distribution du revenu. Il affirme en outre, que la consommation dépend du revenu de la période, et du revenu le plus élevé de la période précédente.

Une variante de cette formule, présentée par T.E. DAVIS (1952), établit qu'il est préférable de prendre pour étalon non pas le revenu antérieur le plus élevé mais la consommation passée la plus importante car les particuliers deviennent plus sensibles à la dépense qu'au revenu.

M. FRIEDMAN (1957) a développé la notion de revenu permanent. L'idée fondamentale est que le consommateur prévoit ses dépenses non sur la base du revenu encaissé lors de la période courante, mais en fonction du revenu qu'il pense toucher à long terme. FRIEDMAN divise le revenu courant du consommateur en une composante permanente et une composante transitoire.

⁽¹¹⁴⁾P.OFFANT, Contribution de la programmation linéaire dynamique à l'analyse de la limitation des consommations d'énergie en France, thèse de 3° cycle, Dijon, 1978, page 15

De la même manière, la consommation est distinguée en consommation permanente et consommation transitoire.

D'autres auteurs, MODIGLIANI (1954), BRUNBERG (1960) et ANDO (1964), ont développé la théorie du « cycle de vie ». Cette théorie est assez voisine de celle de FRIEDMAN.

Ces trois auteurs estiment que les habitudes de consommation ne se font pas en une année mais s'élaborent pendant toute la vie des ménages. Ils considèrent que le revenu actuel, le revenu espéré et la richesse qui correspond au cycle de vie sont les trois variables qui expliquent la consommation⁽¹¹⁵⁾.

A ces difficultés théoriques s'ajoutent des difficultés pratiques, relatives à la complexité de saisir des revenus de ménages qui représentent des revenus de nature différente (salaires agricoles, commerciaux et des revenus annexes).

Aussi, des erreurs importantes affectent la mesure du revenu. Selon ROTTIER⁽¹¹⁶⁾, les indications sur le revenu fournies par les enquêtes de consommation « sont affectées à la fois d'une forte erreur systématique, qui atteint souvent 30 %, et d'erreurs accidentelles, dont l'expérience a montré qu'elles étaient également notables ».

Ces erreurs proviennent du fait que « les ménages sont souvent réticents à déclarer leur revenu à l'enquêteur ... » (117).

Pour ces raisons, l'indicateur qui semble le plus souvent retenu est la dépense totale.

Les raisons d'un tel choix seront résumées dans ce qui suit.

Si pour H. WOLD (118) l'usage du revenu ou de la dépense totale (ou budget) est complémentaire, ROTTIER (119) estime que le choix entre ces deux indicateurs prête à discussion : « s'il permet d'éliminer le biais du à l'erreur de mesure sur la variable explicative , il en introduit un autre qui vient de ce que, dans

⁽¹¹⁵⁾ Voir à ce propos R. FERBER, théorie de la consommation, Economica, 1976.

⁽¹¹⁶⁾ G. ROTTIER, op. cit. p. 124.

⁽¹¹⁷⁾ G. VANGEVELINGHE, Les niveaux de vie en France, 1956 et 1965.

⁽¹¹⁸⁾ H. WOLD, Analyse de la demande : une étude économétrique New York, 1953, P.221.

⁽¹¹⁹⁾ G. ROTTIER, op. cit. p. 128.

un modèle correctement spécifié, la consommation C_k d'un produit k et la consommation totale C sont l'une et l'autre des variables endogènes dépendant du revenu qui est la seule variable « exogène ». De leur coté, HOUTHAKKER et TAYLOR estiment que même si les données sur le revenu sont valables et disponibles, le choix du budget comme variable explicative s'impose . Ceci est dû au fait que la dépense totale est une meilleure mesure du revenu vrai car les consommateurs contrôlent mieux leurs dépenses que leur recettes $^{(120)}$.

En terme d'élasticité, CRAMER ⁽¹²¹⁾ affirme que la différence entre le revenu et la dépense totale est très légère car l'élasticité des dépenses totales par rapport au revenu est habituellement proche de l'unité.

Pour finir, il faut souligner que cet instrument (ie : la dépense totale) n'est évidemment pas complet puisqu'il ne retient pas les consommations collectives et les consommations exceptionnelles, mais il a le mérite de permettre d'établir des comparaisons entre catégories socioprofessionnelles.

3.3.4.2. Le biais dû à la mesure du niveau de vie par la dépense totale (122):

Selon la théorie du choix, la consommation d'un bien k dépend du revenu. Selon KEYNES, la consommation totale en dépend également. En outre, la consommation totale est la somme de la consommation des différents produits. A partir de ces hypothèses, nous pouvons écrire le modèle suivant qui est un modèle à équations simultanées :

$$C_{ik} = a_k R_i + U_{ik}$$

$$C_i = a R_i + U_i$$

$$C_i = \sum_k C_{ik}$$

(k équations, une par chaque produit k)
(51)

Dans ce modèle, la variable exogène est R, et les variables endogènes sont tous les Ck et C.

Ecrire la courbe d'ENGEL sous la forme :

⁽¹²⁰⁾ H.S. HOUTHAKKER et L.D. TAYLOR, « Demande des consommateurs aux USA », Harvard, 1966, p. 59.

⁽¹²¹⁾ Cité par SOUAMES In Statistique n°7, 1985.

⁽¹²²⁾ Les éléments exposés dans ce point sont présentés par G. ROTTIER, op. cit. p. 128 - 131.

$$C_{ik} = \overline{b_k} C_i + \overline{V_{ik}}$$
 (52)

revient à écrire la régression de C_{ik} sur une autre variable endogène C. La régression de C_k sur C ne fournira une estimation convergente de b_k que si :

$$\overline{\text{Cov}(C, V_k)} = 0 \tag{53}$$

Or, cette hypothèse doit être rejetée. En effet, en éliminant Ri entre les deux premières équations du modèle (51), nous obtenons :

$$C_{ik} = (a_k/a) C_i - (a_k/a) U_i + U_{ik}$$
 (54)

donc
$$b_k = a_k/a$$
; $v_{ik} = -a_k/a U_i + U_{ik}$ (55)

Dans l'équation de régression (54), le redresseur C_i est aléatoire par l'intermédiaire de U_i ; à partir de l'expression de V_k , l'hypothèse (53) doit être infirmée.

Ainsi, le fait de substituer la dépense totale au revenu comme variable explicative dans l'équation des courbes d'ENGEL procure une autre source de biais. Cependant, il existe plusieurs méthodes pour éliminer cette nouvelle source de biais. La plus intéressante a été proposée par N. LIVIATON (123).

LIVIATON propose de prendre le revenu déclaré comme variable instrumentale . Soit : $\mathbf{Ri^*} = \mathbf{Ri} + \epsilon \mathbf{i}$ (56) la mesure, erronée, du revenu \mathbf{R} , l'erreur de mesure ϵ obéissant aux hypothèses des moindres carrés portant sur les aléas. Nous pouvons estimer $\mathbf{\hat{a}_k}$ et $\mathbf{\hat{a}}$ par les moindres carrés sur les deux premières équations du modèle (51), en utilisant $\mathbf{Ri^*}$ au lieu de \mathbf{Ri} qui est inconnu .

Alors:

$$a^* = \sum_{i} R_i^* C_i / \sum_{i} R_i^{*2}$$
(57 - a)
$$P\lim_{i} a^* = aV / (V + \sigma^2 \epsilon)$$
(57 - b)

V représente la limite finie de la variance empirique de Ri*.

Quant à a_k * elle s'écrit :

$$\boxed{\mathbf{a}^*_{\mathbf{k}} = \sum \mathbf{R} \mathbf{i}^* \stackrel{\wedge}{\mathbf{C}}_{i\mathbf{k}} / \sum \mathbf{R}_i^{*2}}$$
 (58 - a)

⁽¹²³⁾ N. LIVIATON, « Errors in variables and ENGEL curves analysis », Econometrica, 1961 cité par G. ROTTIER, op. cit. p. 130 - 131.

Plim
$$a_k^* = a_k V / (V + \sigma^2 \varepsilon)$$
 (58 - b)

D'après le théorème de SLUTSKY :

$$(a*k/a*) \text{ Plim } (a_k V/a V) = a_k/a$$
 (59)

Or, en estimant a et a_k si R était mesuré sans erreurs , \hat{a}_k / \hat{a} aurait également été un estimateur convergent de b_k . Les valeurs asymptotiques de a^*_k/a^* et de \hat{a}_k / a sont donc toutes deux égales à b_k .

En conclusion, il faut souligner que pour estimer correctement les paramètres des courbes d'ENGEL, il est nécessaire de disposer de l'information que fournissent les revenus déclarés.

SECTION 4: « test de stabilité »

4.1. introduction:

Un des apports notables de l'analyse des données d'enquêtes par les méthodes économétriques et de dégager les disparités (ou écarts) de comportement entre différentes catégories de la population selon un ou plusieurs facteurs qualitatifs.

La méthode qui intègre à la fois des facteurs quantitatifs et des facteurs qualitatifs est connue sous le nom de méthode d'analyse de covariance.

L'intérêt d'une telle méthode est qu'elle nous permettra de mettre en lumière les écarts de comportement entre catégories de la population en dégageant séparément l'influence des disparités de niveaux de vie et l'effet du facteur qualitatif découlant de l'apparence à telle ou telle autre catégorie.

Ainsi nous présenterons dans un premier temps l'essentiel des principaux tests d'hypothèse.

Dans un second temps, nous exposerons les principes fondamentaux à la construction de ce test.

4.2. Tests d'hypothèses sur la régression :

4.2.1 Préliminaires:

Si nous considérons un ensemble d'observations, le modèle de régression multiple s'écrira sous la forme synthétique :

$$Y = X a + U (n,1) (n,p)(p,1) (n,1)$$
 (1)

Y est le vecteur colonne des n observations de Y, X est une matrice a n lignes et p colonnes et U est le vecteur aléatoire formé des n variables latentes U_i (i = 1, ..., n).

Nous supposons que le vecteur erreur suit une loi normale, \mathbf{U} \mathbf{N} $(0,\sigma^2,\,I_n)$.

Compte tenu des principes de l'estimation exposés lors de la section 3, nous avons les résultats suivants :

$$\hat{\mathbf{a}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \tag{3}$$

$$\hat{Y} = X \hat{a} = X (X'X)^{-1} X'Y = P Y$$
 (4)

avec: $P = (X'X)^{-1}X'$

$$\hat{\mathbf{U}} = \mathbf{Y} - \hat{\mathbf{Y}} = (\mathbf{I}_{n} - (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}')\mathbf{Y} = (\mathbf{I}_{n} - \mathbf{P})\mathbf{Y} = \mathbf{M}\mathbf{Y}$$
 (5)

avec: $M = I_n - P$

nous pouvons déduire de (5):

$$\hat{\mathbf{U}} = \mathbf{M}\mathbf{U} \tag{6}$$

Sous l'hypothèse de normalité de la distribution de U, nous déduisons que \hat{Y} , \hat{a} , \hat{Y} et \hat{U} suivent des lois normales. Aussi nous pouvons vérifier que \hat{Y} et \hat{U} sont indépendantes en probabilité et qu'il en est de même pour \hat{a} et \hat{U} .

4.2.2. Tests de l'hypothèse a = 0:

Si et seulement si a = 0, nous avons :

$$\hat{U}'\,\hat{U} \stackrel{\blacktriangleleft}{\smile} \sigma^2\chi^2_{\,\,n-p}$$

$$\hat{Y}, \hat{Y} \searrow \sigma^2 \chi^2_p$$

Ces deux χ^2 étant indépendant en probabilité.

Le test de a = 0 s'effectue donc en prenant comme fonction discriminante le rapport :

L'hypothèse **a** = **0** sera rejetée si le rapport (7) dépasse la valeur lue dans une table du « **F** » de FISHER-SNEDECOR pour le seuil de probabilité correspondant au risque de première espèce retenu.

Sur le plan pratique, ce test présente peu d'intérêt. la dernière composante du vecteur \mathbf{a} est le terme constant du modèle. Il serait donc plus intéressant de tester l'influence des vraies variables exogènes, c'est à dire de la nullité du vecteur formé des \mathbf{P}^{-1} premières composantes de \mathbf{a} .

4.2.3. Test de l'hypothèse d = 0:

En isolant le terme constant pour les raisons énoncées plus haut, le modèle (1) se réécrit :

où Z désigne la matrice des n observations de p^{-1} variables exogènes X_1, \ldots, X_{P-1} et e un vecteur unitaire.

Soit une matrice A définie par :

$$A = I_n - 1/n \quad e e'$$

En prémultipliant les deux membres de (8) par A, nous obtenons :

$$AY = Y - \overline{Y}_e = AZd + AU$$

(9) (modèle)

$$AY = AZ\hat{d} + \hat{U} = \hat{Y} - \overline{\hat{Y}}_e + \hat{U}$$

(10) (estimation)

Si d = 0, nous pouvons écrire, à partir de (9) et (10):

$$Y - \overline{Y}_e = (\hat{Y} - \overline{Y}_e) + \hat{U} = AU$$
 (11)

Si et seulement si d = 0:

AY
$$\longrightarrow$$
 N (0, I_{n-1})
 $(\hat{Y} - \overline{Y}_e)$, $(\hat{Y} - \overline{Y}_e)$ \longrightarrow $\sigma^2 \chi^2_{p-1}$
 \hat{U} , \hat{U} \longrightarrow $\sigma^2 \chi^2_{p-1}$

La fonction discriminante du test de d = 0 s'écrit :

Si R est le coefficient de corrélation multiple :

$$\{[(\hat{\mathbf{Y}} - \overline{\mathbf{Y}}_e), (\hat{\mathbf{Y}} - \overline{\mathbf{Y}}_e)]/\hat{\mathbf{U}}, \hat{\mathbf{U}}\} = \mathbf{R}^2/(1 - \mathbf{R}^2)$$

(12) s'écrit:

$$D = [R^2 / (1 - R^2)][(n-p) / (p-1)] - F_{P-1, n-P}$$

4.2.4 Test de la nullité d'une composante ak de a :

Nous savons que:

$$V(\hat{\mathbf{a}}) = \sigma^2 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$$

Soit V_k le $K^{\text{ème}}$ terme de la diagonale principale de $(X^*X)^{-1}$, la variance d'un coefficient \hat{a}_k s'écrit alors :

$$V(\hat{a}_k) = \sigma^2 V_k$$

Comme: $\hat{\mathbf{a}}_k \longrightarrow \mathbf{N}(\mathbf{a}_k, \sigma \sqrt{\mathbf{V}_K})$

Alors: $(\hat{\mathbf{a}}_k - \mathbf{a}_k) / \sigma \sqrt{\mathbf{V}_K}$ $\sim N(0,1)$

D'autre part, σ^2 n'est pas connu. mais nous savons que :

$$\hat{\mathbf{U}}, \hat{\mathbf{U}}/\sigma^2 \checkmark \chi^2_{n-P},$$

la distribution de $\hat{\bf U}$, $\hat{\bf U}$ / σ^2 étant indépendante de celle de $\hat{\bf a}_k$ - ${\bf a}_k$ / $\sigma\sqrt{V_{_K}}$.

Donc, par définition nous pouvons construire une statistique de STUDENT.

$$(\hat{a}_k - a_k / \sigma \sqrt{V_{_K}}) / (\sqrt{\hat{U}' \hat{U}} / \sqrt{n-p} = (\hat{a}_k - a_k) / (\sqrt{V_{_K} \hat{U}' \hat{U} / (n-p)}) / t_{n-p}$$

On remarque que $\sqrt{V_k \hat{U}' \hat{U}/(n-p)}$ est $S(\hat{a}_k)$, estimation de l'écart type de \hat{a}_k

La loi ainsi établie permet :

- de passer de l'estimation ponctuelle de \hat{a}_k à son estimation par un intervalle de confiance.
- de tester $\hat{\mathbf{a}}_{\mathbf{k}} = \mathbf{0}$ contre $\hat{\mathbf{a}}_{\mathbf{k}} \neq \mathbf{0}$.
- de tester $\hat{\mathbf{a}}_k = \mathbf{a}_0$ contre $\hat{\mathbf{a}}_k \neq \mathbf{a}_0$, \mathbf{a}_0 étant une valeur quelconque donnée à priori.

4.3. test d'homogénéité : (124)

Le but de ce test est le suivant : disposant de deux échantillons sur lesquelles nous avons estimé la même forme de loi, nous aimerions savoir si l'on peut considérer que les deux structures sont homogènes.

Sans distinguer les deux échantillons, le modèle estimé s'écrira :

$$Y = X \quad a + U \\ (n,1) \quad (n,p) \quad (p,1) \quad (n,1)$$

p désigne le nombre de variables exogènes et $n = n_1 + n_2$ où n_1 et n_2 représentent les tailles respectives des deux échantillons.

En distinguant les deux échantillons, le modèle estimé s'écrira :

$$\begin{bmatrix} \mathbf{Y} = \begin{bmatrix} \mathbf{Y}_1 \\ \mathbf{Y}_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{a}_1 \\ \mathbf{a}_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{U}_1 \\ \mathbf{U}_2 \end{bmatrix}$$
 (15)

 X_1 et X_2 représentent respectivement les vecteurs des observations (n_1,p) (n_2,p) de la variable exogène du premier et du second échantillon.

 Y_1 et Y_2 représentent respectivement les vecteurs des observations $(n_1,1)$ $(n_2,2)$ de la variables exogènes du premier et du second échantillon.

 U_1 et U_2 sont les vecteurs respectifs des aléas. $(n_1,1)$ $(n_2,2)$

Ainsi et contrairement au modèle (14), les paramètres a₁ et a₂ ne sont pas égaux.

⁽¹²⁴⁾ S. Hamouch ,op. cit. p. 118 - 120

L'hypothèse à tester s'écrit : Ho : $a_1 = a_2 = \dots = a$

Sous cette hypothèse, nous écrirons :

$$Y = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} a + W \tag{16}$$

Etant donné que le nombre de contraintes est égal au nombre de variables exogènes (r = p), nous pouvons appliquer directement le test de l'hypothèse linéaire générale. Deux sommes de carrés interviennent.

Soit SCR (Ho) la somme des carrés des résidus obtenue à partir du modèle (16). Soit SCR (M) la somme des carrés des résidus obtenue à partir du modèle (15). Nous pouvons maintenant construire un tableau d'analyse de la variance.

Source de variation	Somme des carrés	Degré de liberté	
Résiduelle par rapport au modèle 15	SCR (M)	$n_1 + n_2 - 2p$	
Entre le modèle 15 et l'hypothèse Ho	SCR (Ho) – SCR (M)	p	
Résiduelle par rapport à l'hypothèse Ho	SCR (Ho)	$n_1 + n_2 - p$	

<u>Tableau n° 1 :</u> tableau d'analyse de la variance pour test d'homogénéité
La fonction discriminante du test s'écrit donc :

$$D = \{ [SCR (Ho) - SCR (M)] / p \} \{ [n_1 + n_2 - 2p] SCR (M) \} \qquad F_{p, n_1 + n_2 - 2p}$$

D suit un Fisher lorsque Ho est vérifiée et ce sous l'hypothèse explicite d'homoscédasticité : σ^2 doit être identique dans les deux échantillons.

4.4. Analyse de la covariance (125):

4.4.1. Introduction:

Selon ROTTIER, l'analyse de la variance a peu d'application en économétrie. En revanche, l'analyse de la covariance présente une grande importance en économétrie.

L'observation des budgets familiaux permet l'établissement des lois de consommation pour les divers biens en vue d'analyser le comportement des consommateurs. Dans ces analyses, il convient souvent de se demander si le même modèle peut être ajusté pour l'ensemble des observations disponibles, et s'il ne faudrait pas distinguer les catégories auxquelles appartiennent les consommateurs? cette catégorie peut être ; le degré d'urbanisation, la catégorie socio - professionnelle...

Ainsi, si nous ajustons le même modèle sur l'ensemble des observations, et en ne distinguant pas les catégories alors que celles-ci joue un rôle dans l'influence qu'a le niveau de vie sur la consommation, nous commettons une erreur de spécification : les paramètres estimés sur l'ensemble de la population fournissent une estimation erronée de la loi recherchée.

Pour certains produits, il est préférable de différencier la population selon les strates afin d'obtenir une estimation correcte de l'influence du niveau de vie. Le fait de différencier la population selon les strates, veut dire que nous avons introduit dans l'analyse un facteur qualitatif.

Ainsi, le modèle d'analyse de la covariance ferait intervenir à la fois des facteurs quantitatifs et des facteurs qualitatifs.

Soit le modèle simple suivant :

$$Y_{ij} = a_j X_{ij} + b_j + U_{ij}$$
 (17)

dans lequel Y_{ij} et X_{ij} désignent respectivement les variables endogènes et exogènes pour l'observation i de la strate j, U_{ij} satisfaisant les hypothèses d'indépendance, d'homoscédasticité et de normalité.

⁽¹²⁵⁾ Ces développements sont inspirés de :

⁻ ROTTIER, op. cit. p. 103 - 111.

⁻ S. HAMMOUCH, op. cit. p. 121 - 130.

Les paramètres a_i et b_i seront estimés aisément grâce à une régression simple à l'intérieur de chaque strate.

Pour répondre à la question posée, nous serons amenés à choisir entre le modèle (17) et le modèle suivant traduisant l'uniformité du comportement d'une strate à l'autre :

$$Y_{ij} = a X_{ij} + b + W_{ij}$$
 (18)

Il s'agit clairement d'une application direct du test de l'hypothèse linéaire générale qui ne pose aucune difficulté. Cependant, il est intéressant, pour l'interprétation des résultats d'effectuer le test en deux étapes :

- tout les coefficients a_i sont égaux à un même nombre a indépendant de la strate j.
- tous les paramètres b_i sont égaux à un même nombre b indépendant de la strate j.

Au plan pratique, il est préférable d'introduire des variables auxiliaires :

• Soit
$$Z_{ij} = \left\{ \begin{array}{c} X_{ij} \text{ pour i appartient à j} \\ 0 \text{ dans le cas contraire} \end{array} \right\}$$

• Soit
$$d_{ij} = \begin{cases} 1 \text{ pour i appartient à j} \\ 0 \text{ dans le cas contraire} \end{cases}$$

le test permet de choisir entre trois hypothèses :

modèle:
$$Y_{i} = \sum_{j=1}^{p} a_{j} Z_{ij} + \sum_{j=1}^{p} b_{j} d_{ij} + U_{i}$$
 (19)

hypothèse Ho:
$$Y_i = \sum_{j=1}^{p} a_0 Z_{ij} + \sum_{j=1}^{p} b'_{j} d_{ij} + V_i$$
 (20)

hypothèse H₁:
$$Y_i = \sum_{j=1}^{p} aZ_{ij} + \sum_{j=1}^{p} bd_{ij} + W_i$$
 (21)

nous présenterons dans ce qui suit les formules permettant d'estimer les différents paramètres et exposerons ensuite le test.

4.4.2. Estimation:

Nous avons N observations réparties en p strates (j = 1p) à raison de n_i pour la strates j.

4.4.2.1. estimation des paramètres de modèle (19) :

A partir des formules classiques de régression, en remplaçant les écarts des X et Y à leur moyenne d'ensemble par leur écarts à la moyenne dans chaque strate, nous obtenons :

et
$$\begin{bmatrix}
\hat{\mathbf{a}}_{j} = \left[\sum_{i} (\mathbf{Y}_{ij} - \overline{\mathbf{Y}}_{j})(\mathbf{X}_{ij} - \overline{\mathbf{X}}_{j})\right] / \left[\sum_{i} (\mathbf{X}_{ij} - \overline{\mathbf{X}}_{j})^{2}\right] \\
\hat{\mathbf{b}}_{j} = \overline{\mathbf{Y}}_{j} - \hat{\mathbf{a}}_{j} \overline{\mathbf{X}}_{j}
\end{bmatrix} (22 - \mathbf{a})$$

4.4.2.2. estimation des paramètres de l'hypothèse Ho (20) :

$$\hat{\mathbf{a}}_{0} = \left[\sum_{i} \hat{\mathbf{a}}_{ij} \sum_{i} X_{ij} - \overline{X}_{j}\right]^{2} \left[\sum_{i} \sum_{j} (X_{ij} - \overline{X}_{j})^{2}\right]$$
(23 - a)

â₀ est donc une moyenne pondérée des â_j.

$$\widehat{\mathbf{b}'}_{\mathbf{j}} = \overline{\mathbf{Y}}_{\mathbf{j}} - \widehat{\mathbf{a}}_{\mathbf{0}} \overline{\mathbf{X}}_{\mathbf{j}}$$
 (23 -b)

4.4.2.3. estimation des paramètres de l'hypothèse H1 (21) :

Soient \overline{X} et \overline{Y} les moyennes de X et Y pour l'ensemble des observations :

$$\overline{\overline{X}} = 1/n \sum_{j=1}^{N} X_{ij}$$

$$\overline{\overline{Y}} = 1/n \sum_{j=1}^{N} X_{ij}$$

$$\widehat{a} = \left[\sum_{j=1}^{N} (X_{ij} - \overline{X})(Y_{ij} - \overline{Y})\right]/\left[\sum_{j=1}^{N} (X_{ij} - \overline{X})^{2}\right]$$

$$\widehat{b} = \overline{\overline{Y}} - \widehat{a} \overline{X}$$
(24 - a)
$$(24 - b)$$
(25 - a)

4.4.3. calcul des sommes des carrés des résidus du modèle (19) :

4.4.3.1. sommes des carrés des résidus du modèle :

Soit S_1 cette somme: $S_1 = \left[\sum_{j=1}^{n} (Y_{ij} - \overline{Y}_j)^2\right] - \left[\sum_{j=1}^{n} \hat{a}_j \sum_{i=1}^{n} (X_{ij} - \overline{X}_j)(Y_{ij} - \overline{Y}_j)\right]$ $S_1 \longrightarrow \sigma^2 X_{n-2p}^2$ (26)

4.4.3.2. sommes des carrés des résidus de l'hypothèse (20) :

Soit S2, cette somme, elle se déduit en utilisant l'expression de la valeur de â0.

$$S_2 = \left[\sum_{j=1}^{n} (Y_{ij} - \overline{Y}_j)^2\right] - \left[\hat{a}_0 \sum_{j=1}^{n} (Y_{ij} - \overline{Y}_j)(X_{ij} - \overline{X}_j)\right]$$
(27)

Cette hypothèse dépend de (p + 1) paramètres indépendants :

$$S_2 \longrightarrow \sigma^2 X_{n-(p+1)}^2$$

4.4.3.3. sommes des carrés des résidus de l'hypothèse (21) :

Soit S_3 cette somme:

$$S_{3} = \left[\sum_{j=1}^{n} (Y_{ij} - Y)^{2} \right] - \left[\hat{a} \sum_{j=1}^{n} (X_{ij} - X)(Y_{ij} - Y) \right]$$

$$S_{3} \sigma^{2} X_{n-2p}^{2}$$
(28)

4.4.4. tableau d'analyse de la covariance :

Nous pouvons déduire des différentes sommes calculées, S2 et S4 telles que :

$$\bullet S_2 = S_3 - S_1$$

et donc $S_2 \longrightarrow \sigma^2 X_{p-2}^2$ si et seulement si H_0 est vérifiée.

$$S_4 = S_5 - S_3$$

et donc $S_4 \sim \sigma^2 X_{p-1}^2$ si et seulement si H_1 est vérifiée.

Soit D_1 et D_2 les fonctions discriminantes respectivement du test de l'hypothèse H_0 contre le modèle et du test de l'hypothèse H_1 contre l'hypothèse H_0 , que nous pouvons déduire facilement du tableau d'analyse de la covariance suivant :

Source	Somme des carrés	Degrés de liberté	« variance »
Résiduelle par	Sı	n-2p	$S_1/(n-2p)$
rapport au modèle			
Parties of the Control of the Contro			
Entre le modèle et	$S_2 = S_3 - S_1$	p -1	$S_2/(p-1)$
l'hypothèse Ho	-		
Résiduelle par	S ₃	n-(p+1)	$S_3/n-(p+1)$
rapport à			
l'hypothèse Ho			
,			
Entre l'hypothèse	$S_4 = S_5 - S_3$	p -1	$S_4/(p-1)$
H ₀ et l'hypothèse			
H ₁ .			
Résiduelle par			
rapport à	S ₅	n –2	$S_4 / (n-2)$
l'hypothèse H ₁			

Tableau n° 2 : tableau d'analyse de la covariance

A partir du tableau nous pouvons déduire :

$$D_1 = [S_2/(p-1)]/[S_1/(n-2p)] = [S_2/S_1][(n-2p)/(p-1)] \qquad F_{p-1, n-2p}$$

 D_1 est distribué comme un Fisher $p-1, n-2p$.

L'hypothèse H_0 sera rejetée si $D_l > F_{\alpha, p-1, n-2p}$: les pentes sont significativement différents.

$$D_2 = [S_4/(p-1)]/[S_3/\{n-(p+1)\}] = [S_4/S_3][\{n-(p+1)\}] F_{p-1, n-p-1}$$

 D_2 est distribué comme un Fisher p-1, n-p-1.

L'hypothèse H_1 sera rejetée si $D_2 > F_{\alpha, p-1, n-p-1}$: les ordonnées à l'origine sont significativement différentes.

Il faut souligner ici que les trois relations précédentes correspondent à trois propositions différentes :

- le modèle correspond à l'hypothèse d'hétérogénéité entière d'une strate à l'autre. Les paramètres sont distincts ou significativement différents d'une strate à l'autre. On ne pourra estimer la relation sur l'ensemble de la population sans tenir compte du facteur qualitatif de l'appartenance à une strate.
- L'hypothèse H₀ suppose l'égalité des pentes quelle que soit la strate. Cependant, leurs ordonnées à l'origine peuvent être différentes. Si â₀ mesure l'effet commun du niveau de vie, on ne peut pas, pour autant estimer, la relation sur l'ensemble de la population. Il faut considérer â₀ comme une moyenne pondérée des â_i.
- Enfin, l'hypothèse H₁ suppose l'égalité des pentes et celle des ordonnées à l'origine. Les lois sont homogènes et la relation peut être estimée sur l'ensemble de la population sans avoir à distinguer la strate. Autrement dit l'effet qualitatif ne joue aucun rôle sur les paramètres des courbes d'ENGEL.

Les développements précédents nous ont permis de relever toutes les difficultés d'une analyse économétrique des données d'enquêtes. En effet, l'analyse de la consommation à partir de ce type de données impose une démarche particulière que nous avons essayé de présenter de façon détaillée.

Il ne s'agira pas dans le cas pratique d'utiliser toutes les techniques économétriques vues précédemment et ceci est dû à la nature des données utilisées sur lesquelles nous reviendrons en détails dans le chapitre suivant. ♦♦♦ Chapitre III ♦♦♦

« Résultats de l'analyse économétrique »

*** Introduction ***

Ce chapitre a pour objet de présenter les résultats de l'analyse économétrique des données relatives à la consommation des produits alimentaires issues de l'enquête effectuée par l'Office National Des Statistiques (ONS) en 1988.

Dans une première partie, nous présenterons quelques aspects méthodologiques de l'enquête ainsi que quelques résultats. Nous présenterons ensuite les données utilisées dans le cadre de cette étude.

Dans une seconde partie et après avoir présenté la procédure d'estimation, nous exposerons les résultats de l'analyse économétrique effectuée.

A- présentation de l'enquête et des données utilisées

Section 1 : Aspects méthodologiques de l'enquête

Cette enquête a été réalisée de la mi- janvier 1988 à la mi- janvier 1889 par l'Office Nationale Des Statistiques. Elle est la troisième du genre entreprise en Algérie depuis l'indépendance, après celle de 1967/68 réalisée par l'Association Algérienne de Recherches Démographiques, Economiques et Sociales (l'AARDES actuel CENEAP), et celle réalisée en 1979–80 par la Direction des Statistiques et de la Comptabilité Nationale / Commissariat Nationale aux Recensements et Enquêtes Statistiques (DSCN/ CNRES actuel ONS).

Il faut noter que l'enquête de 1988 a été entreprise à la demande de l'ex-ministère de la planification pour répondre aux besoins de ses travaux de préparation de plans de développement économique et social.

Les objectifs escomptés peuvent être énumérés comme suit :

- fournir des renseignement sur l'auto consommation.
- renseigner sur les disparités de consommation entre les différentes catégories des ménages, et les zones géographiques.
- renseigner sur la structure des dépenses de consommation par la strate et par lieu d'acquisition, ainsi que sur les prix observés.
- fournir des renseignements sur les dépenses de consommation des ménages par branche d'activité.
- servir à d'autres travaux et recherches diverses, telles que la situation nutritionnelle, les modèles économétriques, etc...

Dans cette section, nous utiliserons les quelques renseignements publiés à ce sujet⁽¹²⁶⁾.

1.1. Champ de l'enquête :

L'enquête a été réalisée auprès d'un échantillon représentatif des ménages ordinaires nationaux tels que définis dans le recensement général de la population et de l'habitat de 1987.

^{(126) -} Dépenses de consommation des ménages : résultats globaux de l'enquête sur les dépenses de consommation des ménages 1988, ONS n° 45.

⁻ ONS documents internes non publiés.

On relèvera qu'ont été exclus du champ de l'enquête les ménages étrangers, le ménages collectifs, la population comptée à part et les nomades.

1.2. Définition de l'unité statistique :

L'unité statistique enquêtée est le ménage ordinaire au sens de la définition du recensement général de la population et de l'habitat. La liste des ménages enquêtés a été tirée à partir des documents du recensement de la population et de l'habitat de 1987.

Selon ce recensement, « le ménage ordinaire est défini comme un ensemble de personnes liées par le sang ou non, habitant sous le même toit et partageant les principaux repas. Le ménage est composé d'une ou plusieurs familles. La famille est composée d'un chef de famille, de son conjoint, de ses enfants célibataires et éventuellement des personnes isolées ».

On notera que, ne sont pas considérées comme « membre de ménage » toutes les personnes absentes de leur ménages depuis plus de 6 mois.

1.3. Définition des strates :

La stratification de l'échantillon par l'ONS repose sur la dispersion et l'importance des communes. La répartition des communes par tranche de population a été faite selon le principe de DALENIUS :

- strate 1 : les communes de la wilaya d'Alger quelle que soit leur taille
- <u>strate 2</u>: les trois grandes métropoles (les agglomérations d'Oran, de Constantine et d'Annaba).
- •strate 3: elle est composée de toutes les agglomérations de communes de plus de 70000 habitants.
- •Strate 4: elle est composée de toutes les agglomérations de communes comprises entre 45000 et 70000 habitants.
- •Strate 5: elle est composée de toutes les agglomérations de communes comprises entre 15000 et 45000 habitants.
- <u>strate 6</u>: elle est composée de toutes les agglomérations de communes de moins de 15000 habitants.
- <u>strate 7</u>: elle est composée de la zone éparse de tout le territoire national, de toutes les communes quelle que soit leur taille.

L'agglomération est définie par l'ONS comme un groupe de constructions voisines les unes des autres sur le terrain, en nombre au moins d'une centaine. Une agglomération est telle que chaque construction soit située à 200 mètres au plus des autres constructions.

La zone éparse est définie par l'ONS comme le territoire d'une commune où l'habitat dispersé est prépondérant. Cette zone ne renferme pas d'agglomérations, par contre, elle peut contenir des petits groupements d'habitats et de constructions dispersées.

1.4. Echantillonnage:

1.4.1. Base de sondage :

La base de sondage retenue est le fichier des districts et des ménages du recensement général de la population et de l'habitat de 1987.

1.4.2. Plan de sondage :

Le tirage de l'échantillon s'est fait selon la méthode des sondages à trois degrés : la commune (unité primaire), le district du recensement 1987 (unité secondaire), le ménage (unité tertiaire). Le tirage des unités primaires et secondaires a été effectué à probabilités inégales, après stratification de la population selon le degré d'urbanisation, en distinguant les zones d'habitations agglomérées des zones d'habitations éparses. Le tirage des ménages s'est effectué à probabilité égales au sein des districts échantillon.

1.4.3. La taille de l'échantillon :

Calculée selon le principe de NEYMAN, la taille de l'échantillon était de 10368 ménages, ce qui correspond à un taux de sondage de 0,32 %.

Le tirage a donné le résultat suivant :

- 1 er degré : tirage de 88 communes.
- 2ème degré: tirage de 384 districts à l'intérieur des 88 communes.
- <u>3ème degré</u>: tirage de 10 368 ménages à l'intérieur des 384 districts à raison de 27 ménages par district. La répartition de 1 échantillon par strate a été effectuée selon l'optimum de NEYMAN.

Strate	aggloméré	Epars	total
Alger	864	/	864
Métropoles	1728	/	1728
Agglomérations > 70000 habitants	1188	108	1296
Agglomérations de 45000 à 70000 habitants	648	216	864
Agglomérations de 15000 à 45000 habitants	1512	1080	2592
Agglomérations < 15000 habitants	1728	1296	3024
Total	7668	2700	10368

Tableau 1: Répartition des ménages échantillon par strate

Strate	aggloméré	Epars	total
Alger	32	/	32
Métropoles	64	/	64
Agglomérations > 70000 habitants	44	4	48
Agglomérations de 45000 à 70000 habitants	24	8	32
Agglomérations de 15000 à 45000 habitants	56	40	96
Agglomérations < 15000 habitants	64	48	112
Total	284	100	384

Tableau 2: Répartition des districts-échantillon par strate

Il faut signaler que les tabeaux 1 et 2 ont été confectionnés pour le tirage de l'échantillon seulement. Pour l'exploitation de l'enquête, les ménages-échantillon de la zone éparse n'ont constitué qu'une seule strate, quelle que soit l'importance de la commune d'appartenance (c'est la strate 7).

1.4.4. Technique de relevé :

La période d'observation de chaque ménage est au environ de 12 semaines. Les techniques de relevés différent selon le type d'enregistrement (la périodicité et / ou durée d'utilisation). L'examen du questionnaire permet de constater qu'il est divisé en volets suivants :

- environnement socio-économique du ménage.
- Caractéristiques générales du ménage.
- Observations quotidiennes : pendant une semaine dans le trimestre, le ménage est observé chaque jour, pour la durée d'utilisation. Les caractéristiques enregistrées sont :
 - la nature du produit (ou service)
 - le prix unitaire
 - la quantité
 - la valeur
 - le lieu et le mode d'acquisition
- Rétrospectifs : les acquisitions rétrospectives sont enregistrées dans le but de disposer d'une meilleure précision et connaissance des dépenses de consommation des ménages. Ceci tient au fait que le ménage algérien puise de ses provisions pour préparer ses repas.

Deux types d'enregistrement rétrospectifs sont prévus dans le questionnaire :

• les dépenses trimestrielles :

Elles sont enregistrées à intervalles régulier durant le trimestre de l'enquête. Il s'agit d'un relevé qui concerne les acquisitions en produits alimentaires dont l'utilisation dépasse la semaine et ne dépasse pas 3 mois. Ce relevé concerne aussi un certain nombre de produits non alimentaires, ou de services dont les achats sont moins fréquents que pour l'alimentaire.

•les dépenses rétrospectives de l'année précédant l'enquête :

Il s'agit des neufs mois précédents le premier jour de l'enquête, plus les trois mois d'observation de chaque ménage. Dans les rétrospectifs « annuels », on enregistre les provisions annuelles pour un nombre limité de produits alimentaires.

•dépenses périodiques :

Ces dépenses sont enregistrées avec leur fréquence (mois, bimestre, trimestre, semestre, année), et il s'agit de services tels que : téléphone, gaz, eau, loyer...

- biens durables : relatives aux dépenses effectuées pendant l'enquête et l'année précédant l'enquête, pour acquérir des équipements durables.
 - activité et revenu du ménage : il enregistre les informations suivantes :
- * l'activité et les caractéristiques de chaque membre du ménage qu'il soit occupé ou en chômage.
 - * le salaire net et ses composantes de chaque membre du ménage.
 - * le revenu de l'exploitation et ses principales composantes
 - les autres ressources du ménage.

1.5. Définition de déciles :

L'ONS définit le décile comme étant la valeur de la variable qui correspond à un dixième de la population étudiée. La population étudiée est partagée en 10 parties égales du point de vue effectif, après classement des individus qui la composent selon l'importance de la variable et ce ,dans l'ordre croissant. Ce classement a donné lieu à 10 déciles.

Dans le cas des dépenses de consommation, tous les déciles sont calculés après classement des ménages par ordre croissant de leurs dépenses annuelles moyennes par tête, tous types d'habitats confondus, tous produits confondus et toutes catégories socio-professionnelles de ménages confondues.

L'objectif de la classification par décile est d'identifier des groupes de ménages afférents. Le décile étant l'un des critères de classification selon le standing de vie des ménages.

Section2 : résultats de l'enquête et données utilisées

2.1. quelques résultats de l'enquête :

Nous présentons ici la répartition de la population selon certains critères sous forme de tableaux confectionnés à partir de documents établis par l'ONS⁽¹²⁷⁾.

2.1.1. répartition de la population selon le secteur d'habitat :

Strate	ménages	population	Taille moyenne
Alger	243036	1739122	7,16
Métropoles	218582	1393140	6,37
Agglomérations > 70000 habitants	401895	2900839	7,22
Agglomérations de 45000 à 70000 habitants	168587	113851	6,75
Agglomérations de 15000 à 45000 habitants	696908	4978927	7,14
Agglomérations < 15000 habitants	653273	4642225	7,11
Ensemble agglomérations	2382281	16792604	7,04
Eparse	830837	6582310	7,92
Total	3213118	23374914	7,27

Tableau 3: Répartition de la population selon le secteur d'habitat

La population algérienne est estimée au milieu de l'enquête (1^{er} juillet 1988) à 23 374 900 habitants, regroupés en 3 213 118 ménages. Par type d'habitat, cette population est répartie comme suit : 16 792 604 habitants en zone agglomérée et 6 582 300 habitants en zone éparse.

Le tableau montre que la taille des ménages algériens est de 7,27 personnes. Elle atteint le maximum aux agglomérations de plus de 70000 habitants.

2.1.2 dépense moyenne par personne selon le secteur d'habitat :

Strate	ménages	population	dépense
•			moyenne
Alger	7,5	7,5	13276
Métropoles	6,8	5,9	8899
Agglomérations > 70000 habitants	12,5	12,4	8828
Agglomérations de 45000 à 70000 habitants	5,3	4,8	8729
Agglomérations de 15000 à 45000 habitants	21,7	21,3	9738
Agglomérations < 15000 habitants	20,3	19,9	8626
Eparse	25,9	28,2	7268
Ensemble	100,0	100,0	8873
Agglomérations	/	72	9502
Eparse	/	28	7268

<u>Tableau 4:</u> Répartition de la population, des ménages et dépense moyenne par personne selon le secteur d'habitat

Nous constatons que la population correspondant aux agglomérations représente 72 % de la population totale, et celle qui correspond à la zone éparse en représente 28 %.

Concernant les dépenses moyennes, nous constatons que leur évolution est en fonction du degré d'urbanisation à l'exception des agglomérations de 15000 à 45000 habitants qui viennent en seconde position avant les métropoles.

D'autres part, le niveau des dépenses moyenne par personne en zone agglomérée est supérieur à celui de la zone éparse. En effet, si ce niveau se situe à 9502 DA dans les agglomérations contre 7268 DA en zone éparse ceci démontre l'existence de fortes disparités entre les niveaux de vie des populations des deux secteurs.

2.1.3 structures des dépenses de consommation au niveau national et par secteur d'habitat :

2.1.3.1. au niveau national:

La structure des dépenses globales par groupe représente 52,5 % du budget des ménages. En d'autres termes, plus de la moitié du budget des ménages algériens est consacrée à l'alimentation et aux boissons (tableau 5).

	Valeur par personne et par an		
Groupes de produits	En valeur (DA)	Structure %	
Alimentation – boissons	4661	52,5	
Habillements et chaussures	725	8,2	
Logement et charges	686	7,7	
Meubles et ameublement	381	4,3	
Hygiène et soins	240	2,7	
Transport et communication	1011	11,4	
Education, culture et loisirs	386	4,4	
Autres dépenses	783	8,8	
total	8873	100	

<u>Tableau 5 :</u> structure des dépenses de consommation des ménages au niveau national.

2.1.3.2. Par secteur d'habitat :

Secteur d'habitat Groupe de produits	S_1	S_2	S ₃	S ₄	S ₅	S ₆
Pains, céréales	715	648	556	605	610	562
et dérivés	(5,4)	(7,3)	(6,3)	(6,9)	(6,3)	(6,5)
Fruits et légumes	1789	1642	1381	1181	1404	1144
frais	(13,5)	(18,5)	(15,6)	(13,5)	(14,4)	(13,3)
Viandes, volaille	1806	2015	1474	1468	1395	1443
et poissons	(13,6)	(22,6)	(16,7)	(16,8)	(14,3)	(16,7)
Fruits et légumes	168	122	117	126	123	122
secs	(1,3)	(1,4)	(1,3)	(1,4)	(1,3)	(1,5)
Autres	1286	1140	1161	1060	1201	1155
	(9,7)	(12,8)	(13,2)	(12,1)	(12,3)	(13,4)
Alimentaion	(43,4)	(62,6)	(53,1)	(50,9)	(48,6)	(51,4)
totale			į			

<u>Tableau 6</u>: structure des dépenses par grand groupe de produits alimentaires selon les secteurs d'habitat. Aggloméré en D.A et en % ().

(Confectionné à partir du tableau 8 et 9 en annexe)

2.2. les données utilisées :

Nous avons travaillé sur un échantillon constitué par la suite des observations groupées en déciles (ou tranches de dépenses), pour les six secteurs d'habitat de l'agglomération, pris séparément.

Ces tranches de dépenses sont au nombre de 10 pour ce qui concerne notre analyse.

 D_{1} < 3149 DA

 $D_2 - 3150 à 4062 DA$

 $D_3 - 4063 \text{ à } 4855 \text{ DA}$

 $D_4 - 4856 à 5711 DA$

 $D_5 - 5712 à 6612 DA$

 $D_6 - 6613 \text{ à } 7645 \text{ DA}$

 $D_7 - 7646 \text{ à } 8761 \text{ DA}$

D₈ - 8762 à 11172 DA

D₉ - 11173 à 15473 DA

 D_{10} > 15473 DA

Se limitant aux consommations alimentaires pour les six secteurs d'habitats de l'agglomération, nous avons effectué le même travail pour chaque secteur, disposant ainsi de six échantillons de même structure et de même taille.

De plus, nos avons retenu les cinq groupes de produits alimentaires suivants :

- pain, céréales et dérivées
- fruits et légumes frais
- viandes, volailles et poissons
- fruits et légumes secs
- autres produits alimentaires

La dépense alimentaire totale a été considérée comme un sixième groupe, soit :

alimentation totale.

Notons enfin que les données utilisées pour estimer les relations exprimant la liaison de la dépense pour un produit K et le niveau de vie mesuré par la dépense totale, sont présentées en annexe. Il s'agit des dépenses moyennes par tête calculées en divisant la dépense totale dans la tranche considérée par l'effectif de cette tranche (ie population).

B- Analyse économétrique

Section 1: Modèles et méthode d'estimation

Les modèles que nous utiliserons s'apparentent aux courbes d'ENGEL. Il ont déjà été testés avec de bons résultats en Algérie⁽¹²⁸⁾. Il s'agira de modèles linéaires par rapport aux paramètres à estimer. La linéarisation est simple à réaliser par un simple changement de variable.

Le choix du modèle (ou de la loi) qui traduit le mieux l'évolution de la consommation par rapport au niveau de vie doit être celui qui ajuste de la manière la plus satisfaisante les données empiriques.

Dans le cadre de cette étude nous allons estimer pour chaque strate j et chaque groupe de produit K, les trois formes de lois suivantes :

- linéaires
- semi-Logarithmique
- double-Logarithmique

la procédure d'estimation comporte les trois étapes suivantes :

Etape 1:

Comme nous utiliserons des données groupées, les erreurs ne sont pas homoscédastiques. Nous devons donc estimer par les moindres carrés pondérées les trois formes de lois.

Cela reviendra à estimer par les moindres carrés ordinaires les équations suivantes pour une strate j donnée et un groupe de produits k donné :

- modèle linéaire : $\sqrt{n_i} C_i = a \sqrt{n_i} NV_i + b \sqrt{n_i} + U_i$
- modèle semi-Log : $\sqrt{n_i} C_i = a \sqrt{n_i} Log NV_i + b \sqrt{n_i} + U_i$
- modèle double-Log: $\sqrt{n_i} \text{ Log } C_i = a \sqrt{n_i} \text{ Log } NV_i + b \sqrt{n_i} + U_i$

où i est l'indice des tranches de dépenses (i = 1,10)

Ci est la dépense moyenne de consommation pour le produit k à l'intérieur de la tranche i

⁽¹²⁸⁾ voir :- Etude AARDES sur les dépense d'alimentation (1967/68), volume 36, p. 6-16.

- « Analyse économétrique et projection des dépenses de consomnation des ménages algériens à l'horizon 1999 », document interne, décembre 1982.

- S. HAMMOUCH,op.cit.

NV_i est le niveau de vie mesuré par la dépense totale moyenne à l'intérieur de la tranche de dépense i.

n_i est le nombre de ménages appartenant à la tranche i.

Cela nous permettra d'obtenir, dans chaque cas, les estimations de a et b, soient \hat{a} et \hat{b} . Ces estimateurs (\hat{a} et \hat{b}) sont des estimateurs efficaces de a et b.

Il faut noter que les résidus déduits de ces équations sont classés selon l'ordre des $\sqrt{n_i}$ NV_i croissants.

Etape 2:

Une fois donc les estimateurs obtenus, il faut ensuite maintenant calculer de nouvelles valeurs des résidus en utilisant les données initiales et donc non pondérées pour disposer des résidus dans l'ordre des NV_i croissants.

Ainsi pour chaque forme de loi, il s'agira de calculer les résidus à partir des équations non pondérées suivantes :

- modèle linéaire : $\hat{C}_i = \hat{a} NV_i + \hat{b} + \hat{U}_i$
- modèle semi-Log: $\hat{C}_i = a \text{ Log NV}_i + \hat{b} + \hat{U}_i$
- modèle double-Log: Log $\hat{C}_i = a \text{ Log } NV_i + \hat{b} + \hat{U}_i$

Cela revient à calculer, tout d'abord, une nouvelle valeur estimée de la variable expliquée, ceci en remplaçant les estimateurs â et b obtenus dans l'étape précédente dans les équations pondérées.

Etape 3:

La différence entre la valeur observée et la valeur estimée calculée dans l'étape 2 nous permet de calculer, pour chaque ajustement, les nouveaux résidus. Ceux-ci nous permettrons de calculer la statistique de DURBIN WATSON, qui rappelons le, sert à détecter l'autocorrélation des résidus.

L'examen de ces différents éléments nous permettra de retenir la forme de loi la plus performante sur le plan économique et sur le plan statistique.

Nous présentons ci-après un extrait de la table de DURBIN WATSON qui nous permettra de comparer les valeurs calculées avec les valeurs tabulées.

Pour les six secteurs d'habitat considérés, nous aurons les valeurs limites suivantes de dw au seuils 5% et 1% :

Seuils	$\overline{\mathrm{d}_{\mathrm{L}}}$	d_{U}	
	n=10	n= 10	
$\alpha = 5\%$	0,80	1,18	
α = 1%	0,66	1,02	

Pour l'ensemble du secteur aggloméré, nous aurons les valeurs limites suivantes de dw :

Seuils	d _L n=60	d _U n= 60
α = 5%	1,55	1,62
α = 1%	1,38	1,45

Section 2: présentation et analyse des résultats (129)

Cette section nous permettra de présenter les estimations faites avec les données (voir annexe). Ainsi pour chaque strate et chaque groupe de produits, nous suivrons la procédure d'estimation décrite précédemment. Ceci nous permettra de choisir parmi les différents ajustements, celui qui ajuste de la manière la plus satisfaisante les données empiriques.

Nous résumerons les principaux résultats d'abord par secteur d'habitat puis par groupes de produits et ce pour essayer de dégager les implications de la relation retenue sur le comportement des consommateurs.

2.1. résultats des estimations :

2.1.1. introduction:

rappelons qu'il s'agit pour chaque strate et chaque produit des résultats de l'estimation des trois formes de loi présentées précédemment selon la procédure adoptée, décrite plus haut.

La présentation des résultats des calculs de régression seront de la forme :

A/
$$\hat{C}_i$$
 = \hat{a} NV_i + \hat{b} dw $(\sigma \hat{a})$ $(\sigma \hat{b})$

B/ \hat{C}_i = \hat{a} $Log NV_i$ + \hat{b} dw $(\sigma \hat{a})$ $(\sigma \hat{b})$

C/ $Log \hat{C}_i$ = \hat{a} $Log NV_i$ + \hat{b} dw $(\sigma \hat{a})$ $(\sigma \hat{b})$

- les parenthèses, sous chaque paramètre, représentent les écarts-types estimés sur â et b.
- dw représente la statistique de DURBIN WATSON déduite des résidus nouvellement calculés. Si elle est supérieur à 2, nous porterons également dw' = 4 dw qui permet de tester la linéarité par rapport aux même valeurs tabulées que pour dw.

micro software, IVRIRE, Californie, 1989, (Version 5.1).

 ⁽¹²⁹⁾ Ces résultats ont été obtenus en utilisant le logiciel MICRO TSP(Time Series Processor).
 M. LILIEN (DAVID) et E. HALL (Robert), MICRO TSP user's manual, Quantitative

2.1.2.Pain, céréales et dérivés

A/ grand Alger:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.013368 \text{ NV}_i + 543.46$$

$$(0.0036933) \qquad (65.034)$$

$$dw = 2,9385$$

$$0036933) (65,034) dw' = 1,0615$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 198,09 \text{ Log NV}_i - 1122,2$$
(44,733) (460,39)

$$dw = 1,5763$$

c/ ajustement double-Log:

$$\text{Log } \hat{C}_i = 0.28810 \quad \text{Log NV}_i + 3.8731 \qquad \text{dw} = 3.4088$$

(0,076423) (0,72199) $\text{dw'} = 0.59$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement semi-Log.

B/ Métropoles:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.013866 \text{ NV}_i + 527.42$$
 $(0.0033086) \quad (39.883)$

$$dw = 0,4575$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 178,17 \text{ Log NVi} - 944,16$$
(27,955) (253,28)

$$dw = 2,3561$$

 $dw' = 1,6439$

c/ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.27407 \quad Log \, NV_i + 4.0097 \qquad dw = 0.8852$$

$$(0.049798) \qquad (0.4511)$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement semi-Log.

C/ Communes de plus de 70000 habitants:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.026053 \text{ NVi} + 319.97$$

(0.0023083) (27.906)

$$dw = 0,9203$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 274,91 \text{ Log NV}_i - 1893,9$$
(36,153) (325,17)

$$dw = 1,8839$$

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.45263 \quad Log \, NV_i + 2.2390 \quad dw = 1.2702$$

(0.055571) (0.49981)

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement semi-Log.

D/ Agglomérations entre 45000 et 70000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.00998092 \text{ NV}_i + 521.05$$

(0.0043467) (50.906)

dw = 0.8408

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 116,98 \text{ Log NV}_i - 434,88$$

(44,552) (401,02)

dw = 1,4145

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.19797 \quad Log NV_i + 4.6298$$

(0.075277) (0.67759)

dw = 1,0097

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement semi-Log.

E/ Agglomérations entre 15000 et 45000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.011347 \text{ NV}_i + 501.40$$

(0.0026628) (38.27)

dw = 1,057

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 155,41 \quad \text{Log NV}_i - 778,33$$
(30,688) (278,05)

dw = 1,8213

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.24628 \quad Log NV_i + 4.1940 \qquad dw = 1.319$$

$$(0.051588) \qquad (0.46741)$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement semi-Log.

F/ Agglomérations de moins de 15000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.013354 \text{ NV}_i + 449.22$$

(0.0020675) (26.253)

dw = 1,098

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 163,25 \quad \text{Log NV}_i - 879,67$$
(21,938) (196,79)

$$dw = 2,8560$$

 $dw' = 1,844$

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.3395 \ Log \ NV_i + 2.5961 \ dw = 1.3391 \ (0.0289) \ (0.29781)$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement semi-Log.

G/ Ensemble :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.014627 \text{ NV}_i + 463.06$$

(0.0012959) (17.533)

$$dw = 0,7024$$

b/ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 187,36 \text{ Log NV}_i - 1073,4$$
(14,347) (130,00)

$$dw = 1,9846$$

c/ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 1,00$$
 $Log NV_i - 0,83909$ $dw = 1,0379$ $(0,53474)$ $(0,48451)$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement semi-Log.

2.1.3.Fruits et les légumes frais

A/ grand Alger:

a/ ajustement linéaire :

$$\hat{C}_i = 0.50167 \text{ NV}_i + 1171.4$$

(0.010452) (184.05)

dw = 1,3984

b/ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 762,40 \text{ Log NV}_i - 5228,5$$

dw = 2,9253

$$dw' = 1,0747$$

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.44524 \ Log NV_i + 3.3218$$

(0.07714) (0.72908)

dw = 2,1297

$$dw' = 1,8703$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

B/ Métropoles:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.075333 \text{ NV}_i + 999.82$$

$$(0.011024) \qquad (113.59)$$

$$dw = 0,3283$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 910,97 \text{ Log NV}_i - 6500,3$$
(68,369) (622,63)

$$dw = 2,8583$$

$$dw' = 1,1412$$

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.53974 \ Log NV_i + 2.5332$$

(0.059398 (0.54094)

$$dw = 1,4178$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

C/ communes de plus de 70000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.078157 \text{ NV}_i + 664.06$$
 (0.008176)
 (98.847)

dw = 0.9641

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 859,87 \text{ Log NV}_i - 6283,9$$
(81,309) (731,30)

$$dw = 0,6963$$

c/ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.59422 \ Log \ NV_i + 1.8554$$

(0.056806) (0.51092)

$$dw = 1,4510$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

D/ Agglomérations entre 45000 et 70000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.0098092 \text{ NV}_i + 521.05$$

$$dw = 0.4467$$

(0,0043467)

(50,906)

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 116,98 \text{ Log NV}_i - 434,88$$

$$dw = 0.3588$$

(44,552)

(401,02)

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0,60797 \ Log NV_i + 4,6298$$

(0,075277) (0,67759)

dw = 0.6811

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

E/ Agglomérations entre 15000 et 45000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.061882 \text{ NV}_i + 819.19$$

$$dw = 0.67,32$$

(0,010111) (144,23)

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 872,92 \text{ Log NV}_i - 6389,0$$
(59,516) (539,25)

$$dw = 1,1178$$

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0,62285 \ Log NV_i + 1,5219$$

(0,079142) (0,71707)

$$dw = 1,5721$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

F/ Agglomérations de moins de 15000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.048158 \text{ NV}_i + 742.50$$

(0.0073149) (92.884)

dw = 0.9341

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 615,12 \quad \text{Log NV}_i - 4285,8$$
(44,618) (400,23)

$$dw = 2,5106$$

$$dw' = 1,4894$$

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0,49555 \ Log NV_i + 2,6119$$

(0,047965) (0,43025)

$$dw = 1,6922$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

G/ Ensemble:

a/ ajustement linéaire :

$$\hat{C}_i = 0.06828 \text{ NV}_i + 802.73$$

$$(0.004381) \qquad (60.049)$$

$$dw = 0.9545$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 798,80 \text{ Log NV}_i - 5764,3$$

(40,179) (364,05)

$$dw = 1,1661$$

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.57077 \ Log NV_i + 2.0419$$

$$(0.030902) \qquad (0.28081)$$

$$dw = 1,6667$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

2.1.4. Viandes, volailles et poissons

A/ grand Alger:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.097892 \text{ NV}_i - 545,62$$
(0.010656) (187,63)

$$dw = 1,2866$$

(0,010656)

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1411,2 \text{ Log NV}_i - 11281$$
(128,08) (1210)

$$dw = 0.9483$$

c/ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.84546 Log NV_i - 0.49826$$

(0,12533) (1,1840)

$$dw = 0.494$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement linéaire.

B/ Métropoles :

a/ ajustement linéaire :

$$\hat{C}_i = 0.11062 \text{ NV}_i + 1085.62$$

(0.017350) (210.26)

$$dw = 1,6532$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1341.8 \text{ Log NV}_i - 9965$$

$$dw = 2,6776$$

$$dw' = 1,3224$$

c/ajustement double-Log:

$$\text{Log } \hat{C}_i = 0.64025 \text{ Log NV}_i + 1.8271$$

(0.071774) (0.65364)

$$dw = 0.2699$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement linéaire.

C/ communes de plus de 70000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.12603 \quad NV_i + 368.86$$

(0.0077057) (93,160)

dw = 1,6884

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1350 \quad \text{Log NV}_i - 10507$$
(126,74) (1139,9)

dw = 0,5001

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.84283 \ Log NV_i - 0.33177$$

(0.050319) (0.45257)

dw = 1,5254

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement linéaire.

D/ Agglomérations entre 45000 et 70000 habitants :

a/ ajustement linéaire :

$$\hat{C}_i = 0.083150 \text{ NV}_i + 756.26$$

$$dw = 0.2218$$

(0,018241)

(213,62)

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1025,1 \text{ Log NV}_i - 7647,5$$

dw = 0,6647

(108,14)

(973,44)

c/ ajustement double-Log:

$$\text{Log }\hat{C}_i = 0.79498 \text{ Log NV}_i + 0.094541$$

dw = 0.9440

(0,13730)

(1,2359)

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement linéaire.

E/ Agglomérations entre 15000 et 45000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.074300 \text{ NV}_i + 705.59$$
(0.012281) (175.19)

$$dw = 0,9848$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1055,9 \text{ Log NV}_i - 8020,0$$
(60,230) (545,71)

$$dw = 0,5037$$

c/ ajustement double-Log:

$$Log\hat{C}_i = 0.79994 \quad Log NV_i + 0.054123 \qquad dw = 0.2572$$
(0.11173) (1.0123)

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement linéaire.

F/ Agglomérations de moins de 15000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.099216 \text{ NV}_i + 622.35$$

(0.017129) (217.50)

$$dw = 1,7690$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1282,4 \text{ Log NV}_i - 9872,6$$
(114,63) (1028,2)

$$dw = 0.563$$

c/ajustement double-Log:

$$\text{Log}\,\hat{C}_i = 0.83392\,\text{Log}\,\text{NV}_i + 0.24662$$

(0.096424) (0.86493)

$$dw = 0.306$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement linéaire.

G/ Ensemble:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.092149 \text{ NV}_i + 677.49$$

(0.0062277) (84,264)

$$dw = 1,9794$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1206,7 \text{ Log NV}_i - 9240$$
(53,643) (486,05)

$$dw = 0,7806$$

c/ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 1,19832 Log NV_i + 2,05$$

(0,033) (0,39514)

$$dw = 1,0329$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement linéaire.

2.1.5.Fruits et légumes secs

A/ grand Alger:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.010946 \quad NV_i + 23.004 \quad dw = 0.8182$$

(0.,00064602) (11,376)

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 148,91 \text{ Log NV}_i - 1215,6$$
 $dw = 1,0280$ $(18,526)$ $(175,02)$

c/ ajustement double-Log:

$$\text{Log } \hat{C}_i = 0.83307 \quad \text{Log NV}_i - 2.7670 \qquad \text{dw} = 1.6856$$

$$(0.095122) \qquad (0.89864)$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

B/ Métropoles :

a/ ajustement linéaire :

$$\hat{C}_i = 0.011301 \text{ NV}_i + 19.518$$

(0.00080136) (9.7111)

$$dw = 1,07872$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 120,43 \text{ Log NV}_i - 958,09$$
(18,808) (0,68446)

$$dw = 0,6136$$

c/ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = .0,82222 \quad Log NV_i + 2,6712 \quad dw = 1,9420$$

$$(0,0758) \quad (0,68446)$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double -Log.

C/ Communes de plus de 70000 habitants :

a/ ajustement linéaire :

$$\hat{C}_i = 0.0084559 \text{ NV}_i + 43.171$$

(0.00072314) (8.7426)

$$dw = 2,6058$$

$$00072314) (8,7426) dw' = 1,3042$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 88,986 \text{ Log NV}_i - 672,25$$
(11,767) (105,84)

$$dw = 0.9031$$

c/ ajustement double-Log:

$$\text{Log } \hat{C}_i = 0,65969 \text{ Log NV}_i - 1,1864$$
 $\text{dw} = 1,8566$ $(0,069756)$ $(0,62739)$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

D/ Agglomérations entre 45000 et 70000 habitants :

a/ ajustement linéaire :

$$\hat{C}_i = 0.010710 \text{ NV}_i + 33.812$$

(0.0029836) (34.942)

dw = 2,8460

$$dw' = 1,1540$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 123,50 \text{ Log NV}_i - 971,94$$
(29,513) (265,65)

dw = 2,7620

$$dw' = 1,2380$$

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.86474 \quad Log NV_i - 3.9590$$

(0.19100) (1.7193)

dw = 1,7996

$$dw' = 0.59$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

E/ Agglomérations entre 15000 et 45000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.0063841 \text{ NV}_i + 62.061$$

(0.00062087) (8.8568)

$$dw = 0.3980$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 83,919 \text{ Log NV}_i - 624,14$$
(7,1899) (65,145)

$$dw = 1,1178$$

c/ ajustement double-Log:

$$\text{Log } \hat{C}_i = 0.71710 \quad \text{Log NV}_i \quad - \quad 0.79110 \quad \text{dw} = 1.8812$$

$$(0.051767) \quad (0.46903)$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

F/ Agglomérations de moins de 15000 habitants :

a/ ajustement linéaire :

$$\hat{C}_i = 0.0098511 \text{ NV}_i + 48,461$$

(0.0015006) (19.057)

dw = 0,7347

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 121,04 \text{ Log NV}_i - 937,32$$
(15,259) (136,88)

$$dw = 2,9367$$

 $dw' = 1,0633$

c/ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.82915 \quad Log NV_i - 2.6060 \quad dw = 1.8676$$

(0.097337) (0.87312)

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

G/ Ensemble:

a/ ajustement linéaire :

$$\hat{C}_i = 0.0086817 \text{ NV}_i + 48.082$$

$$(0.00050907) \qquad (6.8879)$$

$$dw = 0.8768$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 106,51 \text{ Log NV}_i - 821,48$$
(6,3175) (57,241)

$$dw = 0.9329$$

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.73659 \quad Log \, NV_i - 1.8493 \qquad dw = 1.7366$$

(0.035) (0.1831)

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

2.1.5. Autres produits allmentaires

A/ grand Alger:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.07634 + 289,129$$

(0.013833) (243,58)

dw = 0,6603

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1054.9 \text{ Log NV}_i - 8529.5$$
(201,23) (1901,1)

dw = 0,7145

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0,7516 \quad Log NV_i - 0,3305$$

(0,031946) (0,2580)

dw = 1,6765

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

B/ Métropoles:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.020736 \text{ NV}_i - 659.05$$

$$(0.021732) \qquad (263.36)$$

dw = 2,8484

$$(0.021732)$$
 (263.36)

dw' = 1,1516

b/ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 2302.9 \text{ Log NV}_i - 19444$$
(316,16) (2879,2)

dw = 0.8842

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.7144 Log NV_i + 0.538$$

(0.040965) (0.3306)

dw = 1,7704

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

C/ communes de plus de 70000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0,10690 \text{ NV}_i + 281,63$$

(0,018046) (218,17)

dw = 0,7117

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1258,6 \text{ Log NV}_i - 9961,3$$
(105,81) (951,65)

dw = 1,1004

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.7416 Log NV_i - 0.2892$$

(0.0275) (0.1721)

dw = 1,7644

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

D/ Agglomérations entre 45000 et 70000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.14087 \text{ NV}_i - 196,64$$

dw = 2,6144

dw' = 1,3856

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1450,6 \text{ Log NV}_i - 11865$$
(256,08) (2305,1)

dw = 1,2983

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0,7221 Log NV_i + 0,2828$$

(0,027032) (0,1780)

dw = 1,5242

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

E/ Agglomérations entre 15000 et 45000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.089816 \text{ NV}_i + 339.91$$

(0.017318) (247.05)

dw = 1,2594

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1227.8 \text{ Log NV}_i - 9768.0$$

dw = 1,4964

(184,58) (1672,4)

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.78153 Log NV_i + 0.9624$$

(0.018513) (0.6783)

$$dw = 2,1007$$

$$dw' = 1,8993$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

F/ Agglomérations de moins de 15000 habitants :

a/ ajustement linéaire :

$$\hat{C}_i = 0.11919 \text{ NV}_i + 147.28$$

(0.016856) (214.04)

$$dw = 1,10$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1458,6 \text{ Log NV}_i - 11727$$
(172,30) (1545,5)

$$dw = 0.4194$$

c/ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.7431 Log NV_i + 0.2895$$

(0.019931) (0.1689)

$$dw = 1,3344$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

G/ Ensemble:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.10429 \text{ NV}_i + 207.96$$

(0.0076305) (103.24)

$$dw = 0,7358$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 1320,7 \text{ Log NV}_i - 10610$$
(84,027) (761,35)

$$dw = 1,3225$$

c/ajustement double-Log:

$$\text{Log } \hat{C}_i = 0.7123 \text{ Log NV}_i + 0.3614$$

(0.0213) (0.137)

$$dw = 1,7366$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

2.1.6. Alimentation totale

A/ grand Alger:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.24702 \text{ NV}_i + 2571.8$$

(0.018694) (329.18)

$$dw = 0,56$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 3575,5 \text{ Log NV}_i - 27406$$
(126,65) (1196,5)

$$dw = 0.4194$$

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0,62707 Log NV_i + 2,7608$$

(0,039963) (0,37754)

$$dw = 1,28$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

B/ Métropoles :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.41893 \text{ NV}_i + 1976.8$$

(0.032920) (398.93)

$$dw = 0.58$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 4858,4 \text{ Log NV}_i - 37845$$
(230,42) (2098,5)

$$dw = 0.43$$

c/ ajustement double-Log:

$$\text{Log } \hat{C}_i = 0,79331 \text{ Log NV}_i + 1,4471 \qquad \text{dw} = 1,25$$

$$(0,037439) \qquad (0,34095)$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

C/ communes de plus de 70000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.34560 \text{ NV}_i + 1674.7$$

$$dw = 1,10$$

(0,028583)

(345,56)

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 3832 \text{ Log NV}_i - 29318$$

$$dw = 0.46$$

(205,20)

(1845,6)

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.78419 Log NV_i + 1.3682$$

(0.040555) (0.36476)

$$dw = 1,58$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

D/ Agglomérations entre 45000 et 70000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0.28492 \text{ NV}_i + 2034.9$$

(0.034162) (400.09)

dw = 0.46

(1,000,000)

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 3263,1 \text{ Log NV}_i - 24520$$
(145,90) (1313,3)

$$dw = 0.28$$

c/ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.71464 \ Log \ NV_i + 1.9622$$

(0.058) (0.52799)

$$dw = 1,46$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

E/ Agglomérations entre 15000 et 45000 habitants :

a/ ajustement linéaire :

$$\hat{C}_i = 0.24373 \text{ NV}_i + 2428.1$$

$$dw = 1.48$$

(0,034359) (490,13)

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 3396 \text{ Log NV}_i - 25581$$
(148,36) (1344,2)

$$dw = 0.53$$

c/ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.70$$

$$Log\ NV_i+2,0933$$

$$dw = 1,78$$

$$dw' = 1,8993$$

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

F/ Agglomérations de moins de 15000 habitants :

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0,28977 \text{ NV}_i + 2010,2$$

dw = 0.37

(0.035252) (447.63)

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 3640,5 \text{ Log NV}_i - 27703$$

dw = 0.21

(167,66)

(1503,9)

c/ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.74204 Log NV_i + 1.7250$$

(0.054499) (0.48886)

dw = 0.67

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de **dw** nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

G/ Ensemble:

a/ ajustement linéaire:

$$\hat{C}_i = 0,27995 \text{ NV}_i + 2222,9$$
(0,014315) (193,68)

$$dw = 0.63$$

b/ ajustement semi-Log:

$$\hat{C}_i = 3618,6 \text{ Log NV}_i - 27479$$
(96,849) (877,53)

$$dw = 0.39$$

c/ ajustement double-Log:

$$Log \hat{C}_i = 0.72164 Log NV_i + 1.9205$$
 $dw = 0.99$ (0.022850) (0.20704)

- choix de l'ajustement -

l'examen de différentes valeurs de dw nous permet de choisir l'ajustement double-Log.

2.2. Résultats synthétiques par secteur d'habitat :

Par souci de clarté, nous avons synthétisé les principaux résultats sous forme de tableaux.

En plus des lois ajustées, ces tableaux comportent :

- la dépense moyenne par personne et par an pour le groupe de produits considéré.
 Il s'agit du rapport entre le montant total de dépense pour le groupe et la strate,
 et la population de cette strate.
- Les coefficients d'élasticité pour différentes valeurs de la dépense totale annuelle par personne.

Les valeurs retenues sont les suivantes :

- 3750 DA par personne et par an.
- La moyenne arithmétique pour le secteur d'habitat considéré soient :
 - Grand Alger: 13277 DA
 - Métropole : 8900 DA
 - Communes de plus de 70000 habitants : 8828 DA
 - Agglomérations entre 45000 et 70000 habitants : 8729 DA
 - Agglomérations entre 15000 et 45000 habitants : 9739 DA
 - Agglomérations de moins de 15000 habitants : 8627 DA
- La moyenne arithmétique pour le secteur aggloméré soit : 9502 DA.
- 15000 DA par personne et par an...

2.2.1 Grand Alger:

Fruits et légumes frais | Log $C_i = 0,45 \text{ Log NV}_i + 3,3218$ dérivés Pain, céréales et Fruits et légumes secs | Log $C_i = 0.83 \text{ Log NV}_i - 2.7670$ poissons Viandes, volailles et alimentaires Autres produits Alimentation totale Groupe de produits $C_i = 198,09 \text{ Log NV}_i - 1122,2$ $C_i = 0.097892 \text{ NV}_i + 545.62$ $\text{Log C}_i = 0,63 \text{ Log NV}_i + 2,7608$ $Log C_i = 0.75 Log NV_i + 0.3305$ Loi ajustée type de â Ecart 44,7 0,01 0,08 0,03 0,04 0,1 personne et par moyenne par an en (DA) Dépense 715,1 1806,5 1789,4 5765,3 1286,4 167,8 Elasticité pour une dépense annuelle totale 3750 0,39 0,40 par nersonne de (en DA) 9502 0,28 0,63 0,45 0,83 0,630,75 13277 0,26 0,70 15000 0,25 0,73

Tableaux n°1: résultats récapitulatifs pour le secteur d'habitat : Grand Alger

Pour le secteur du Grand Alger, la majorité des lois retenues sont à élasticité constante, à l'exception des groupes « pain, céréales et dérivés » et« viandes, volailles et poissons » pour lesquels les ajustements semi-log et linéaire, ont été retenus

Pour le groupe « pain, céréales et dérivés » le seuil pour lequel les produits sont introduits dans le budget, est de 289 DA alors que pour un niveau de vie inférieur à 785 DA, ces mêmes produits entre dans la catégorie des produits de luxe (élasticité supérieur à 1).

Pour le groupe « viandes, volailles et poissons », l'élasticité est inférieur à l'unité.

Enfin pour les autres groupes de produits, l'élasticité varie de 0,45 à 0,83. La première valeur correspond au groupe « fruits et légumes frais » et la seconde proche de l'unité correspond au groupe « fruits et légumes secs ».

Les valeurs confirment la loi d'ENGEL selon laquelle l'élasticité pour les produits alimentaires est inférieure à 1.

2.2.2 Métropoles:

dérivés secs frais alimentaires poissons Fruits et légumes Fruits et légumes Pain, céréales et **Autres produits** Viandes, volailles et Alimentation totaleo Log $C_i = 0,79 \text{ Log NV}_i + 2,7608$ Groupe de produits Tableaux n°2 : résultats récapitulatifs pour le secteur d'habitat : Métropoles $C_i = 0,11062 \text{ NV}_i + 1085,8$ $Log C_i = 0,54 Log NV_i + 2,5332$ $Log C_i = 0.82 Log NV_i - 2.6712$ $C_i = 178, 17 \text{ Log NV}_i - 944, 16$ $\text{Log C}_i = 0.71 \text{ Log NV}_i + 1.4471$ Loi ajustée Ecart type de â 0,04 0,08 0,04 0,02 0,06 28 personne et par moyenne par an en (DA) Dépense 2015,4 648,1 1642,3 5568,0 1140,0 122,3 3750 Elasticité pour une dépense annuelle 0,34 0,38 totale par nersonne de (en DA). 8900 0,48 0,26 0,71 0,82 0,79 9502 0,49 0,25 0,60 0,2315000

De la même façon que précédemment, les seuls groupes de produits pour lesquels la loi à élasticité constante n'a pas été retenue, sont les groupes « pain, céréales et dérivés » (ajustement semi-log) et « viandes, volailles et poissons ».

Pour le premier groupe les produits sont introduits dans le budget pour une valeur du niveau de vie supérieure à 200 DA, alors que pour un niveau de vie inférieur à 544 DA les produits de ce groupe sont considérés comme des produits de luxe.

Pour le groupe « viandes, volailles et poissons », l'élasticité est inférieur à l'unité.

Enfin, pour les autres groupes de produits, l'élasticité varie de 0,54 à 0,82, cette dernière proche de l'unité correspond au groupe « fruits et légumes secs ».

2.2.3 Communes > 70000 habitants :

secs frais Pain, céréales et Fruits et légumes poissons Fruits et légumes dérivés alimentaires Autres produits Alimentation totale Viandes, volailles et $|C_i = 0,12603 \text{ NV}_i + 368,86$ Groupe de produits **Tableaux n°3** : résultats récapitulatifs pour le secteur d'habitat : Communes de plus de 70000 habitants $\text{Log C}_i = 0,78 \text{ Log NV}_i + 1,3682$ $\text{Log C}_i = 0,66\text{Log NV}_i - 1,1864$ $\text{Log C}_i = 0.59 \text{ Log NV}_i + 1.8554$ $C_i = 274,91 \text{ Log NV}_i - 1429,31$ $\text{Log C}_i = 0,74 \text{ Log NV}_i + 0,2892$ Loi ajustée type de â 0,008 0,03 0,07 0,06 36,2 0,04 personne et par moyenne par an en (DA) Dépense 4690,0 1474,1 556,0 1381,4 1161,0 117,4 3750 Elasticité pour une dépense annuelle 0,56 0,32 totale nar nersonne de (en DA) 8828 0,26 0,75 0,59 0,74 0,66 0,78 9502 0,76 0,26 15000 0,22 0,84

Pour le secteur, l'ajustement à élasticité constante a été retenu pour tous les groupes de produits, à l'exception des groupes « pain, céréales et dérivés » et « viandes, volailles et poissons » pour lesquelles les ajustements semi-Log est linéaire, ont été retenus.

Pour ce dernier groupe, l'élasticité est inférieure à l'unité, tout en étant une fonction croissante de niveau de vie. A mesure que le niveau de vie augmente, l'élasticité tend vers l'unité.

Pour le groupe « pain, céréales et dérivés », le seuil pour lequel les produits de ce groupe sont introduits dans le budget, est de 181 DA, alors que pour un niveau de vie inférieur à 492 DA, ces mêmes produits entrent dans la catégorie des produits de luxe.

Enfin, pour les autres groupes, l'élasticité varie de 0,59 à 0,78 selon les groupes, cette dernière contrairement aux autres secteurs, correspond au groupe « autres produits alimentaires ».

2.2.4 Agglomérations entre 45000 et 70000 habitants :

frais Fruits et légumes secs et poissons dérivés Pain, céréales et Groupe de produits alimentaires Autres produits Fruits et légumes Viandes, volailles Alimentation totale | Log $C_i = 0,71 \text{ Log NV}_i + 1,9622$ $\text{Log C}_i = 0.6 \text{ Log NV}_i + 4.6298$ $C_i = 116,98 \text{ Log NV}_i - 552,99$ $C_i = 0.79 \text{ NV}_i + 0.094541$ $\text{Log C}_i = 0.86 \text{ Log N V}_i - 3.9590$ $Log C_i = 0,72 Log NV_i + 0,2828$ Loi ajustée type de â Ecart 0,08 0,10 0,06 0,03 0,2 45 moyenne par personne et par an(DA) Dépense 605,0 1181,4 4440,0 1468,4 126,00 1060,2 3750 0,29 Elasticité pour une dépense annuelle totale par personne de (en DA) 8729 0,23 0,79 0,86 0,50 0,71 0,72 9502 0,23 15000 0,20

Tableaux n°4 : résultats récapitulatifs pour le secteur d'habitat : Agglomérations entre 45000 et 70000

Pour ce secteur, toutes les lois retenues sont à élasticité constante, à l'exception du groupe « pain, céréales et dérivés » pour lequel l'ajustement semi-Log a été retenu.

Pour ce dernier groupe, le seuil pour lequel les produits sont introduits dans le budget est de 113 DA, alors que pour un niveau de vie inférieur à 307 DA, ces produits entreront dans la catégorie des produits de luxe.

Enfin, pour les autres groupes de produits, l'élasticité varie de 0,60 à 0,86, cette dernière valeur correspond au groupe « fruits et légumes secs ».

2.2.5 Agglomérations entre 15000 et 45000 habitants :

frais Pain, céréales et secs poissons Fruits et légumes dérivés alimentaires Fruits et légumes Viandes, volailles et $|C_i = 0.0743 \text{ NV}_i + 705.59$ Alimentation totale Autres produits Groupe de produits $Log C_i = 0,70 Log NV_i + 2,0933$ $Log C_i = 0,62 Log NV_i + 1,5219$ $C_i = 155,41 \text{ Log NV}_i - 778,33$ $Log C_i = 0.78 Log NV_i + 0.9624$ $Log C_i = 0,72 Log NV_i - 0,79110$ Loi ajustée type de â| 0,01 80,0 0,02 0,05 0,02 31 personne et par moyenne par an en (DA) Dépense 610,1 4733,5 1395,3 1404,1 1201 123 3750 Elasticité pour une dépense annuelle 0,31 0,28 totale nar nersopne de (en DA) 9502 0,24 0,50 0,62 0,72 0,70 0,78 9739 0,24 0,51 15000 0,61 0,22

Tableaux n°5 : résultats récapitulatifs pour le secteur d'habitat Agglomérations entre 15000 et 45000

Pour ce secteur, les seuls groupes de produits pour lesquels le modèle à élasticité constante n'a pas été retenu, sont le groupes « pain, céréales et dérivés » (ajustement semi-log) et « viandes, volailles et poissons » (ajustement linéaire).

Pour le groupe « viandes, volailles et poissons », l'élasticité est inférieure à l'unité tout en étant une fonction croissante du niveau de vie. Ce dernier augmente indéfiniment, conduisant à un coefficient d'élasticité qui tend vers l'unité.

Pour le groupe « pain, céréales et dérivés » le seuil pour lequel les produits sont introduits dans le budget, est de 150 DA, alors que pour un niveau de vie inférieur à 407 DA, ces mêmes produits entrent dans la catégorie des produits de luxe.

Enfin, pour les autres groupes de produits, l'élasticité varie de 0,62 à 0,78, cette dernière valeure correspond au groupe « autres produits alimentaires ».

2.2.6 Agglomérations < 15000 h :

secs frais Fruits et légumes Fruits et légumes Alimentation totale alimentaires Autres produits poissons dérivés Pain, céréales et Viandes, volailles et $|C_i = 0,099216 \text{ NV}_i + 622,35$ Groupe de produits $| \text{Log C}_i = 0,74 \text{Log NV}_i + 1,7250 |$ $\text{Log C}_i = 0.83 \text{ Log NV}_i - 2,6060$ $C_i = 163,25 \text{ Log NV}_i - 879,67$ $\text{Log C}_i = 0,74 \text{ Log NV}_i + 0,2895$ $\text{Log C}_i = 0,50 \text{ Log NV}_i + 2,6119$ Loi ajustée type de â 0,05 0,02 0,02 0,05 0,122 personne et par moyenne par an en (DA) Dépense 4434,4 1144,0 1443,0 562,0 1155,0 131,2 3750 Elasticité pour une dépense annuelle 0,35 0,37 totale nar nersonne de (en DA) 8627 0,27 0,58 0,83 0,50 0,74 9502 0,26 0,60 15000 0,71 0,24

Tableaux n°6 : résultats récapitulatifs pour le secteur d'habitat : agglomérations de moins de 15000

De la même façon que précédemment, les seuls groupes de produits pour lesquels le modèle à élasticité constante n'a pas été retenu, sont les groupes « pain, céréales et dérivés » (ajustement semi-Log) et « viandes, volailles et poissons » (ajustement linéaire).

Pour ce dernier groupe, l'élasticité est inférieure à l'unité tout en étant une fonction croissante du niveau de vie. Ce dernier augmentant indéfiniment, conduit à un coefficient d'élasticité qui tend vers l'unité.

Pour le groupe « pain, céréales et dérivés » le seuil pour lequel les produits sont introduits dans le budget, est de 219 DA, alors que pour un niveau de vie inférieur à 594 DA, ces mêmes produits entrent dans la catégorie des produits de luxe.

Enfin, pour les autres groupes de produits, l'élasticité varie de 0,50 à 0,83, cette dernière correspond au groupe « fruits et légumes secs ».

2.2.7 Ensemble aggloméré

secs Fruits et légumes frais Alimentation totale | Log $C_i = 0,72164 \text{ Log NV}_i + 1,9205$ alimentaires Autres produits et poissons Viandes, volailles dérivés Fruits et légumes Pain, céréales et Groupe de produits $C_i = 0.09214 \text{ NV}_i + 677.49$ $\text{Log } C_i = 0,74 \text{ Log NV}_i - 1,8493$ $Log C_i = 0.57077 Log NV_i + 2.0419$ $C_i = 187,36 \text{ Log NV}_i - 1073,4$ $\text{Log C}_i = 0,71 \text{ Log NV}_i + 0,3614$ Loi ajustée type de â 0,006 0,02 0,02 0,04 0,03 14 personne et par moyenne par an en (DA) Dépense 4799,4 1175,4 1372,7 601,0 1521,0 129,2 annuelle totale nar nersonne de len 0,34 0,40 Elasticité pour une dépense 3750 9502 0,72 0,71 0,74 0,57 0,29 0,56 0,67 0,26

Tableaux n° 7: résultats récapitulatifs pour le secteur d'habitat ensemble aggloméré

2.3. Résultats synthétiques par produits :

Les tableaux suivants indiquent, par groupe de produits et pour tous les secteurs d'habitat les résultats suivants :

- le type de la loi ajustée.
- La dépense moyenne par personne et par an.
- L'élasticité pour deux valeurs de la dépense totale annuelles par personne soit :

Moyenne géométrique des dépenses totales annuelle pour l'ensemble de la population du secteur aggloméré c'est-à-dire 9122 DA.

Moyenne arithmétique pour le secteur aggloméré c'est-à-dire 9502 DA.

2.3.1. Pain, céréales et dérivés :

45000 et 70000habitants Agglomération de moins | Semi-Log 15000 et 45000habitants Communes de plus de Agglomération entre Agglomération entre de 15000 habitants 70000 habitants Grand Alger métropoles Ensemble secteurs Semi-Log Semi-Log Semi-Log Semi-Log Semi-Log Type de Semi-Log loi retenu personne et par an (en DA) Dépense moyenne par 648,1 715,1 610 605 601 562 556 Elasticité pour une dépense 9122 0,29 0,23 0,26 0,26 0,30 0,27 0,24 totale annuelle de 9502 DA 0, 24 0,25 0,28 0,290,26 0,26 0,23

Tableau N°8 : élasticités pour le groupe : Pain, céréales et dérivés

Nous remarquons que la consommation moyenne du groupe « pain, céréales et dérivés » n'est pas significativement différente d'un secteur d'habitat à l'autre. Ceci n'est d'ailleurs pas surprenant car ce groupe possède la particularité d'être le plus largement consommé en Algérie.

Quel que soit le secteur d'habitat considéré, l'élasticité est positive et décroît à mesure que le niveau de vie augmente.

D'autre part le seuil en deçà duquel nous aurions des consommations négatives, est très bas ; soit moins de 300 DA.

Nous remarquons par ailleurs que pour un niveau de vie moyen, l'élasticité de ce groupe est la plus faible puisqu'elle est inférieure à 0,3.

Enfin, il faut souligner que le poids de ce poste qui n'est pas assez important, (malgré l'importance de la consommation de ses produits), s'explique en grande partie par le niveau bas des prix des produits qui le composent.

Il faut rappeler que les produits céréaliers sont subventionnés.

2.3.2. fruits et légumes frais :

45000 et 70000habitants Agglomération de moins 15000 et 45000habitants Communes de plus de Agglomération entre Agglomération entre de 15000 habitants 70000 habitants Grand Alger métropoles Ensemble retenu Double-Log Double-Log Double-Log Double-Log Double-Log Double-Log Type de loi Double-Log personne et par an (en DA) Dépense moyenne par 1642,3 1787,4 1404,1 1381,4 1372,7 1144,0 1181 Elasticité pour une dépense 9122 totale annuelle de 0,54 0,45 0,60 0,59 0,57 0,50 0,62 9502 DA

Tableau N°9 : élasticité pour le groupe : fruits et légumes secs

La dépense moyenne pour ce groupe est sensiblement identique d'un secteur à l'autre. Par ailleurs, la dépense moyenne dans les communes de plus de 70000 habitants est sensiblement égale à la moyenne de l'ensemble aggloméré, alors que pour les agglomérations entre 45000 et 70000 habitants et les agglomérations de moins de 15000 habitants, elle est largement inférieure.

Nous remarquons que l'élasticité varie de 0,45 (grand Alger) et 0,62 (agglomérations entre 15000 et 45000 h) et est proche de l'élasticité de l'ensemble aggloméré, soit 0,57 et que la consommation moyenne augmente avec le degré d'agglomération.

L'importance de ce groupe en question dans la dépense totale est due au niveau élevé des prix de ces denrées (surtout des fruits frais).

Il est à noter que la consommation des légumes frais est caractérisée par la prédominance de produits disponibles durant toutes l'année et dont l'utilisation est quotidienne ou presque. Ces produits constituent les composantes de la cuisine algérienne (hors produits céréaliers) à savoir la pomme de terre, les tomates, et les oignons.

Etant donné l'importance de ces trois produits, il serait intéressant pour une recherche future de pouvoir les analyser.

2.3.3. viandes, volailles et poissons :

45000 et 70000habitants Agglomération de moins 15000 et 45000habitants Communes de plus de Agglomération entre Agglomération entre de 15000 habitants 70000 habitants Grand Alger métropoles Ensemble secteurs retenu linéaire linéaire double-Log linéaire Type de loi linéaire linéaire linéaire personne et par an (en DA) Dépense moyenne par 2015,4 1806,5 1468,4 1395,3 1474,1 1521 1443 Elasticité pour une dépense 9122 0,55 0,59 0,49 0,79 0,76 0,50 0,62 totale annuelle de 9502 DA 0, 50 0,630,76 0,49 0,56 0,60 0,79

Tableau N°10 : élasticité pour le groupe : viandes, volailles et poissons

La dépense moyenne est largement supérieure à la moyenne de l'ensemble aggloméré, pour le grand Alger et les métropoles.

Pour ce groupe de produit, l'élasticité est relativement importante (supérieure à 0,5) et tend vers 1 lorsque le niveau de vie croit indéfiniment.

Nous remarquons qu'en moyenne, cette consommation augmente avec le niveau de vie.

Enfin, l'importance de ce groupe dans la dépense totale est dûe au niveau élevé des prix des produits qui le composent.

2.3.4. fruits et légumes secs :

Agglomération de moins 45000 et 70000habitants 15000 et 45000habitants Communes de plus de Agglomération entre Agglomération entre de 15000 habitants 70000 habitants Grand Alger métropoles Ensemble double-Log double-Log double-Log retenu double-Log double-Log double-Log double-Log Type de loi personne et par an (en DA) Dépense moyenne par 122,3 167,8 129,2 131,2 117,4 126 123 Elasticité pour une dépense 9122 totale annuelle de 0,82 0,72 0,86 0,66 0,83 0,74 0,83 9502 DA

Tableau N°11 : élasticité pour le groupe : fruits et légumes secs

La consommation moyenne n'est pas significativement différente d'un secteur à l'autre, à l'exception du grand-Alger.

Pour ce groupe de produit, l'élasticité est relativement élevée, puisqu'elle varie de 0,72 (agglomérations entre 15000 et 45000 habitants) et 0,86 (agglomérations entre 45000 et 70000 habitants). aussi l'élasticité pour le grand Alger est égale à celle des agglomérations de moins de 15000 habitants, soit 0,83.

A l'intérieur de ce groupe de produit, les légumes secs occupent une place prépondérante par rapport aux fruits secs.

Le premier sous -groupe est dominé par les lentilles, les pois chiches et l'haricot secs dont les prix sont soutenus par l'état. A ce sujet il faut noter que les prix élevés des légumes frais, poussent les ménages, notamment défavorisés, à recourir aux légumes secs pour varier leur plats.

Le second est dominé par les dattes dont la consommation reste très faible.

Il serait intéressant pour une recherche future de procéder à une analyse plus fine au niveau de certains produits : lentilles, pois chiches et haricots qui dominent le groupe « fruits et légumes secs ».

2.3.5. autres produits alimentaires :

45000 et 70000habitants Agglomération de moins double-Log 15000 et 45000habitants Communes de plus de Agglomération entre Agglomération entre de15000 habitants 70000 habitants Grand Alger métropoles Ensemble secteurs Type de loi double-Log double-Log double-Log double-Log double-Log retenu double-Log personne et par an (en DA) Dépense moyenne par 1140,0 1161,0 1286,4 1175,4 1155,0 1201,0 1060,2 Elasticité pour une dépense 9122 totale annuelle de 0,75 0,82 0,72 0,74 0,74 0,78 0,71 9502 DA

Tableau N°12 : élasticité pour le groupe : autres produits alimentaires

La consommation moyenne n'est pas significativement différente d'un secteur à l'autre.

Pour les six secteurs d'habitat, l'élasticité est relativement élevée et n'est pas trop différente d'un secteur à l'autre.

Ce groupe est constitué de produits de différentes natures : huiles et graisses, café, thé, sucre,... qui sont pour la plupart soutenus par l'état.

A titre d'exemple, la consommation des huiles et graisses est un peu excessive et s'explique d'abord par son prix soutenu par l'état et qui demeure relativement bas, donc à la portée de toutes les bourses, ensuite du développement de la friture notamment en zone urbaine.

2.3.6. alimentation totale:

45000 et 70000habitants Agglomération de moins 15000 et 45000habitants Communes de plus de Agglomération entre Agglomération entre de 15000 habitants 70000 habitants Grand Alger métropoles Ensemble double-Log double-Log double-Log double-Log double-Log double-Log double-Log 5568,0 5765,3 4690,0 4799,4 4434,4 4733,5 4440,0 0,71 0,63 0,78 0,71 0,70 0,72 0,74

Type de loi

Dépense moyenne par

Elasticité pour une dépense

totale annuelle de

retenu

personne et par an (en DA)

9122

9502 DA

Tableau N°13 : élasticité pour le groupe : alimentation totale

La dépense alimentaire dans la dépense totale est relativement importante. Ce sont les habitants de métropoles qui consacrent à ce poste la part la plus élevée alors que cette part est la plus faible dans le grand Alger.

Pour les six secteurs, il s'agit d'un ajustement à élasticité constante ; la valeur de celle-ci varie de 0,63 (grand Alger) à 0,78 (les agglomérations de plus de 70000 h)

Pour les autres secteurs elle ne varie pas trop d'un secteur à l'autre.

L'élasticité obtenue par l'ensemble aggloméré est égale à 0,72, donc inférieure à celle obtenue à partir de l'enquête de l'AARDES en 1967–1968 et de l'enquête de l'ONS en 1978–1979.

En effet, cette élasticité était égale à 0,8 pour les deux enquêtes et était supposée légèrement décroissante avec le budget classé selon les tranches de revenu déclaré.

Les résultats obtenus pour les différents groupes de produits confirment la loi d'ENGEL qui signifie que l'élasticité des dépenses alimentaires est inférieure à l'unité.

L'analyse des différents tableaux, permet de remarquer que, pour la majorité des groupes de produits, les modèles à élasticité constante ont été retenus. Ceci signifie donc qu'il n'y a pas décroissance dans l'affectation du budget pour les dépenses alimentaires à mesure que l'on s'élève dans la hiérarchie des budgets. Un tel constat implique un comportement, un mode d'affectation structurellement identique pour l'ensemble des ménages algériens.

D'autre part, le modèle à élasticité inférieure à l'unité, traduit certes un seuil de saturation (donc une certaine décroissance de l'élasticité) mais il ne peut être atteint que très progressivement que le budget tend vers une grande valeur.

L'hypothèse d'une élasticité constante pour la plupart des grands groupes de produits, laisse penser qu'en Algérie de larges secteurs de la population n'ont pas encore atteint un seuil acceptable de satisfaction des besoins alimentaires.

Enfin, ayant travaillé au niveau de grand groupe de produits, il ne faut pas négliger les phénomènes de substitution entre produits.

Pour une étude plus fine, il aurait été préférable d'éclater certains groupes de produit et de pouvoir mener le même type d'analyse économétrique.

Section 3 : Résultats de l'analyse de covariance

3.1. Introduction:

Cette section nous permettra de présenter les résultats de l'analyse de covariance dont nous allons tout d'abord rappeler les principes de base.

L'analyse de la covariance permet de déterminer si nous pouvons ou non étudier l'influence de niveau de vie pour l'ensemble de la population, de façon à obtenir des résultats rigoureux.

La question posée est de savoir si, à un niveau donné de niveau de vie, l'appartenance à un secteur d'habitat a un effet significatif? il s'agit donc de retenir l'un des trois modèle suivants : (130)

Modèle:
$$y_i = \sum_{j=1}^{P} a_j z_{ij} + \sum_{j=1}^{P} b_j d_j + u_i$$

Hypothèse Ho:
$$y_i = \sum_{j=1}^{p} a_0 z_{ij} + \sum_{j=1}^{p} b_j d_j + v_i$$

Hypothèse H1:
$$y_i = \sum_{j=1}^{p} a z_{ij} + \sum_{j=1}^{p} b d_j + w_i$$

Où p représente le nombre de secteurs d'habitat et donc j = (1,p)

i est l'indice des observations et varie de 1 à pxn_j ou n_j est le nombre d'observations dans la strate $j^{(131)}$.

 z_{ij} égale à NV_{ij} si l'observation i appartient à un secteur d'habitat j; est nulle dans le cas contraire.

d_{ij} égale à 1 quand l'observation i appartient à un secteur d'habitat j, et nulle dans le cas contraire.

◆Le modèle correspond à l'hypothèse d'hétérogéneité entière d'un secteur à l'autre : les paramètres a_j et b_j sont significativement différents d'un secteur à l'autre. On ne pourra estimer la relation sur l'ensemble de la population sans tenir compte du facteur qualitatif de l'appartenance à un secteur d'habitat.

⁽¹³⁰⁾ Par souci de clarté nous présentons le modèle linéaire de façon à explicité cette analyse. Comme nous le verrons plus loin, les relations retenues sont pour la plus part logarithmiques et ceci ne pose aucun problème car il suffit alors d'opérer transformation de variable adéquate.

⁽¹³¹⁾ Pour notre étude n_i = 10 quelque soit le secteur considéré.

◆L'hypothèse H0 suppose l'égalité des pentes quel quel soit le secteur d'habitat : soit a₀.

Cependant, les ordonnées à l'origine peuvent être différentes. Pour un même niveau de vie, les consommations vont dépendre du secteur d'habitat considéré.

•Enfin, l'hypothèse H1 suppose l'égalité des pentes et celle des ordonnées à l'origine. Les lois sont homogènes et la relation peut être estimée sur l'ensemble de la population sans avoir à distinguer le secteur d'habitat. Dans ce cas, l'effet qualitatif ne joue aucun rôle sur les paramètres des courbes d'ENGEL.

Nous résumerons les résultats les plus importants sous formes de deux tableaux.

Dans le premier tableau nous présenterons les valeurs estimées des paramètres pour les trois équations. Aussi nous donnerons la valeur du coefficient d'élasticité pour deux valeurs du niveau de vie correspondant la moyenne géométrique des niveaux de vie pour l'ensemble de la population ainsi qu'à la moyenne arithmétique soit respectivement 9122 et 9502.

Le second tableau nous permettra d'obtenir les fonctions discriminantes en vue de conclure sur l'effet de l'appartenance à un secteur d'habitat.

Enfin, il nous faut souligner que les fonctions discriminantes suivent une loi de Fisher.

3.2. Résultats de l'analyse :

3.2.1. Analyse de covariance pour le groupe : pain, céréales et dérivés

Ainsi que nous l'avons avancé, l'ajustement semi-Logarithmique a été retenu pour les six secteurs d'habitant. La taille de l'échantillon sera n=6 x10= 60.

<u>Modèle</u>	â _j	6	$\hat{\sigma} \hat{a}_{i}$	(eur de isticité
Modele	41	b _j	\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	9122	9502
Grand Alger	198,09	- 1122,2	18.5	0,29	0,28
Métropoles	178,17	- 944,16	20,1	0,26	0,25
Agglomérations>70000 h	271,91	- 1893,9	14,3	0,26	0,26
Agglomérations entre 45000 et 70000 h	116,98	- 434,8	10,8	0,23	0,23
Agglomérations entre 15000 et 45000 h	155,41	- 778,3	15,5	0,24	0,24
Agglomérations de moins de 15000 h.	163,25	- 879,6	18,2	0,27	0,26
Hypothèse H0		ĥ,			
Grand Alger		-1178,2		0,34	0,34
Métropoles		-1028,46		0,27	0,26
Agglomérations>70000 h	â₀= 198,09	-971,9	$\hat{\boldsymbol{\sigma}} \hat{\mathbf{a}}_0 = 10,2$	0,25	0,25
Agglomérations entre 45000 et 70000 h		-855,1		0,21	0,20
Agglomérations entre 15000 et 45000 h		-676,3		0,18	0,17
Agglomérations de moins de 15000 h.		-1124,9		0,31	0,80
Hypothèse H1	â=187,36	$\hat{b} = -1073,4$	$\hat{\sigma} \hat{a}_0 = 14,3$	0,30	0,29

Tableau n°14 - a : courbes d'ENGEL pour le groupe :

« pain, céréales et dérivés » selon les six secteurs d'habitat

Source	Somme de carrés	Degrés de liberté	variances
Résiduelle par rapport au modèle	$S_1 = 12923800000$	60 - 12 = 48	267245830
Entre le modèle et	$S_2 = S_3 - S_1$	·	
l'hypothèse H0	$S_2 = 3055940000$	5	611188030
Résiduelle par rapport à l'hypothèse H0	S ₃ = 15979740000	60 – 7= 53	301504530
Entre l'hypothèse H0 et l'hypothèse H1	$S_4 = S_5 - S_3$ $S_4 = 4070311200$	5	814062240
Résiduelle par rapport à l'hypothèse H1	S ₅ = 12923800000	60 – 2 = 58	345690530

<u>Tableau n° 14 - b:</u> tableau d'analyse de covariance pour le groupe : « pain, céréales et dérivés » selon les six secteurs d'habitat

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H0 contre le modèle s'écrit :

$$D_1 = 611188030 / 269245830 = 2,27$$

D₁ est distribué comme un F_{5,48} si l'hypothèse H₀ est vérifiée.

La valeur de F pour le seuil $\alpha = 5$ % pour le même nombre de degrés de liberté est comprise entre 2,42 et 2,40 respectivement valeurs critiques de $F_{5,45}$ et $F_{5,50}$ (3,45 et 3,41 au seuil $\alpha = 1$ %).

La valeur de D₁ étant inférieure à sa valeur tabulaire F, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse H0 et nous pouvons admettre que les six pentes ne sont pas significativement différentes.

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H1contre l'hypothèse H0 s'écrit:

$$D_2 = 814062240 / 301504530 = 2,27$$

D₂ est distribuée comme un F_{5,53} si l'hypothèse H₁ est vérifiée.

La valeur de F pour le seuil $\alpha = 5$ % pour le même nombre de degrés de liberté est comprise entre 2,40 et 2,38 respectivement valeurs critiques de $F_{5,50}$ et $F_{5,55}$ (3,41 et au seuil $\alpha = 1$ %).

Nous ne pouvons donc accepter l'hypothèse H1. Nous pouvons admettre que les ordonnées à l'origine sont significativement différentes.

Ainsi si $\hat{a} = 189,9$ mesure l'effet commun du niveau de vie, on ne peut pas pour autant estimer la relation sur l'ensemble de la population, \hat{a}_0 est alors une moyenne pondérée des pentes pour les six secteurs.

Ceci nous amène à la conclusion suivante : pour un même niveau de vie, la consommation dépend du secteur d'habitat considéré. Si nous estimons, malgré tout, la relation sur l'ensemble de la population, nous mesurerons l'effet combiné de deux variables corrélés : niveau de vie et secteur d'habitat. Cela revient à introduire l'effet du secteur d'habitat dans le terme aléatoire, alors qu'elle est en corrélation avec la variable explicative. Autrement dit, nous obtiendrons une estimation erronée en prenant l'ensemble des observations.

3.2.2. Analyse de covariance pour le groupe : fruits et légumes frais

L'ajustement double-Logarithmique a été retenu pour les six secteurs d'habitat, la taille de l'échantillon sera n=6 x10= 60.

<u>Modèle</u>	â	ĥ,	δâ _j	Valeur de l'élasticité
		,		9122 9502
Grand Alger	0,45	3,32	0,06	0,45
Métropoles	0,54	2,53	0,06	0,54
Agglomérations>70000 h	0,59	1,86	0,04	0,59
Agglomérations entre 45000 et 70000 h	0,60	4,63	0,05	0,60
Agglomérations entre 15000 et 45000 h	0,62	1,52	0,02	0,62
Agglomérations de moins de 15000 h.	0,50	2,61	0,03	0,50
<u>Hypothèse H0</u>		ĥ,		
Grand Alger		2,93		
Métropoles		2,32		
Agglomérations>70000 h	$\hat{\mathbf{a}}_0 = 0.57$	1,60	$\hat{\sigma} \hat{a}_0 = 0.03$	0,57
Agglomérations entre 45000 et 70000 h		3,29		
Agglomérations entre 15000 et 45000 h		1,34		
Agglomérations de moins de 15000 h.		2,43		
Hypothèse H1	â=0,57	$\hat{b} = 2,04$	$\hat{\sigma} \hat{a}_0 = 0.03$	0,57

Tableau n°15 - a : courbes d'ENGEL pour le groupe :

« fruits et légumes frais» selon les six secteurs d'habitat

Source	Somme de carrés	Degrés de liberté	variances
Résiduelle par	$S_1 = 60302,2$	60 - 12 = 48	1256,295
rapport au modèle			
Entre le modèle et	$S_2 = S_3 - S_1$		
l'hypothèse H0	$S_2 = 2881,4$	5	576,28
Résiduelle par	$S_3 = 63183,6$	60 – 7= 53	301504530
rapport à			
1'hypothèse H0			
·	$S_4 = S_5 - S_3$		
Entre l'hypothèse	$S_4 = 15676,68$	5	3135,336
H0 et l'hypothèse			
H1			
Résiduelle par rapport	$S_5 = 78860,28$	60 - 2 = 58	1359,66
à l'hypothèse H1			
			'

<u>Tableau n° 15 - b</u>: tableau d'analyse de covariance pour le groupe : « fruits et légumes frais» selon les six secteurs d'habitat

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H0 contre le modèle s'écrit :

$$D_1 = (1256,295) / (576,28) = 2,18$$

D₁ est distribué comme un F_{48.5} si l'hypothèse H₀ est vérifiée.

La valeur de F pour le seuil $\alpha = 5$ % pour le même nombre de degrés de liberté est comprise entre 4,49 et 4,44 respectivement valeurs critiques de $F_{30,5}$ et $F_{50,5}$ (3,45 et 3,41 au seuil $\alpha = 1$ %).

Nous ne pouvons rejeter l'hypothèse H0 et nous pouvons admettre que les six pentes ne sont pas significativement différentes.

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H1contre l'hypothèse H0 s'écrit :

$$D_2 = (3135,336) / (1192,143) = 2,63$$

 D_2 est distribuée comme un $F_{5,53}$ si l'hypothèse H_1 est vérifiée. La valeur de F pour le seuil $\alpha = 5$ % pour le même nombre de degrés de liberté est comprise entre 2,40 et 2,38 respectivement valeurs critiques de $F_{5,50}$ et $F_{5,55}$

Nous ne pouvons donc accepter l'hypothèse H1. Nous pouvons admettre que les ordonnées à l'origine sont significativement différentes.

Ainsi si $\hat{a} = 189,9$ mesure l'effet commun du niveau de vie, on ne peut pas pour autant estimer la relation sur l'ensemble de la population.

3.2.3. Analyse de covariance pour le groupe : viandes, volailles et poissons

L'ajustement linéaire a été retenu pour cinq secteurs d'habitat seulement puisque pour les agglomérations entre 45000 et 70000 habitants, l'ajustement double-Log a été retenu, la taille de l'échantillon sera n=5 x10=50.

<u>Modèle</u>	â	ĥ,	âį	1	eur de sticité
-		7)		9122	9502
Grand Alger	0,098	545,62	0,005	0,62	0,63
Métropoles	0,11	1085,8	0,006	0,50	0,49
Agglomérations>70000 h	0,13	368,86	0,004	0,76	0,76
Agglomérations entre 15000 et 45000 h	0,074	705,59	0,005	0,49	0,50
Agglomérations de moins de 15000 h.	0,10	622,35	0,006	0,59	0,60
Hypothèse H0		ĥ,			
Grand Alger		608,14		0,60	0,61
Métropoles		777,25		0,54	0,55
Agglomérations >70000 h	â ₀ =0,10	320,50	$\hat{\sigma} \hat{\mathbf{a}}_0 = 0.006$	0,74	0,75
Agglomérations entre 15000 et 45000 h	<u> </u>	842,03		0,52	0,53
Agglomérations de moins de 15000 h.		683,27		0,57	0,58
Hypothèse H1	â=0,10	$\hat{b} = 716,7$	ở â₀=0,006	0,56	0,57

Tableau n°16 - a : courbes d'ENGEL pour le groupe :

« viandes, volailles et poissons» selon tout secteur d'habitat à l'exception des agglomérations entre 45000 et 70000 habitants.

Source	Somme de carrés	Degrés de liberté	variances
Résiduelle par	$S_1 = 36793600000$	50 - 10 = 40	919840000
rapport au modèle	-		
<u> </u>			
Entre le modèle et	$S_2 = S_3 - S_1$		
l'hypothèse H0	$S_2 = 2299600000$	4	574900000
Résiduelle par	$S_3 = 39093200000$	44	888481820
rapport à			
l'hypothèse H0			
	$S_4 = S_5 - S_3$		
Entre l'hypothèse	$S_4 = 50821160000$	4	12705290000
H0 et l'hypothèse			*
H1			
Résiduelle par rapport	S ₅ = 89914360000	50 - 2 = 48	1873215800
à l'hypothèse H1			

<u>Tableau n°16 - b</u>: tableau d'analyse de covariance pour le groupe : « viandes, volailles et poissons» selon tous les secteurs d'habitat à l'exception des agglomérations entre 45000 et 70000 habitants.

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H0 contre le modèle s'écrit :

$$D_1 = 919840000 / 574900000 = 1,6$$

D₁ est distribué comme un F_{40,4} si l'hypothèse H₀ est vérifiée.

La valeur de F pour le seuil $\alpha = 5$ % pour le même nombre de degrés de liberté est comprise entre 5,75 et 5,70 respectivement valeurs critiques de $F_{30,4}$ et $F_{50,4}$.

nous ne pouvons rejeter l'hypothèse H1; nous pouvons alors admettre que les cinq pentes ne sont pas significativement différentes. Ainsi, pour un même niveau de vie, la valeur de la consommation dépend de l'appartenance à l'un des secteurs considéré.

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H1contre l'hypothèse H0 s'écrit :

$$D_2 = 12705290000 / 888481820 = 14,3$$

D₂ est distribuée comme un F_{4,44} si l'hypothèse H₁ est vérifiée.

La valeur de F pour le seuil $\alpha = 5$ % pour le même nombre de degrés de liberté est comprise entre 2,61 et 2,58 respectivement valeurs critiques de $F_{4,40}$ et $F_{4,45}$.

Nous ne pouvons donc accepter l'hypothèse H1; les ordonnées à l'origine sont significativement différentes.

Nous pouvons raisonnablement penser que les phénomènes de substitution vont probablement transformer le modèle de consommation entre les différents produits de ce groupe notamment entre les viandes et les volailles. La raison de cette substitution probable tient à l'augmentation des prix de la viande du mouton.

3.2.4. Analyse de covariance pour le groupe : fruits et légumes secs

L'ajustement double-Logarithmique a été retenu pour les six secteurs d'habitat, la taille de l'échantillon sera n=6 x10= 60.

<u>Modèle</u>	âj	ĥ,	ο̂ â _j	Valeur de l'élasticité
		į		9122 9502
Grand Alger	0,83	- 2,77	0,01	0,83
Métropoles	0,82	- 2,67	0,05	0,82
Agglomérations>70000 h	0,66	- 1,18	0,04	0,66
Agglomérations entre 45000 et 70000 h	0,86	- 3,96	0,04	0,86
Agglomérations entre 15000 et 45000 h	0,72	- 0,79	0,06	0,72
Agglomérations de moins de 15000 h.	0,83	- 2,61	0,05	0,83
Hypothèse H0		b _j		
Grand Alger		- 4,11		
Métropoles	·	- 2,42	!	
Agglomérations>70000 h	â ₀ = 0,75	- 1,01	$\hat{\sigma} \hat{\mathbf{a}}_0 = 0.04$	0,75
Agglomérations entre 45000 et 70000 h		- 2,45		
Agglomérations entre 15000 et 45000 h		- 1,27		
Agglomérations de moins de 15000 h.		- 3,12		
Hypothèse H1	â=0,74	ĥ=-1,85	$\hat{\sigma}\hat{a}_0 = 0.04$	0,74

Tableau n°17 - a : courbes d'ENGEL pour le groupe :

« fruits et légumes secs » selon les six secteurs d'habitat

Source	Somme de carrés	Degrés de liberté	variances
Résiduelle par	$S_1 = 82741,5$	60 - 12 = 48	1723,781
rapport au modèle			
Entre le modèle et	$S_2 = S_3 - S_1$		
l'hypothèse H0	$S_2 = 36285,59$	5	7257,118
Résiduelle par	$S_3 = 119027,09$	60 – 7= 53	2245,794
rapport à			ž.
l'hypothèse H0			
	$S_4 = S_5 - S_3$		
Entre l'hypothèse	$S_4 = 67373,82$	5	13474,764
H0 et l'hypothèse			
H1			
Résiduelle par rapport	$S_5 = 186400,91$	60 - 2 = 58	3213,808
à l'hypothèse H1			
			*
	:	•	

<u>Tableau n°17 - b</u>: tableau d'analyse de covariance pour le groupe : « fruits et légumes secs » selon les six secteurs d'habitat

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H0 contre le modèle s'écrit :

$$D_1 = 7257,118 / 1723,781 = 4,21$$

D₁ est distribué comme un F_{5,48} si l'hypothèse H₀ est vérifiée.

La valeur de F, pour le seuil $\alpha = 5$ % pour le même nombre de degrés de liberté est comprise entre 2,58 et 2,56 respectivement valeurs critiques de $F_{5,45}$ et $F_{5,50}$.

Nous pouvons donc rejeter l'hypothèse H0 et les pentes sont significativement différentes.

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H1contre l'hypothèse H0 s'écrit :

$$D_2 = 13474,764 / 2245,794 = 6,0$$

D₂ est distribuée comme un F_{5,53} si l'hypothèse H₁ est vérifiée.

La valeur de F pour le seuil $\alpha = 5$ % pour le même nombre de degrés de liberté est comprise entre 2,40 et 2,37 respectivement valeurs critiques de $F_{5,50}$ et $F_{5,60}$.

Nous ne pouvons donc accepter l'hypothèse H1; les ordonnées à l'origine sont significativement différentes.

Nous pouvons donc conclure que pour mesurer l'influence nette du niveau de vie sur la consommation, il faudrait distinguer l'appartenance au secteur.

3.2.5. Analyse de covariance pour le groupe : Autres produits alimentaires

L'ajustement double-Logarithmique a été retenu pour les six secteurs d'habitant, ainsi, la taille de l'échantillon sera n=6 x10= 60.

<u>Modèle</u>	âj	b̂,	$\hat{\sigma}\hat{\mathbf{a}}_{\mathbf{i}}$	Valeur de l'élasticité
		3		9122 9502
Grand Alger	0,75	0,33	0,03	0,75
Métropoles	0,71	0,54	0,03	0,71
Agglomérations>70000 h	0,74	0,29	0,02	0,74
Agglomérations entre 45000 et 70000 h	0,72	0,28	0,03	0,72
Agglomérations entre 15000 et 45000 h	0,78	0,96	0,04	0,78
Agglomérations de moins de 15000 h.	0,74	0,29	0,03	0,74
		-		
Hypothèse H0		$\mathbf{\hat{b}}_{j}$		
Grand Alger		0,25		
Métropoles		0,63		
Agglomérations>70000 h		0,31	$\hat{\boldsymbol{\sigma}} \hat{\boldsymbol{a}}_0 = 0.01$	0,72
Agglomérations entre 45000 et 70000 h	â₀= 0,72	0,29		
Agglomérations entre 15000 et 45000 h		0,98		
Agglomérations de moins de 15000 h.		0,36		
Hypothèse H1	$\hat{a} = 0,71$	$\hat{\mathbf{b}} = 0.36$	$\hat{\sigma} \hat{a}_0 = 0,02$	0,71

Tableau n°18 - a : courbes d'ENGEL pour le groupe :

« autres produits alimentaires» selon les six secteurs d'habitat

Source	Somme de carrés	Degrés de liberté	variances
Résiduelle par	$S_1 = 617416$	60 - 12 = 48	12862,833
rapport au modèle			
Entre le modèle et	$S_2 = S_3 - S_1$		
l'hypothèse H0	$S_2 = 16406,734$	5	3281,347
Résiduelle par	$S_3 = 633822,74$	60 – 7= 53	11958,92
rapport à			
l'hypothèse H0			
	$S_4 = S_5 - S_3$		
Entre l'hypothèse	$S_4 = 596919$	5	119383,8
H0 et l'hypothèse			
H1			
Résiduelle par	$S_5 = 1230741,7$	60 - 2 = 58	21219,685
rapport	05 1230741,7	00 - 2 36	21217,000
à l'hypothèse H1			
,			

<u>Tableau n°18 - b :</u> tableau d'analyse de covariance pour le groupe : « autres produits alimentaires» selon les six secteurs d'habitat

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H0 contre le modèle s'écrit :

$$D_1 = 12862,833 / 3281,92 = 3,92$$

D₁ est distribué comme un F_{48,5} si l'hypothèse H₀ est vérifiée.

La valeur critique de la distribution de Fisher au seuil $\alpha = 5$ % pour le même degré de liberté est comprise entre 4,49 et 4,44 respectivement valeurs critiques de $F_{30.5}$ et $F_{50.5}$.

Nous pouvons donc accepter l'hypothèse H0 et par la suite admettre que les six pentes ne sont pas significativement différentes.

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H1contre l'hypothèse H0 s'écrit :

$$D_2 = 119383,8 / 11958,92 = 9,98$$

D₂ est distribuée comme un F_{5,53} si l'hypothèse H₁ est vérifiée.

La valeur de F pour le seuil $\alpha = 5$ % pour le même nombre de degrés de liberté est comprise entre 2,40 et 2,38 respectivement valeurs critiques de $F_{5,50}$ et $F_{5,55}$.

Nous ne pouvons donc accepter l'hypothèse H1; nous pouvons admettre que les ordonnées à l'origine sont significativement différentes.

Ainsi si $\hat{a} = 0.72$ mesure l'effet commun du niveau de vie, on ne peut pas pour autant estimer la relation sur l'ensemble de la population.

3.2.6. Analyse de covariance pour le groupe : alimentation totale

l'ajustement double-Logarithmique a été retenu pour les six secteurs d'habitat, la taille de l'échantillon sera n=6 x10= 60.

<u>Modèle</u>	âį	b,	σ̂ â _i	Valeur de l'élasticité
		,	.,	9122 9502
Grand Alger	0,63	2,76	0,03	0,63
Métropoles	0,79	1,44	0,03	0,79
Agglomérations>70000 h	0,78	1,37	0,03	0,78
Agglomérations entre 45000 et 70000 h	0,71	1,96	0,04	0,71
Agglomérations entre 15000 et 45000 h	0,70	2,09	0,04	0,70
Agglomérations de moins de 15000 h.	0,74	1,72	0,02	0,74
Hypothèse H0		^		
Typothese Ho		ĥ,	1	
Grand Alger		2,32		
Métropoles		1,67		
Agglomérations>70000 h	â ₀ =0,73	1,49	$\hat{\sigma} \hat{\mathbf{a}}_0 = 0.01$	0,73
Agglomérations entre 45000 et 70000 h		2,15		
Agglomérations entre 15000 et 45000 h		1,97		
Agglomérations de moins de 15000 h.	,	1,53		
Hypothèse H1	â=0,72	$\hat{b} = 1,92$	$\hat{\sigma}\hat{a}_0=0,02$	0,72

<u>Tableau n°19 - a :</u> courbes d'ENGEL pour le groupe : « alimentation totale» selon les six secteurs d'habitat

Source	Somme de carrés	Degrés de liberté	variances
Résiduelle par	$S_1 = 32780,2$	60 - 12 = 48	682,920
rapport au modèle			
Entre le modèle et	$S_2 = S_3 - S_1$		
l'hypothèse H0	$S_2 = 5053,605$	5	1010,721
Résiduelle par	$S_3 = 37833,805$	60 - 7= 53	713,84
rapport à			
l'hypothèse H0	13		
	$S_4 = S_5 - S_3$		
Entre l'hypothèse	$S_4 = 8209,16$	5	1641,832
H0 et l'hypothèse			
H1			
Résiduelle par	$S_5 = 46042,965$	60 - 2 = 58	793,84
rapport	23 40012,500	00 2 30	, ,,,,,,,
à l'hypothèse H1			
		,	

<u>Tableau n°19 - b</u>: tableau d'analyse de covariance pour le groupe : « alimentation totale» selon les six secteurs d'habitat

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H0 contre le modèle s'écrit :

$$D_1 = 1010,721 / 682,920 = 1,48$$

D₁ est distribué comme un F_{5,48} si l'hypothèse H₀ est vérifiée.

La valeur de F pour le seuil $\alpha = 5$ % pour le même nombre de degrés de liberté est comprise entre 2,42 et 2,40 respectivement valeurs critiques de $F_{5,45}$ et $F_{5,50}$.

La valeur de D₁ étant inférieure à sa valeur tabulaire F, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse H0 et nous pouvons admettre que les six pentes ne sont pas significativement différentes.

La fonction discriminante du test de l'hypothèse H1contre l'hypothèse H0 s'écrit :

$$D_2 = 1641,832 / 713,84 = 2,30$$

D₂ est distribuée comme un F_{5,53} si l'hypothèse H₁ est vérifiée.

La valeur de F pour le seuil $\alpha=5$ % pour le même nombre de degrés de liberté est comprise entre 2,40 et 2,38 respectivement valeurs critiques de $F_{5,50}$ et $F_{5,55}$.

Nous ne pouvons donc rejeter l'hypothèse H1. nous pouvons admettre que les ordonnées à l'origine sont significativement différentes.

Ainsi, nous pouvons considérer que les lois sont homogènes pour l'ensemble de la population. Autrement dit, l'effet qualitatif ne joue aucun rôle sur les paramètres des courbes d'ENGEL.

Au terme de cette analyse de covariance, nous sommes maintenant en mesure de répondre à la question posée à savoir si à un niveau donné de niveau de vie, est-ce que l'appartenance à un secteur d'habitat a un effet significatif ?

Pour l'ensemble des six secteurs et pour tous les groupes de produits (132), à l'exception du groupe « fruits et légumes secs, les pentes sont homogènes alors que les ordonnées à l'origine sont différentes. Ceci indique que pour un même niveau de vie, la consommation dépend de la strate considérée et donc la relation ne peut être estimée sur l'ensemble de la population.

Pour le groupe « fruits et légumes secs » les lois sont entièrement hétérogènes. Ceci indique que l'effet du niveau de vie sur la consommation ne peut être estimé correctement que si nous analysons la population selon les strates. Autrement dit, l'influence nette du niveau de vie sur la consommation ne peut être définie sur l'ensemble de la population.

Nous pouvons raisonnablement penser que la nature différente des composants du groupe « fruits et légumes secs » est à l'origine d'un tel résultat.

Par contre, pour l'alimentation totale, les lois ajustées pour les six secteurs sont entièrement homogènes. En effet les pentes à l'origine ne sont pas significativement différentes d'une strate à l'autre.

⁽¹³²⁾ En ayant à l'esprit que pour le groupe « viandes, volailles et poissons » l'analyse a porté sur cinq secteurs seulement pour lesquelles le même ajustement a été retenu (ajustement linéaire)

Conclusion générale

En présentant les conclusions, il est toujours difficile d'évaluer avec précision tous les résultats sans rappeler la méthodologie du travail et qui donne une limite à la recherche entreprise.

Dans le but d'arriver à quelques conclusions sur la structure de la consommation alimentaire en milieu aggloméré et disposant des résultats de l'enquête nationale sur les dépenses de consommation de 1988, nous avons étudié la liaison entre la dépense d'alimentation et le niveau de vie ; ce dernier étant approximé par la dépense totale⁽¹³³⁾.

L'étude de cette liaison a été faite selon trois formes de lois. Nous avons ensuite procédé à des estimations par la méthode des moindres carrés, effectuant une régression pondérée par le nombre de ménages et ce à partir des moyennes, par tranches de dépenses, de la dépense alimentaire en fonction de la dépense totale.

C'est donc une approche simplifiée à l'extrême et dont l'explication est certainement incomplète.

Cette méthode d'approche a permis de dégager des résultats très significatifs. En effet, l'hypothèse émise par Engel a été largement vérifié car l'élasticité calculée pour les produits alimentaires est inférieure à l'unité.

Aussi, pour la majorité des groupes de produits, la loi à élasticité constante a été retenue.

Ce résultat amène à penser que le comportement du ménage algérien n'a pas subi une transformation structurelle significative depuis l'enquête menée par l'AARDES en 1968 – 1969. Autrement dit, le ménage algérien n'a pas encore satisfait ses besoins alimentaires et continue d'allouer de fortes sommes à l'achat de ces produits.

Une telle situation ne semble pas cadrer avec ce qui est observé universellement. Pour les pays industrialisés et certains pays comparables à l'Algérie (dont la Tunisie), l'expérience montre que l'élasticité de la consommation de la majorité des produits alimentaires par rapport au niveau de vie est faible et de plus, une fonction décroissante de celui-ci. La loi semi-logarithmique est généralement retenue car, pour la plupart

⁽¹³³⁾ Un certain consensus, dans la littérature, relative à l'analyse de données d'enquêtes, s'est établi sur le choix de la dépense totale comme variable explicative car elle est un moyen pratique pour éviter les erreurs dans les relevés de revenus, tout en réalisant des estimations satisfaisantes.

des produits allmentaires, il existe une saturation de la consommation quand le niveau de vie augmente.

Le résultat obtenu peut paraître paradoxal mais néanmoins, nous pouvons donner une tentative d'explication. L'élargissement de la base concernée par la pauvreté avec la détérioration du pouvoir d'achat d'une grande majorité de la population est sans doute à l'origine d'un tel résultat.

Tout porte à croire que le poste « alimentation » gardera encore à l'avenir une place prépondérante dans l'affectation du budget, ce qui ne peut qu'accentuer les pressions sur le marché local et le recours aux importations massives.

Les résultats auxquels nous sommes parvenus restent bien entendu très tributaires des données de l'enquête, de leur qualité, de leur homogénéité et de leur fiabilité.

A ce sujet deux remarques s'imposent :

- ◆ le nombre d'observations peut paraître insuffisant. En effet, contrairement aux deux précédentes enquêtes, l'enquête de 1988 n'a retenu que dix tranches de dépenses annuelles par personne.
- ◆ les résultats obtenus ne permettaient pas souvent de trancher en faveur d'un tel ou tel ajustement. Ceci tient vraisemblablement au fait que, disposer de deux tranches de dépenses non bornées (inférieures à 3149 DA et supérieures à 15473 DA) est assez gênant.

Sur ce point, AIT AMARA⁽¹³⁴⁾ souligne que, « dans un pays comme l'Algérie, les enquêtes de consommation peuvent être grandement faussées, par le fait que la consommation révélant la situation sociale des enquêtés, ces derniers, soit, surestiment leur consommation (cas des bas revenus), soit la sous-estiment (cas des hauts revenus) ».

Sur un autre plan, il existe peu d'informations sur la façon dont s'est déroulée l'enquête. A notre connaissance, il semblerait qu'il n'existe aucun document écrit, tant en ce qui concerne les résultats obtenus par type d'habitat (135), par catégorie socio-professionnelle ...etc, que des conditions dans lesquelles elle a été réalisée. Il est donc difficile de donner une appréciation objective sur la qualité des résultats de l'enquête.

⁽¹³⁴⁾ AIT AMARA, In CREA, L'évolution de la consommation alimentaire en Afrique : cas de l'Algérie, 1981, p. 125

⁽¹³⁵⁾ les données utilisées dans le cadre de ce travail nous ont été fourni directement par les services de l'ONS.

Ainsi, il y a lieu de souligner que nos choix théoriques ont été largement conditionnés par la nature des données utilisées, ce qui pousse à s'interroger sur les limites de la méthodologie employée et de la qualité des résultats obtenus, au vu de la réalité économique considérée et de la nature des observations disponibles.

Ceci nous amène à réfléchir sur les possibilités d'amélioration de certains aspects dans les enquêtes futures.

Dans une société beaucoup moins homogène que dans les pays industrialisés, il serait judicieux de retenir un échantillon de plus grande taille.

Aussi, la tendance à la nucléarisation des ménages (actuellement contrariée par la crise de logement) est un fait important que l'on ne saurait ignorer. Peut-être faudrait-il introduire une différenciation entre ménages d'une personne, ménages ordinaires et ménages polynucléaires.

Enfin, il faudrait songer dans les enquêtes futures à introduire le revenu comme variable de classement des budgets étant donné l'intérêt que celui-ci présente dans le cadre des élasticités.

Tout au long de ce travail, nous avons apprécié les dépenses de consommation des ménages selon un critère spatial (niveau d'agglomération). Il serait intéressant de procéder au même travail et à l'aide des mêmes indicateurs selon un critère social : catégorie socio-professionnelle du chef de ménage.

De même, une étude plus détaillée par niveau de revenu, par région, par produit... permettrait de mieux cerner le comportement des logiques budgétaires.

Il est à souligner que les enquêtes en Algérie se font chaque dix ans et ceci ne permet pas de cerner les différents changements significatifs dans les comportements des ménages. Il est donc nécessaire de réaliser des enquêtes permanentes et penser sérieusement à améliorer les performances de ces dernières.

A l'issue de cette analyse, il semble intéressant de discuter de l'importance et de l'intérêt de la recherche entreprise.

Dans le cadre de la planification et de la prévision de la consommation, le travail effectué constitue une introduction aux travaux de modélisation de la consommation et du comportement des consommateurs, car il permet un début de synthèse méthodologique et l'estimation de relations utiles pour le planificateur algérien.

Aussi, ce travail a permis de réfléchir sur les possibilités d'amélioration de certains aspects pour les enquêtes futures.

On achèvera ce travail de recherche par la conclusion suivante, conclusion qui est et nous en sommes persuadés, plus que jamais, d'actualité :

Il est indispensable d'accorder à l'analyse de la consommation en Algérie, toute l'importance qui lui échoit. A cet effet, l'utilisation des méthodes économétriques nous paraît d'un intérêt capital.

ANNEXE

Les données utilisées

J.	D ₁₀		2498		3205		330		2351		9286		27872
ď	D ₉		2104		2116		156		1240		6382	•	13149
D°	D ₈		1645		1524		127		1350		5305		10007
D,	D ₇		2169	2169		1920		133			5297		8481
De	,	517	1251		736		74		1517		4095		7222
Ds		636	1455		696		143		228		3431		5804
D4	I C	47.1	1006	,	856		9/		068		3255		5318
D3	00)	088	1021	000	67.6	ì	98	1	977		7950	1	4621
D2	412		916	053	579		42		707	2000	7077	7 4 1	3545
D_1	547		749	150	OCT	6.7	70	20	60	1502	252	7777	2433
	рC) 1	FR	(7)	T &	CE	J.C.	AIT	OV	AT	2	TA	֡֡֞֞֓֓֓֟֝֟֝ ֓

Tableau n°1: Répartition et valeur moyenne de la dépense par personne selon les tranches de dépenses annuelles par personne pour la strate : Grand Alger

D ₁₀	844	2768	3631	321	4474	12038	25865	
D ₉	767	2067	2768	148	2213	7963	12576	
D ₈	638	1764	2095	118	1973	8859	1066	
D ₇	747	1977	2564	141	169	5598	8293	
Dé	099	1882	9961	119	555	4982	7060	
D ₅	571	1367	1587	68	639	4253	6092	
D4	575	1314	1371	73	392	3725	5276	
D ₃	579	1036	1391	81	213	3300	4575	
D2	569	1119	1174	59	102	3023	4066	
D_1	390	747	834	45	22	2038	2890	
l 	PC	FR	dΛ	SE	ΑU	ΥΓ	DT	

Tableau n°2 : Répartition et valeur moyenne de la dépense par personne selon les tranches de dépenses annuelles par personne pour la strate : Métropoles

		-						
	D ₁₀	983	2583	3546	259	2786	10157	26362
	D ₉	715	1992	2345	177	1936	7165	13171
	D ₈	209	1480	1767	132	1751	5737	10275
	D,	491	1300	1295	98	1738	4910	8207
	D_{6}	510	1310	1253	104	1097	4274	7052
	D,	404	1234	1117	119	1014	3888	6228
	D4	465	813	1080	98	789	3233	5180
	D3	496	1100	939	77	173	2785	4372
	$\mathbf{D_2}$	450	698	746	71	187	2323	3559
4	ימ מ	302	627	431	55	154	1569	2527
		PC	FR	VP	SE	AU	AL	DT

Tableau n°3 : Répartition et valeur moyenne de la dépense par personne selon les tranches de dépenses annuelles par personne pour la strate : Agglomération de plus de 70000 habitants.

		,		,		,	,
D_{10}	746	1691	2516	262	3318	8533	25123
රි	199	1752	2360	309	1651	6739	12650
D ₈	595	1537	1714	103	1450	5399	9915
D,	715	1501	1825	123	362	4526	8058
D ₆	650	1402	1521	117	579	4269	7167
D ₅	461	991	1145	62	1272	3931	6284
D_4	741	1306	1271	112	217	3647	5259
D_3	516	887	686	53	363	2758	4527
D_2	909	743	615	76	308	2248	3868
D_1	455	503	325	27	351	1991	2615
	PC	FR	VP	SE	AU	AL	DT

Tableau n°4: Répartition et valeur moyenne de la dépense par personne selon les tranches de dépenses annuelles par personne pour la strate : Agglomération entre 45000 et 70000 habitants.

	1						
D ₁₀	857	2678	2912	261	2977	5896	32872
D ₉	631	1819	1979	164	2421	7014	13281
Ds	724	1859	1908	158	1378	6027	10191
D ₇	532	1341	1506	111	1470	4960	8410
De	929	1539	1529	102	390	4236	7099
Ds	642	1262	1119	96	559	3678	6087
D4	502	966	854	84	744	3180	5205
D3	508	882	632	95	630	2747	4373
D_2	536	809	638	11	309	2168	3504
\mathbf{D}_1	401	465	289	45	324	1524	2399
,	PC	FR	VP	SE	AU	AL	DT

Tableau n°5 : Répartition et valeur moyenne de la dépense par personne selon les tranches de dépenses annuelles par personne pour la strate : Agglomération entre 15000 et 45000 habitants.

		<u>,</u>	820	040	2027	1	2002	2076	323		3300	2222	0777	7117	29412
	De	ý	626		1525	1	2466	2	167	/ O #	2448	2	CrCL	1	12895
	Ď		693		1543		2371	•	244	<u>-</u> -	950)	5801	1	9754
	D ₇		554		1234		1480		133		1425		4826		8608
	D ₆		599		1189		1485		114		738		4125		7027
	D ₅		485	4	918		066		116		1192		3701		6041
	D_4	L E	4/5	600	706	000	676		68		863		3258		5315
	ñ	203	/70	670	706	000	208	Č	/3	000	300	1200	C//7	02.7	4453
	D_2	460	400	746	2	661	600	6.4	40	216	040	2200	0077	2672	7/00
٢	יַר	777		630		450)	11	Ť	1/1	*	1718	07.1	2704	+0/4
		PC		FR		ΔЪ		TY	}	AII		AI.		Tu	1

Tableau n°6 : Répartition et valeur moyenne de la dépense par personne selon les tranches de dépenses annuelles par personne pour la strate : Agglomération de moins de 15000 habitants.

3109 4522 6500 9129 10650 15722 29539 28499 32243		11586	20347	22043				
9129 10650 15722 29539 28499 32243		22653	23498		41542	42955	77432	
29539 28499 32243	-			23667	31443	32965	27893	
		34947	43476	47429	44932	51797	52005	
	15658 13570	18790	18790	15397	22704	20356	22183	
S5 43439 41078 57131 56187		71768	71296	83100	81684	98209	93016	,
Se 49936 61116 56644 65588		65588	58880	68942	61862	81613	83104	

Tableau n° 7: Répartition du nombre des ménages selon les déciles de dépenses annuelles par personne et selon les secteurs d'habitats agglomérés

							-,
Ensemble	100933231	230519268	255424274	21690274	197388213	805955260	1595681960
Se	26077990	53094540	66979449	698809	53614332	205855970	400462010
Ss	30376384	69910052	69471857	6140529	59777308	235676130	484879710
S ₄	6882009	13442753	16714997	1430603	12068808	50542170	99371340
S3	16127461	40072271	42762945	3406195	3367928	136048200	256089790
Sz	9029444	22879938	28078026	1704466	15875626	77567500	123984280
S_1	12436943	31119714	31417000	2918822	22372811	100265290	230894830
	PC	FR	VP	SE	AU	AL	DT

Tableau n°8 : Montant de la dépense par grand groupes de produits alimentaires et de la dépense totale selon les secteurs d'habitats agglomérés (en centaines de dinars)

Total	1739122	1393140	2900839	1138351	4978927	4642225	16792604
D ₁₀	416270	118842	282075	109868	500018	424832	1851905
D ₉	288817	173952	307454	117958	574147	460235	1922563
D ₈	316795	180714	301213	131529	54400	368561	1843212
D_7	161364	154512	340945	105932	614752	478123	1855128
Dé	192560	154850	327215	133356	525986	438993	1722661 1762960
D ₅	110497	164148	266058	148753	542039	491166	1722661
D4	124344	153159	293516	100212	455635	538866	1665732
D3	64150	125435	272090	131007	483020	477750	1553452
D ₂	47477	91118	258153	80640	379144	516507	1373039
Dı	26848	76410	252120	79596	359786	447192	1241952
L.,	S1	S2	S3	S4	SS	9S	Total

Tableau n°9 : Répartition de la population selon les déciles de dépenses annuelles par personne et selon les secteurs d'habitats agglomérés

Identification des codes utilisés

1°/

D₁, D₂, ...D₁₀: représentent les tranches de dépenses annuelles par personne.

2°/

PC : Pain, céréales et dérivés FR : Fruits et légumes frais

VP: Viandes, volailles et poissons

SE: Fruits et légumes secs

AU : Autres produits alimentaires AL : Dépenses alimentaires totales

DT: Dépenses totales

3°/

S₁: Grand Alger S₂: Métropoles

S₃: Agglomérations de plus de 70000 habitants

S₄: Agglomérations entre 45000 et 70000 habitants S₅: Agglomérations entre 15000 et 45000 habitants S₆: Agglomérations de moins de 15000 habitants

+++ BIBLIOGRAPHIE +++

- AARDES, « Enquête sur les budgets familiaux : La dépense d'alimentation à partir de l'enquête sur les budgets familiaux de 1967 68, Vol. 3a et 3b.
- AITCHISON Y. et BROWN J. A., « A synthesis of Engel curves theory, the Review of Economic studies, n° 57, 1955, pp. 35 46.
- AMMANI M., Microéconomie: Théorie, Critiques et Exercices pratiques, Quebec, Canada, Gaëtan Morin, 1981.
- ANTONIADIS A., BERRUYER, J. et CARMONA, R., Régression non linéaire et application, Economica 1992.
- ATTALI J. et GUILLAUME M., L'antiéconomique, Vendôme, Puf,1975.
- BADILLO D., Sratégie agroalimentaire pour l'Algérie prospective 2000, Aix en Province, Edisud, 1980.
- BENHABIB A., « Problématique du modèle de consommation algérien : Approche marketing », présentée à MERRAKECH, Mars 1994.
- BERNARD B., et SIMON Y., Macro-économie, Tome 1, Paris, Dunod, 1971.
- BERTHOMIEU C., La loi et les travaux d'Engel, « Consommation » n°4, 1966, pp 59-89.
- BIALLES M. et GOFFIN R., Eonomie générale, Paris, Foucher, 1986
- BONNAFOUS A., La logique de l'investigation économétrique, Paris, Dunod, 1973.
- BOURBONNAIS R., Econométrie, cours et exercices corrigés, Paris, Dunod, 1993.
- BRESSON G. et PIROTTE, A., Econométrie des séries temporelles, théorie et applications, Paris, PUF, 1995.
- DEATON A.S. et MULLBAUER J., «An Almost Ideal Demand System», American Economic Review, Vol. 70, n°3, juin 1980.
- DERYCKE P. H., Elasticité et analyse économétrique, Cujas, 1964.

- DESABIE J., Théorie et pratique des sondages, Paris, Dunod, 1966.
- DESJARDINS D. R., « L'économie de l'alimentation en Algérie » In les cahiers de la recherche n° 15 et 16, décembre 1981 et mars 1982.
- DIDIER M., les projections économiques d'ensemble, Paris, Puf, 1979.
- DUPONT B. et RYS, A., Introduction à la microéconomie, Paris, Armand Colin, 1993.
- FERBER R., Théorie de la consommation, Paris, Economica, 1976.
- FERECELLIA. M., Principes de microéconomie, Paris, PUF, 1991.
- FROIS G. A., Microéconomie, 2° éd., Paris, Economica, 1989.
- GIRAUD R. et CHAIX, N., Econométrie. Paris, PUF, 1989.
- GOURIEROUS C. et MONFORT, A., Statistiques et modèle économétriques, Vol. 1, Economica, PARIS 1989.
- HAMMOUCH S. Etude économétrique des consommations alimentaires à partir de budgets familiaux 1979 1980, Mémoire de Magister, Université d'Alger, juin 1985.
- HOUTHAKKER H. S. et TAYLOR L. D., « Demande des consommateurs aux USA ». Harvard, 1966.
- JOHNSON M. B., Household behaviour: Consumption, Income and Wealth, Great Britain, Penguin Modern Economics, 1971.
- JOHNSTON J., Méthodes économétrique, Tome 1 et 2, 3ème édition, Paris, Economica, 1988, traduit en français par GUERRIEN B.
- JUDGE G. G., GRIFFITHS W. E., CARTER HILL R., LÜTKEPOHL H. et LEE T.C., The theory and practice of econometrics, Wiley, second edition, 1984.
- KANE E. Y., Statistique économique et économétrie, Paris, Armand Colin, 1971. Traduit en Français par GAUDOT G., BREZARD G. et RAULT A.
- LABROUSSE C., Introduction à l'économétrie, Paris, Dunod, 1972.

- LESER C. E. V., « Forms of Engel function » ,Econometrica, Vol 31, n°4, 1963, pp 694-703.
- LENGELLE M., La consommation, Paris, Puf, 1971.
- L'HADDY P. et VILLENEUVE A., « Le comportement des consommateurs d'après l'enquête « budget de famille » de 1963, Etude et conjonctures, n°10, 1968, pp 1-82.
- LILLIEN M. (DAVID) et E. HALL (ROBERT), Micro TSP user's manual, Quantitative Software, Ivrire, California, 1989 (version 5.1).
- MADDALA G. S., Econometrics, New York, Mc Graw Hill, 1987.
- MAILLET P., L'économétrie, coll. « Que sais-je? », 2°éd; Vendôme, PUF, 1976.
- MALINVAUD E., Méthodes statistiques de l'économétrie, Paris, Dunod, 1981.
- MOUCHOT C., Statistique et économie, Paris, Economica, 1983.
- Office Nationale des Statistiques, Dépenses de consommation des ménages : Résultats globaux de l'enquête sur les dépenses de consommation des ménages 1988, n°45.
- PRAIS S. J. et HOUTHAKKER H. S., The analysis of family budgets, Cambridge University Press, 1955.
- ROTTIER G. « Niveau de vie et consommation non agricole », consommation n° 3-4, 1959.
- ROTTIER G., Enquête par sondage et analyse de la demande, Paris, Credoc, 1963.
- ROTTIER G., Econométrie appliquée: Modèles de consommation, Paris, Dunod, 1975.
- RUTH P. MACK, Economics of consumption: A survey of contemporary economic, Vol II, B. F. Harley Editor Iwin et C°, 1952.
- SALVATORE D., Econométrie et statistiques appliquées, Mc Graw Hill, Paris 1985, LOUDRIERRE G., Pour la traduction française.

- SOUAMES A., « La loi d'Engel de la baisse relative des dépenses alimentaires par rapport au budget est-elle vérifiable en Algérie », Statistique, n° 7, 1985, pp 26-36.
- SOUAMES A., « Estimation de systèmes linéaires de dépenses (SLD) de consommation incorporant la composition des ménages, Revue Satistique, n° 11, 1986, pp.26-22.
- STEWART M. B. et WALLIS K. F., Introductory econometrics, second edition, Great Britain, Basil Blackwell, 1987.
- THOMAS R. L., Introductory econometrics: theory and applications, New York, Longman, 1985.
- TROGNON, « Composition des ménages et systèmes linéaires de dépenses », Annales de l'INSEE, n° 41, 1981.
- ROY R., Eléments d'économétrie, Paris, Puf, 1970.
- WOLD H., Analyse de la demande : une étude économétrique, New York, 1953.
- WORKING H., Statistical laws of family expenditures, Journal of American Statistical Association, Vol. 38, 1943.

