

ECONOMIC
RESEARCH
F O R U M



منتدى
البحوث
الاقتصادية

2015

working paper series

TESTS DE SEPARABILITE DANS LES DECISIONS
DES MENAGES AGRICOLES : CAS DU MAROC

Touhami Abdelkhalek and Fouzia Ejjanou

Working Paper No. 955

TESTS DE SEPARABILITE DANS LES DECISIONS DES MENAGES AGRICOLES : CAS DU MAROC

Touhami Abdelkhalek and Fouzia Ejjanoui

Working Paper 955

October 2015

Les auteurs remercient Ragui Assaad ainsi que d'autres participants à l'un des Ateliers de la 21ème Conférence de l'ERF pour leurs remarques et commentaires pertinents sur une première version de ce travail et qui ont aidé à améliorer son contenu. Toute erreur reste bien sûr strictement celle des auteurs.

Envoyer correspondance:

Touhami Abdelkhalek

l'Institut National de Statistique et d'Economie Appliquée (INSEA)

Atouhami@insea.ac.ma

First published in 2015 by
The Economic Research Forum (ERF)
21 Al-Sad Al-Aaly Street
Dokki, Giza
Egypt
www.erf.org.eg

Copyright © The Economic Research Forum, 2015

All rights reserved. No part of this publication may be reproduced in any form or by any electronic or mechanical means, including information storage and retrieval systems, without permission in writing from the publisher.

The findings, interpretations and conclusions expressed in this publication are entirely those of the author(s) and should not be attributed to the Economic Research Forum, members of its Board of Trustees, or its donors.

Résumé

La modélisation et l'analyse empirique des comportements des ménages agricoles, notamment, dans un contexte de marchés imparfaits, sont importantes en microéconomie du développement. Savoir si les différentes décisions des ménages agricoles se prennent *de façon séparable ou non-séparable* est nécessaire pour une modélisation adéquate de leurs réactions face à toute politique économique. En effet, un modèle de ménage *séparable* et un modèle de ménage *non séparable* produiraient manifestement des résultats différents en termes de simulations d'impacts. Il est donc à chaque fois important de tester lequel de ces deux types de modèles est à construire et à adopter avant de procéder à des simulations. Sur une base de données marocaine, extraite d'une enquête nationale sur les niveaux de vie des ménages de type transversale, nous conduisons plusieurs tests de séparabilité selon diverses approches et méthodes. Plus précisément, nous testons *l'hypothèse nulle de la séparabilité* d'abord sur la base d'un chiffre d'affaires global puis selon plusieurs chiffres d'affaires générés sous diverses productions agricoles. Nous nous appuyons à la fois sur *la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)* puis sur celle à *variables instrumentales (VI)* pour corriger les éventuels biais d'endogénéité des régresseurs et enfin sur *des spécifications de modèles de type Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE)*. Nos résultats montrent que l'hypothèse de la séparation des décisions est rejetée dans bon nombre de fois. Ceci dépend de la spécification retenue au niveau des variables dépendantes, des variables indépendantes et de la méthode d'estimation retenue.

Mots clés : modèles de ménages agricoles – tests de séparabilité – Maroc.

Abstract

The modeling and empirical analysis of the behavior of farming households, particularly in a context of imperfect markets, is important in development microeconomics. Whether the various farm household decisions are made separable or non-separable is necessary for the adequate modeling of their reactions to any economic policy. Indeed, a separable household model and a non-separable household model produce different results, in terms of impact simulations. It is therefore important to test each of these two types of models and to construct and adopt prior simulations. On a Moroccan database, extracted from a national survey on living standards of cross type households, we conduct several tests of separability through various approaches and methods. Specifically, we test the null hypothesis of the first separability on the basis of total turnover and as many turnovers generated in various agricultural products. We rely on both ordinary least squares (OLS) and then on the instrumental variable (IV) to correct the possible endogeneity bias regressors and finally the type of model specifications Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE). Our results show that the hypothesis of the separation of decisions is rejected many times. This depends on the specification used in the dependent variables, independent variables and the retaining estimation method.

1. Introduction et Motivation

En théorie économique, lorsque l'on suppose que les marchés existent et sont fonctionnels (ceux des biens, du travail, de la terre ou du capital en particulier) les différentes décisions économiques des ménages ruraux sont alors traitées comme celles des autres agents économiques. Elles sont régies principalement par les prix des facteurs, par ceux des biens produits ou achetés et par les différentes contraintes usuelles. Par contre, quand certains marchés sont absents ou ne fonctionnent pas parfaitement, les prises de certaines décisions deviennent particulières et spécifiques aux ménages. Une telle situation a des implications importantes sur les réponses et les réactions des ménages aux éventuelles mesures de politiques économiques.

Par ailleurs, les ménages ruraux des pays en développement sont systématiquement exposés à des marchés incomplets et parfois même absents. Ces imperfections conduisent à ce qui est dit une « *non séparabilité* » des décisions. En effet, cette dernière implique presque toujours que les décisions du ménage agricole, concernant la production (intrants utilisés, offre et demande de travail, choix de spéculations, niveaux des productions, etc.), sont influencées par ses propres caractéristiques en tant que consommateur (préférences, produits consommés, composition démographique, caractéristiques socioéconomiques, etc.).

A l'inverse, lorsque les marchés sont complets, ce qui est rare en milieu rural des pays en développement, les demandes de facteurs et des autres inputs, et donc les niveaux de production des ménages paysans, sont indépendants de leurs caractéristiques. Ces ménages se comportent alors comme des firmes qui maximisent leurs profits. Dans ce cas, un modèle dit « *séparable* » peut être utilisé pour approcher leurs comportements et simuler les impacts des politiques économiques.

Sadoulet (2000), parmi d'autres auteurs, sur lesquels nous revenons ci-dessous, a montré que différents types d'imperfections de marchés conduiraient à la non-séparabilité des décisions des ménages agricoles. Il s'agit particulièrement de l'hétérogénéité dans les dotations en ressources et dans les choix de participation aux marchés, de l'existence différenciée de coûts de transaction, de diverses contraintes de participations à différents marchés, de l'absence complète de certains marchés, etc.

Sur le plan empirique, depuis le travail pionnier de Singh, Squire et Strauss (1986), il est connu que la non-séparabilité éventuelle des décisions affecte la modélisation économétrique du comportement des ménages agricoles. Ceci se produit au moins de deux façons. D'abord, elle rend statistiquement incompatibles les estimations des paramètres des fonctions d'offre et de demande habituelles généralement utilisées, ensuite elle change carrément les résultats des simulations en statique comparative tout comme en dynamique.

Un modèle de ménage séparable et un modèle de ménage non séparable produiraient donc manifestement des résultats différents, en termes de simulations d'impacts de politiques économiques. Il est donc à chaque fois important de tester lequel de ces deux types de modèles est à construire et à adopter avant de procéder à des simulations de politiques économiques.

Au Maroc, comme dans d'autres pays en développement, les ménages paysans du milieu rural semblent se trouver justement confrontés à des marchés imparfaits. Leurs décisions de consommation et de production se trouveraient jointes. L'étude de leurs comportements devrait donc se faire par la spécification de modèles non séparables. Cependant des tests formels de séparabilité devraient être conduits pour confirmer ou infirmer une telle hypothèse et aider au choix du modèle à retenir. C'est précisément l'objet de ce travail.

Dans ce texte, nous testons *l'hypothèse nulle de la séparabilité* entre les décisions des ménages agricoles au Maroc. Dans la section 2, nous faisons une synthèse de la littérature théorique relative aux décisions des ménages, notamment sur les modèles séparables et non séparables.

La section 3 présente les résultats de différents tests empiriques de séparabilité développés et utilisés dans la littérature dans ce contexte. Dans la section 4, nous rappelons brièvement la formulation, la base d'estimation et de tests des modèles *Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE)* que nous utilisons par la suite à côté des méthodes des moindres carrés ordinaires (*MCO*) et de doubles moindres carrés (*DMC*) basées sur des variables instrumentales (*VI*).

La section 5 présente la partie de la base de données, extraite d'une enquête nationale sur les niveaux de vie des ménages (ENNVN) du Maroc que nous exploitons dans le cadre de cette recherche. La section 6 présente et commente les résultats obtenus. La dernière section est réservée à une conclusion.

2. Modèles de Ménages Agricoles : Séparabilité et Non Séparabilité

Depuis plusieurs années maintenant, une question a pris beaucoup d'importance dans l'analyse microéconomique du développement. Elle est relative à l'analyse du comportement des ménages agricoles ou ruraux vis-à-vis des structures des marchés, de l'incertitude et du risque. En effet, dans les pays en développement, ce type de ménages fait généralement face à des marchés incomplets ou défectueux.

Cette défaillance peut concerner autant des marchés courants (intrants de production, facteurs de production, produits de consommation) que ceux inter temporels (crédit, assurance). C'est là en fait une caractéristique des marchés dans les pays en développement comme le Maroc. Dans son livre sur l'économie paysanne, Ellis (1993) définit d'ailleurs un ménage paysan comme étant une unité économique « *partiellement intégrée dans des marchés incomplets* ».

Certains marchés peuvent ne pas exister à cause des caractéristiques physiques du milieu rural ou aussi à cause des problèmes d'information imparfaite entre les agents en place (travail des femmes et des enfants chez autrui, location et vente de la terre, assurance, crédit, etc.). En effet, il est connu que l'aléa moral et la sélection adverse sont des contraintes à l'émergence et au développement de ces marchés en milieu rural.

Même lorsque ces marchés existent, ils sont parfois sujets à divers coûts de transactions (transport, information, supervision, etc.) plus ou moins élevés ce qui diminue et décourage la participation de certains paysans ou y crée une discontinuité. De ce fait, les véritables prix sont différents d'un acheteur à l'autre et aussi d'un vendeur à l'autre à cause justement de ces coûts additionnels pour les uns et les autres.

Par nature, les conséquences de certaines de ces défaillances ne sont ni identiques ni uniformes pour tous les ménages. Elles sont variables et dépendent, par exemple, de la localisation géographique de l'exploitation qui définit la distance par rapport aux marchés ainsi que de la possession de certains actifs spécifiques. C'est en prenant en considération, au moins en partie, les caractéristiques particulières des ménages, face à ces imperfections et défaillances de marché, que leur hétérogénéité est captée dans les spécifications des modèles de ménage. Elles aident alors à expliquer les comportements et à approcher les différences de réactions éventuelles entre les ménages face à une politique économique donnée.

Lambert et Magnac (1992) argumentent par ailleurs que l'intégration de considérations dynamiques et/ou l'attitude des ménages face au risque et à l'incertitude sont d'autres sources qui impliqueraient une non-séparation dans les décisions de ces derniers.

D'autres défaillances des marchés d'une autre nature peuvent être enregistrées. Elles seraient relatives aux contraintes sur les quantités échangées ou au rationnement. C'est par exemple le cas du crédit alloué qui est souvent limité par la propriété de certains actifs qui pourraient servir de garantie au prêteur. Vu d'une certaine façon, c'est aussi le cas de l'offre de travail en dehors

de l'exploitation qui se trouve limitée par le chômage, soit de façon structurelle soit encore saisonnière étant donnée la nature des activités agricoles.

Une autre raison majeure justifie l'intérêt porté à l'étude des comportements des ménages ruraux dans le contexte de marchés imparfaits. Elle est relative à l'importance économique et sociale de ces ménages comme agents potentiels de développement. En effet, déjà au niveau numérique, la population rurale reste majoritaire dans certains pays en développement ou en représente une proportion importante. Au Maroc cette proportion est d'environ 40%. En outre, une part très significative de cette même population est employée dans le secteur agricole et endure des niveaux élevés de pauvreté.

L'étude des réactions et des changements des comportements à court et à long termes des ménages (agricoles et ruraux) s'avère donc de plus en plus incontournable pour mettre en place des politiques économiques comme celles de lutte contre la pauvreté dans les pays en développement dont le Maroc.

Pour traiter de façon plus systématique, plus rigoureuse et plus formalisée les impacts de telles politiques, plusieurs cadres théoriques ont été proposés. Ces derniers interprètent et analysent, autrement que classiques, les comportements des ménages agricoles ruraux qui paraissent parfois économiquement non ou peu rationnels.

Les modèles dits de ménages font partie de ces nouveaux outils d'analyse. Ils essaient de modéliser simultanément les prises de décisions conjointes auxquelles les ménages ruraux font face. Ces décisions sont relatives aux processus de production, à la demande de facteurs et des inputs, aux demandes et aux consommations des biens et services et à l'épargne, à l'offre de travail (et à la demande de loisir), etc.

Sous des structures appropriées, les modèles de ménages dont il s'agit ici sont utilisés pour approcher les comportements des ménages ruraux assimilés à de petites exploitations agricoles. Cette modélisation, très pertinente pour analyser les réactions de ce type d'agent, a été initiée dans plusieurs travaux pendant les années 80 du siècle précédent, notamment ceux de Singh, Squire et Strauss (1986), puis utilisés et améliorés ensuite par Sadoulet et de Janvry (1995), Bardhan et Udry (1999) et Sadoulet (2000). Abdelkhalek (2002) a par ailleurs utilisé un modèle de ce type pour étudier l'impact sur les ménages ruraux de la libéralisation du marché céréalier au Maroc.

La plus grande spécificité de ces modèles de ménages, c'est qu'ils intègrent, dans une même structure, plusieurs comportements qui étaient traités séparément dans la littérature économique. Il s'agit en particulier des décisions de production, de consommation et d'offre de travail.

Pour Taylor (2003), la différence fondamentale entre ce type de modèles de ménages et le modèle traditionnel de ménage consommateur par exemple, est que dans ce dernier, le budget est généralement supposé fixe, alors que dans le premier, il est endogène et dépend des décisions de production qui influencent plus au moins le revenu à travers le profit. Ainsi, aux standards effets de Slutsky, qui caractérisent le modèle traditionnel du consommateur, les modèles de ménage unitaires, ajoutent un « effet profit » additionnel qui affecte les décisions des consommateurs. En effet, pour un vendeur net, l'effet revenu global (effet revenu et effet profit) est positif et il suffit que ce dernier surclasse l'effet substitution, pour que la consommation d'un bien réponde positivement à un changement de son propre prix même si le bien en question est un bien normal ou supérieur. Inversement, l'effet revenu global est négatif pour un ménage acheteur net, ce qui renforcerait la réponse négative du ménage face à la variation du prix.

Dans la littérature relative à ces outils d'analyse, on distingue généralement deux catégories de modèles : ceux à structure séparable et ceux à structure non séparable. Plusieurs considérations et hypothèses déterminent le type de modélisation à adopter et à utiliser dans la pratique.

Dans le premier type de ces modèles, les décisions de consommation de biens (et de loisir/travail) des ménages peuvent être prises de façon indépendante des décisions de production pour le même ménage. En d'autres termes, ce dernier maximise d'abord son profit puis son utilité sous la contrainte budgétaire standard mais qui intègre les profits de l'exploitation. Dans ce cas, et à titre d'exemple, toute politique économique ou réforme qui affecterait à la marge le prix d'un bien de consommation (qui modifierait une subvention par exemple) et qui ne serait pas produit par un ménage particulier, n'aurait aucun impact sur les décisions de production du ménage et n'affecterait donc que les décisions de consommation de ce ménage.

Par contre, si par exemple des marchés manquent ou sont incomplets, la séparation des décisions n'est plus possible. Celles relatives au processus de production dépendent de celles de consommation. Dans ce second cas on parle de modèles non séparables.

La non-séparabilité, en général beaucoup plus réaliste dans les pays en développement, a des implications très importantes par rapport à l'effet des programmes gouvernementaux qui visent la consommation des ménages. Ainsi, une politique qui changerait le prix relatif d'un bien de consommation, même si celui-ci n'est pas produit par le ménage, peut influencer ses décisions de production.

2.1 Les modèles séparables

Comme nous l'avons précisé ci-dessus, sur le plan théorique, la séparabilité des décisions implique que le problème de maximisation de l'utilité d'un ménage peut être traité en deux parties séparées. Le ménage est d'abord considéré comme une unité de production qui maximise ses profits qui augmentent ses revenus. Ensuite, et dans un deuxième temps, le ménage intègre les profits de l'exploitation dans son revenu, composante principale de sa contrainte budgétaire, puis se retrouve comme un consommateur qui maximise son utilité en choisissant son offre de travail (demande de loisir) ainsi que sa consommation de biens en respectant sa contrainte budgétaire qui prend en considération tous ses revenus y compris le profit de l'exploitation.

Autrement dit, dans un modèle séparable, le niveau de profit affecte la consommation mais sans aucun effet rétroactif sur les décisions de production (Jorgenson et Lau, 1969). Formellement, ceci veut dire que les préférences de consommation du ménage n'interviennent pas dans ses choix de production. De la sorte, le problème du ménage peut être résolu en deux étapes et de façon successive en résolvant dans une première étape le sous-problème de la production. Les décisions relatives à cette dernière s'effectuent sur la base des prix des marchés, exogènes aux ménages, et indépendamment des autres décisions. Par la suite et dans la seconde étape, en intégrant les résultats de la première étape, le sous-problème de la consommation et de l'offre de travail (demande de loisir) est résolu. Les décisions qui découlent dépendent manifestement du profit dégagé de l'exploitation agricole.

Comme le précise Strauss (1986), cette situation peut se réaliser dans le cas d'un fonctionnement parfait des différents marchés ; c'est-à-dire des marchés complets et en absence de coûts de transaction. Ce type de modèles ignore donc, par construction, toutes les défaillances multiples des marchés qui caractérisent les économies rurales des pays en développement comme le Maroc. De ce fait et à titre d'exemple, toutes les contraintes sur les marchés des biens, du travail ou du crédit auxquelles font face les ménages ruraux et qui modifient leurs perceptions des prix sont ignorées.

2.2 Les modèles non séparables

La modélisation des comportements des ménages dans un contexte de marchés défaillants et incomplets impliquerait presque toujours la prise en compte de la non-séparabilité entre les décisions de consommation et celles de production. Dans ce cas, pour les ménages qui sont hétérogènes par nature, les coûts d'opportunité différents des prix des marchés qui peuvent même ne pas exister.

Ce type de modèles (non séparables) a pris son essor avec la publication du livre de Singh, Squire et Strauss (1986). Il a été suivi d'une très riche littérature théorique et empirique pour caractériser les comportements paysans dans les pays en développement.

L'identification et la connaissance des défaillances qui caractérisent le plus les ménages ruraux, et qui constituent les causes de la non séparabilité de leurs décisions de productions, de consommation et d'offre de travail s'avère indispensable. Les sources de ces défaillances sont en fait multiples comme indiqué ci-dessus. Il y a d'abord l'hétérogénéité en matière de dotations en ressources des ménages qui déterminent les choix de participation aux marchés. Une deuxième source de non séparabilité peut provenir de l'existence de coûts de transaction différenciés sur certains marchés. La troisième catégorie d'imperfections de marchés est représentée par l'existence de contraintes de participation plus ou moins serrées sur un ou plusieurs marchés.

Ces situations impliquent, en général, des biais vers certaines spéculations agricoles ou encore vers l'utilisation de certaines techniques, inputs ou facteurs de production qui ont des caractéristiques particulières. Les ménages opèrent ainsi principalement pour assurer ou diversifier leurs sources de revenus. Les stratégies adoptées par les ménages, aussi ingénieuses soient-elles, ne compensent probablement qu'une fraction de ce que les défaillances de marchés causent comme baisses de bien-être. Elles sont en général mises en œuvre à des coûts divers très élevés. En toute évidence, ces comportements seraient incompréhensibles sans prendre en compte, dans les modèles construits, la spécificité de ce contexte où les ménages paysans prennent toutes ces décisions.

Il ressort de cette brève présentation, comme le précise Sadoulet (2000), que la non-séparabilité, due à la défaillance des marchés, est une caractéristique idiosyncratique des ménages. Même lorsque le contexte lui-même n'est pas spécifique, comme cela serait le cas si les coûts de transactions étaient les mêmes pour tous, la réponse des ménages, notamment en termes de leur participation ou non à certains marchés, leur est strictement propre.

L'hétérogénéité des ménages paysans, reconnue aussi bien en ce qui concerne leurs actifs que dans leurs contextes de prise de décision, reste à être approchée et intégrée aux modèles. Les gains à dériver de politiques différenciées ne se matérialiseront qu'une fois ce rôle de l'hétérogénéité suffisamment identifié et quantifié. D'ailleurs, la faiblesse fondamentale de certaines études empiriques travaillant sur la problématique des comportements non séparables des ménages c'est qu'elles ne reconnaissent pas explicitement et n'intègrent pas cette hétérogénéité si bien mise en lumière par la théorie microéconomique du développement.

La question qui se pose dès lors c'est comment les différentes sources de non-séparabilité se manifestent dans la spécification des comportements de ménages dans ces modèles et comment peut-on tester empiriquement son existence ?

3. Tests de Séparabilité : Brève Revue de Littérature

La modélisation et l'analyse empirique des comportements des ménages sont naturellement importantes pour l'économie du développement en tant que discipline. Dans la littérature empirique, la validité de l'hypothèse nulle de la séparation des décisions des ménages est ainsi une préoccupation majeure en raison justement des multiples défaillances qui caractérisent

l'environnement des ménages ruraux. Selon Ellis (1993) ces défaillances sont importantes. Les résultats des tests de séparabilité sont par contre plutôt ambigus et pas totalement clairs.

Les premiers tests de séparabilité conduits ont utilisé des formes réduites de modèles de ménages. Ils essayent de tester, de façon directe, si les caractéristiques des ménages affectent leurs décisions de production. Certains tests conduits par la suite ont essayé de considérer, autant que possible, des modèles plus ou moins structurels pour prendre en considération de façon plus explicite les imperfections des marchés.

Dans la littérature relative à ce sujet, plusieurs tests ont été en effet développés depuis plusieurs années maintenant. Ainsi, sur des données canadiennes, Lopez (1984) rejette cette hypothèse nulle alors que Benjamin (1992), en exploitant les données relatives au milieu rural de l'île de Java ne la rejette pas. Une conclusion similaire a été déduite par Bowlus et Sicular (2003) en conduisant le même test sur des données chinoises. Grimard (2000) rejette quant à lui la séparabilité des décisions sur une base de données de la Côte d'Ivoire.

En utilisant une approche légèrement différente de celle utilisée par les auteurs précédents, puisque basée sur des comparaisons entre un salaire « ombre », indirectement approché et le salaire du marché, Jacoby (1993), Skoufias (1994), Bhattacharyya et Kumbhakar (1997) et Abdulai et Regmin (2000) concluent tous au rejet de l'hypothèse de la séparabilité.

Sur des données d'une enquête péruviennes, Murrugarra (1998) teste aussi cette hypothèse en détaillant les caractéristiques sociodémographiques des ménages retenus dans les spécifications des modèles estimés. Après avoir contrôlé justement pour différentes variables, les résultats de ses tests montrent que les sources de non séparation des décisions sont différentes entre les ménages selon leurs caractéristiques en termes d'éducation. Il teste en particulier la non-séparabilité en utilisant les restrictions imposées sur la demande de la main-d'œuvre agricole.

Sur des données françaises, Lecocq (2000) teste de son côté cette même séparabilité en distinguant explicitement entre les biens et le temps-ménage utilisé dans le processus de production de différents produits. Ses résultats montrent que l'hypothèse de séparabilité faible ne peut être rejetée que si les ménages sont fortement contraints en termes de temps. Dans tous les cas inverses l'hypothèse de non séparation n'est pas rejetée.

Cafiero, de Janvry, Sadoulet et Vakis (2004) proposent eux un test de séparabilité basé sur une approche statistique qui estime des probabilités relatives aux comportements des ménages ruraux et testent si les déterminants de la consommation affectent les décisions de production des ménages. L'accent a été porté sur les problèmes induits par le fonctionnement du marché du travail. Les données utilisées au niveau de l'application sont aussi relatives à des exploitations péruviennes. En procédant à des stratifications particulières des ménages, selon plusieurs variables socioéconomiques pertinentes, les auteurs déduisent que certaines strates de ménages sont contraintes selon leur position sur le marché du travail.

Dans notre région, en Tunisie précisément, en exploitant deux enquêtes panel relatives au village El Oulja, Arcand et Hombres (2006), montrent que pour tester la séparabilité des décisions, la non prise en considération de l'hétérogénéité individuelle inobservable entre les ménages peut biaiser les conclusions des tests. Ils proposent alors une approche alternative basée sur les techniques suggérées par la procédure d'Hausman-Taylor sur des données de type panel. Ils concluent alors que l'hypothèse de séparabilité peut être retenue et est donc non rejetée dans ce contexte.

De son côté, sur les données d'une enquête vietnamienne, Le (2010) adapte l'approche non-paramétrique de Deaton (1989) et reprend le test de Benjamin qui exploite directement la relation entre les décisions de production et les préférences des ménages, puis celui de Jacoby qui s'intéresse à la relation entre le salaire « ombre » et le salaire de marché. Il propose enfin deux autres tests qui corrigent le problème de simultanéité dans l'estimation des paramètres

des fonctions de productions qui sont rencontrés dans les deux approches et tests de Benjamin et Jacoby. Il améliore ainsi la puissance des tests utilisés et évite des conclusions parfois contradictoires. Ce faisant, tous les tests qu'il a effectués ont rejeté l'hypothèse de séparabilité.

Muller (2014), sur la base des données d'une enquête auprès des ménages en milieu rural menée en 1994 en Ethiopie, teste et rejette la séparabilité entre les décisions de production et les décisions de consommation des ménages agricoles pauvres. Dans son application empirique il examine l'imperfection éventuelle du marché du travail en Ethiopie et ses conséquences.

4. Rappel de la Formulation SURE et Test d'Hypothèse

Dans les tests considérés et revus dans la littérature, et rapportés en partie ci-dessus, les auteurs ont presque toujours retenu des modèles à une seule équation d'intérêt ou deux mais estimées de façons indépendantes, quelle que soit la méthode économétrique retenue. Or, en agriculture paysanne des pays en développement, et au Maroc en particulier, les ménages ruraux multiplient et diversifient leurs activités agricoles. Ils s'orientent plus à des productions génératrices de revenus à court terme et qui aident à résoudre rapidement les problèmes de liquidité auxquels ces ménages agricoles sont confrontés. Cette diversification au niveau de la production s'explique généralement par la détention de certains facteurs de production particuliers mais aussi et surtout par les structures familiales ou de ménages et de leurs comportements en tant que consommateurs (le nombre d'enfants ou le nombre de femmes dans le ménage). Pour ces derniers comportements, qui nous intéressent ici de façon particulière, tout ce que l'on appelle autoconsommation se retrouve à ce niveau. La prise en considération de ces situations impliquerait l'utilisation de modèles à plusieurs équations. Chacune de ces dernières expliquerait en fait une production ou une activité agricole à la fois. Ces dernières restent toutes liées et subissent les mêmes chocs aléatoires de différentes natures. *C'est notre motivation pour proposer ici l'utilisation d'une modélisation de type Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE) de Zellner (1962) et tester à travers elle l'hypothèse nulle de la séparabilité des décisions.* Dans cette section, nous rappelons brièvement la formulation usuelle de ce type de modèles économétriques.

La modélisation *SURE* est pertinente lorsqu'on cherche à expliquer plusieurs variables en utilisant simultanément un même ensemble de variables explicatives. C'est bien notre cas si on cherche à modéliser le comportement des ménages agricoles en considérant leurs productions de multiples biens. Les équations qui découlent peuvent bien sûr être estimées séparément. Cette estimation *ne prendrait cependant pas en considération le caractère structurel du système d'équations construit ni les différentes contraintes qui lui sont associées.* Elle ne permet pas non plus de tester des hypothèses relatives à des paramètres de différentes équations du système.

Dans une modélisation *SURE*, on considère M régressions empilées pour expliquer autant de variables que nous indiquons par m ($m = 1, \dots, M$). On considère aussi qu'il y a K variables explicatives dans l'ensemble. Pour chaque observation i ($i = 1, \dots, N$) et chaque variable d'intérêt ou dépendante y_m , on peut écrire : $y_{mi} = x_i' \beta_m + e_{mi}$. Le vecteur x_i' contient les valeurs des K variables explicatives pour l'unité d'observation i . e_{mi} est un terme d'erreur aléatoire non observable. On se retrouve donc avec un système à M équations pour N individus. Dans notre cas m désignera le chiffre d'affaire (absolu ou relatif) d'une activité agricole particulière et i est un ménage rural paysan de notre échantillon.

Le modèle complet serait un système d'équations de régressions linéaires et aurait la forme suivante :

$$\begin{aligned}
y_{1i} &= \beta_1' x_i + e_{1i} \\
&\vdots \\
&\vdots \\
y_{Mi} &= \beta_M' x_i + e_{Mi}
\end{aligned}$$

où $i = 1, \dots, N$. On peut aussi déduire une écriture matricielle des équations empilées comme suit :

$$y_i = \text{diag}(x_i)\beta + e_i = I_M \otimes x_i \beta + e_i$$

où y_i $i = 1, \dots, N$ est un vecteur $(M, 1)$, $\text{diag}(x_i)$ est une matrice blocs diagonale (M, M) , β est un vecteur $(MK, 1)$ de paramètres et e_i $i = 1, \dots, N$ est un vecteur $(M, 1)$, \otimes désigne le produit de Kronecker.

En combinant les informations contenues dans les différentes équations du modèle considéré, la méthode d'estimation SURE améliore l'efficacité de l'estimation du vecteur β .

Il y a aussi des hypothèses stochastiques : $E(e_i | x) = 0 \forall i = 1, \dots, N$; $Cov(e_i e_j | x) = 0 \forall i \neq j$. Cependant, comme pour les modèles des données de panel, les différentes observations (sources de revenu) pour une même unité (ménage agricole) sont corrélées entre elles.

Pour toute équation m ($m = 1, \dots, M$) les erreurs aléatoires e_{mi} n'ont pas nécessairement la même variance et peuvent être corrélées entre elles : $V(e_i | x) = \Sigma$. $\Sigma = (\sigma_{ij})$ est une matrice (M, M) composée des éléments $\sigma_{mm'} = E(e_{mi} e_{m'i})$ où e_{mi} est l'erreur de l'observation i de la m -^{ème} équation.

Sur cette base, on peut déduire que la matrice de variances et covariances des erreurs empilées s'écrit : $E(ee' | x) = I_N \otimes \Sigma \neq \sigma^2 I_{NM}$. On suppose aussi que la matrice $x'x$ est inversible pour toute taille N de l'échantillon.

Rappelons ici que la méthode SURE de Zellner (1962) a été développée et peut être utilisée pour estimer des modèles avec plusieurs variables dépendantes et un nombre différents de variables explicatives dans chaque équation. Ceci veut dire que les vecteurs x_i et x_j peuvent être différents autant par les variables qui les composent que par le nombre de ces dernières.

Dans la première étape de l'estimation usuelle d'une modèle SURE, on procède à l'estimation par moindres carrés ordinaires (MCO) de chacune des M équations du modèle et on calcule les résidus associés. Sur la base de ces derniers on construit l'estimateur $\hat{\Sigma}$ de la matrice Σ , la matrice de variances covariances des erreurs.

L'estimateur de cette matrice de variances covariances permet d'abord de corriger la variance estimée par MCO puis de calculer des estimations robustes à l'hétéroscédasticité. La nouvelle estimation de la matrice de variances covariances est par la suite utilisée pour mettre en œuvre l'estimateur des moindres carrés quasi généralisés (MCQG).

L'estimateur SURE de ce type s'écrirait alors sous la forme $\hat{\beta}^{SURE} = [X' \hat{\Omega}^{-1} X]^{-1} [X' \hat{\Omega}^{-1} Y]$ où $\hat{\Omega}^{-1}$ est une matrice basée sur la matrice $\hat{\Sigma}$ et joue le rôle d'une matrice de pondérations.

Lorsque les M équations empilées dans le modèle SURE ne font intervenir que les mêmes variables explicatives et n'imposent pas de restrictions entre les paramètres, l'estimation se trouve simplifiée. Dans ce cas l'estimation par les MCQG est équivalente à l'estimation de chaque équation par moindres carrés ordinaires.

Sous l'hypothèse de normalité des erreurs, il est aussi possible d'estimer un modèle SURE par la méthode du maximum de vraisemblance.

Dans les deux cas, pour faire une inférence statistique, dont les tests d'hypothèses linéaires ou non linéaires qui nous intéressent ici, l'estimateur SURE possède les propriétés asymptotiques souhaitables dont la normalité (asymptotique). Ces dernières reposent principalement sur la taille de l'échantillon (nombre de ménages paysans dans notre cas) comparativement au nombre d'équations retenues dans le système. En terme de variance, cet estimateur SURE est plus efficace qu'un estimateur MCO, équation par équation.¹

A partir de modèles SURE, estimés de cette façon et expliqués ci-dessous, nous testerons nos hypothèses d'intérêt relatives à la séparabilité des décisions.

5. Base de Données Utilisées

Pour procéder aux estimations et aux tests de l'hypothèse de séparabilité des décisions des ménages qui nous intéresse ici, nous avons exploité les données de l'enquête nationale sur les niveaux de vie des ménages (ENNVVM) de 1998-1999. Elle est du type *Living Standards Measurement Study* (LSMS) mise en place avec l'aide de la Banque mondiale dans plusieurs pays en développement. Cette enquête est déjà ancienne à la date d'aujourd'hui, mais elle est la seule pour laquelle nous avons pu avoir accès et obtenir les fichiers des données brutes, pertinentes pour ce travail. C'est une enquête de type transversal et a été conduite par la Direction de la statistique du Maroc sur un échantillon de 5129 ménages (2975 en milieu urbain et 2154 en milieu rural). Elle a été de portée nationale et représente les différentes régions et les diverses couches de ménages du pays.

Les données de cette enquête sont très détaillées et fournissent des informations sur les ménages, ceux du milieu rural en particulier. Pour ce travail, et étant donnée la problématique traitée, dans un premier temps nous n'avons retenu que les ménages du milieu rural. Nous décrivons ci-dessous certaines caractéristiques de ces ménages.²

Par la suite et pour focaliser l'analyse sur les petits et moyens agriculteurs de ce même milieu, et qui ont justement l'agriculture comme principale activité, nous n'avons conservé que les ménages dont la superficie de l'exploitation est inférieure à 20 hectares (mais supérieure à 0 hectares) et qui ont déclaré avoir des charges d'exploitation (intrants et main d'œuvre) non nulles.

Notre justification ici est que les ménages qui ne cultivent pas du tout de terres et qui ne produisent pas de produits agricoles (sans inputs) ne sont probablement pas des paysans et n'auraient pas l'agriculture comme principale activité. Pour ces ménages, la question de la séparabilité entre les décisions de consommation et celles de production n'aurait pas de sens.

Un autre filtre a été utilisé pour construire notre échantillon de travail. Il consiste à ne retenir parmi ces ménages que ceux dont le profit et le chiffre d'affaire ne sont pas nuls mais aussi qui réalisent des profits annuels inférieurs à 100000 dirhams. L'objectif étant d'éviter de retenir les grandes exploitations qui réaliseraient de grands profits et qui auraient des structures de production différentes de celles des petits paysans concernés par l'hypothèse que nous cherchons à tester.

En combinant ces critères de sélection, nous avons abouti à un échantillon de 497 ménages ruraux. Il va sans dire que le profil de ces ménages et plusieurs de leurs caractéristiques sociodémographiques peuvent être significativement différentes de celles des ménages marocains et même des ménages ruraux pris globalement. Ces différences sont en fait voulues pour mieux approcher les comportements d'une catégorie plus ou moins précise de ménages ruraux. Les estimations des modèles construits et les tests associés pourraient aussi ne pas être

¹ Pour plus de détails et de précisions, voir par exemple Greene (2012).

² Toutes les statistiques rapportées au niveau des ménages du milieu rural dans son ensemble sont déduites au niveau extrapolé. Ceci n'est par contre pas le cas pour le sous échantillon de travail.

les mêmes, si l'analyse a été conduite sur tout l'échantillon, à cause des biais de sélection éventuels qui découleraient de cette sélection. Les conclusions ne peuvent pas non plus être étendues à tout l'échantillon du milieu rural de l'enquête, bien que les résultats semblent globalement robustes.

Dans ce même ordre d'idées, en examinant les résultats descriptifs obtenus, on remarque par exemple que les ménages de l'échantillon de travail contiendraient en moyenne un nombre légèrement plus grand de membres, de femmes et d'enfants que les moyennes rurales respectives.

En examinant les deux répartitions des ménages selon le sexe du chef de ménage, il ressort que le pourcentage de ménages qui sont conduits par une femme est significativement plus faible pour les ménages du sous-échantillon de travail (8,65%), comparativement aux ménages du milieu rural dans leur ensemble (12%). Selon l'âge du chef du ménage, il est vrai que les chefs de ménages du sous-échantillon de travail retenus sont en moyenne significativement plus âgés à la date de l'enquête. Cependant la distinction entre les distributions d'âge des chefs de ménages n'est pas totalement nette. Dans les deux cas par exemple 20% de chefs de ménages ont plus de 65 ans (voir tableau ci-dessous).

Il en va pratiquement de même pour le niveau scolaire atteint par les chefs de ménages. Les deux structures, dominées par une très faible scolarisation (75% et plus ont le niveau primaire ou moins, y compris donc ceux qui n'ont jamais été scolarisés) sont similaires entre le rural et le sous-échantillon de travail retenu.

Lorsqu'on s'intéresse aux exploitations agricoles de ces mêmes ménages, il ressort que ceux de notre échantillon de travail exploitent naturellement et par construction, des exploitations avec des superficies moyennes plus faibles que les ménages de l'échantillon rural dans son ensemble. Les différences ne sont cependant pas très grandes comme le montre le tableau ci-dessous.

Toutes ces caractéristiques et d'autres des ménages du sous-échantillon de travail pourraient expliquer, au moins en partie, certains résultats obtenus ci-dessous.

5.1 A propos de la production des ménages ruraux

Dans leurs diverses activités, les ménages ruraux utilisent des facteurs de production comme la terre et le travail à côté de différents autres inputs. La terre exploitée par chaque ménage peut l'être sous différents statuts, sans distinction (propriété, location, etc.). Le travail dont il s'agit peut-être à la fois, et sans distinction à ce niveau, celui des membres du ménage comme celui d'une main d'œuvre externe louée. Une approche statistique a été mise en place pour estimer et évaluer ce facteur de production pour chaque ménage, à partir des caractéristiques des membres du ménage d'une part, de sa demande externe en main d'œuvre et du salaire moyen du marché au niveau régional d'autre part. Une analyse détaillée (non reproduite ici) sur l'emploi du temps de chaque type de membres (selon une stratification selon le sexe et la classe d'âge) a été faite à ce niveau.

On distingue deux types d'intrants et de facteurs complémentaires. Il y a d'abord ceux utilisés dans l'activité agricole comme les semences, les engrais chimiques, les insecticides, les fumiers organiques, la location de tracteurs, la location de moissonneuses, les sacs et les ficelles, les services de transport, le stockage des produits et des cultures, le gasoil et autres carburants, l'entretien, etc. Il y a par ailleurs, les intrants utilisés dans l'activité pastorale ou d'élevage. Il s'agit principalement des fourrages, des services vétérinaires, du transport de bétail et son alimentation, des commissions versées lors de la vente de bétail, des dédommagements, de l'emballage, des améliorations et autres dépenses liées aux activités pastorales. Les valeurs relatives aux dépenses, selon chacune de ces rubriques d'inputs, sont presque toutes directement rapportées dans les fichiers de données de l'enquête utilisée.

Comme outputs, les ménages ruraux produisent en conséquence des biens liés à l'agriculture et d'autres liés à l'élevage. Leurs chiffres d'affaires découlent des ventes des produits des cultures, des arbres, ceux dérivés de ces mêmes cultures et arbres après transformations, du bétail possédé par le ménage ou encore possédé en association avec d'autres ménages et enfin les produits d'origine animale. Tous les chiffres d'affaires par type d'activité sont rapportés pour chaque ménage dans les fichiers de données de l'enquête exploitée. Comme il se doit, un chiffre d'affaire global pour chaque ménage est déduit à partir de la somme des chiffres d'affaires relatifs à chacune de ces activités.

Comme attendu, plus de 93% des ménages de l'échantillon font des cultures diverses dont principalement les céréales, 72,43% possèdent du bétail et 42,25% s'occupent d'arbres fruitiers. Il y a certains ménages qui procèdent aussi à la transformation des produits de base pour en dériver d'autres qu'ils consomment eux-mêmes ou commercialisent. Faire ou ne pas faire une ou l'autre de ces activités, tout comme la part des chiffres d'affaires générés par l'une ou l'autre de ces mêmes occupations, dépendent de plusieurs facteurs dont les allocations en facteurs (terre), les structures sociodémographiques des ménages (sexes et âge des membres) comme des contraintes des marchés en place ou absents. *Ce sont là des sources d'hétérogénéité importantes entre les ménages ruraux en général, ceux de notre échantillon de travail en particulier.*

5.2 A propos de la consommation des ménages et sa structure

Comparés aux autres ménages du milieu rural en termes de dépenses (par ménage et par tête), pour les ménages de l'échantillon de travail, aucune remarque particulière ne mérite d'être signalée (voir tableau 7 ci-dessous). Ce que nous retenons en particulier ici c'est la répartition de la dépense de ces ménages entre les différents postes. Cette structure pourrait en effet être liée à la production des ménages voir même la déterminer jusqu'à un certain niveau.

En désagrégant cette dépense, nous avons retenu 10 grands groupes de consommation. Il s'agit des dépenses d'alimentation, des dépenses de tabac, des dépenses d'habillement, des dépenses de logement, des dépenses d'équipement et d'énergie, des dépenses d'hygiène et des soins médicaux, des dépenses de transport et de communications, des dépenses d'enseignement, de culture et de loisirs, des dépenses pour d'autres biens et services et des dépenses non-consommation.³ Cette structure, en termes de coefficients budgétaires, est retenue pour expliquer les parts des différents chiffres d'affaires des ménages dans les modèles construits ci-dessous. Notre conjecture, avec l'hypothèse nulle que nous cherchons à tester dans ce travail, c'est que les différences dans les comportements de consommation pourraient expliquer les différences en termes de production.

6. Estimation et Tests

Dans cette section, nous présentons et commentons les résultats des estimations et des tests effectués pour tester *l'hypothèse nulle de la séparabilité des décisions des ménages agricoles de l'échantillon.*

En fait, pour faire des comparaisons, nous avons procédé à la spécification de plusieurs modèles en changeant soit la variable dépendante, soit les variables indépendantes soit encore de la technique d'estimation. A ce niveau, nous utilisons alors soit *la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO)*, soit celle à *variables instrumentales (VI)*, qui corrigerait les éventuels biais d'endogénéité des régresseurs que nous avons par ailleurs testés en utilisant entre autre le test usuel d'Hausman. Nous utilisons enfin la méthode *Seemingly Unrelated Regression Equations (SURE)* lorsque les chiffres d'affaires (qui représentent ici la production) des ménages sont considérés séparément. Dans ce dernier cas, le chiffre d'affaires total du ménage est alors éclaté en six chiffres différents : chiffre d'affaires cultures, chiffre d'affaires arbres, chiffre d'affaires

³ Pour ne pas alourdir ce texte, les résultats relatifs aux coefficients budgétaires des ménages ne sont pas reproduits ici.

bétail, chiffre d'affaires des produits dérivés des cultures et des arbres, chiffre d'affaires du bétail des autres (élevé par le ménage) et enfin chiffre d'affaires des produits d'origine animale. Tous les traitements, estimations et tests d'hypothèses ont été conduits et réalisés en utilisant le logiciel Stata (version 13) et ses différentes commandes appropriées.^{4 5} Nous ne reprenons et reproduisons en partie ici que les résultats pertinents qui nous intéressent en termes de tests d'hypothèses.

Le tableau A26 en annexe donne la liste des différentes variables explicatives retenues dans les différents modèles estimés. Il précise en particulier celles utilisées dans chacun des 4 modèles estimés par MCO puis par doubles moindres carrés (DMC) ou à variables instrumentales (VI) pour le logarithme du chiffre d'affaires total des ménages du sous-échantillon de travail. L'idée derrière la spécification de ces 4 modèles est de retenir à chaque fois soit la dépense totale en inputs, soit la dépense séparée en chacun des inputs considérés d'une part, soit la dépense totale du ménage en tant que consommateur (à côté d'autres variables qui caractérisent le ménage en tant que consommateur) ou ces mêmes dépenses éclatées en sous-groupes de dépenses avec les autres variables identifiées. Dans tous les cas, les variables : logarithme de la superficie totale de l'exploitation, logarithme de la charge salariale totale, taille du ménage, taille du ménage au carré, nombre d'enfants dans le ménage, nombre de femmes dans le ménage sont retenues comme variables explicatives.

Un autre tableau (toujours en annexe) reprend la liste des variables explicatives retenues dans les six équations qui sont d'abord estimées par MCO, puis par doubles moindres carrés (DMC) via des modèles à variables instrumentales (VI). Ces équations constituent aussi le système qui a été estimé finalement par la méthode SURE. Dans ces équations, et pour éviter de perdre les ménages qui ne produisent pas certains biens et pour lesquels certains chiffres d'affaires sont nuls, nous avons retenu comme variables dépendantes les parts relatives des six sous-chiffres d'affaires par rapport au chiffre d'affaires global pour chaque ménage. En effet, avoir un chiffre d'affaires nul pour une catégorie de production donnée est une information pertinente et hautement utile dans notre analyse. En fait les différentes caractéristiques d'un ménage (sexes et âges des membres, taille du ménage, etc.) conduiraient à ne pas produire certains biens ou au contraire à en produire en grandes quantités. Plusieurs exemples peuvent être donnés à ce niveau, que ça soit en agriculture ou en élevage ou encore leurs produits dérivés.

Ici aussi, les variables exogènes retenues changent selon le chiffre d'affaires et la production en question. Des inputs qui sont utilisés en agriculture (culture et/ou arboriculture) ne le sont pas dans les activités d'élevage et inversement. Dans ces six équations par contre nous ne retenons que les cas des inputs et des dépenses désagrégés des ménages. Dans tous les modèles, les variables : logarithme de la superficie totale de l'exploitation, logarithme de la charge salariale totale, taille du ménage, taille du ménage au carré, nombre d'enfants dans le ménage, nombre de femmes dans le ménage sont retenues comme variables explicatives.

Pour les estimations conduites avec la technique des variables instrumentales (VI), selon le cas, les variables explicatives qui sont suspectées d'être endogènes sont soit la dépense totale soit la structure de la dépense selon les 10 sous-groupes considérés ci-dessus. Dans ce dernier cas chacune des dépenses relatives à l'un ou à l'autre des 10 groupes considérés a été suspectée d'être endogène.⁶

⁴ Ce sont respectivement les commandes *reg*, *ivreg2* et *sureg* qui sont utilisées sous Stata. Les estimations robustes à l'hétéroscédasticité sont retenues à chaque fois que c'est possible (*sous reg et ivreg2*).

⁵ En plus du test classique et usuel d'Hausman (la commande *hausman* sous Stata) d'autres basés sur la technique de Nakamura et Nakamura sont utilisés.

⁶ Pour rappel, les 10 groupes de dépenses considérées sont les dépenses d'alimentation, les dépenses de tabac, les dépenses d'habillement, les dépenses de logement, les dépenses d'équipement et d'énergie, les dépenses d'hygiène et des soins médicaux, les dépenses de transport et de communications, les dépenses d'enseignement, de culture et de loisirs, les dépenses pour d'autres biens et services et les dépenses non-consommation.

Par ailleurs, au niveau des instruments retenus, et malgré la difficulté théorique et empirique reconnue qui leur est associée, la base de données disponible nous a permis d'identifier une assez bonne liste d'instruments. Il s'agit d'abord de deux variables quantitatives continues qui sont l'âge du chef de ménage et le nombre de pièces habitées par le ménage. Plusieurs variables catégorielles (et leurs différentes modalités) qui caractérisent les ménages ruraux sont aussi utilisées comme variables instrumentales. Il s'agit de la région d'habitation, du sexe du chef de ménage, de l'état matrimonial du chef de ménage, du plus haut niveau scolaire atteint par le chef de ménage, du type de logement, du statut d'occupation du logement, du fait d'avoir ou de ne pas avoir un bain, avoir ou ne pas avoir une baignoire, avoir ou ne pas avoir une douche, avoir ou ne pas avoir un lavabo, avoir ou ne pas avoir une cuisine, avoir ou ne pas avoir un téléphone fixe et être ou pas raccordé au réseau d'eau potable. Dans tous les cas un test des restrictions de suridentification de Sargan a été utilisé pour tester la validité des instruments.⁷

6.1 Les hypothèses d'intérêt testées

L'hypothèse nulle de *la séparabilité des décisions des ménages* change évidemment de formulation selon le modèle et l'équation retenus, étant données les variables explicatives et la technique d'estimation retenues. Nous avons ainsi procédé à des tests par emboîtement en élargissant certaines hypothèses pour couvrir plus de paramètres sur lesquels l'hypothèse nulle porterait.

Dans tous les cas, et pour tous les modèles estimés, les hypothèses nulles de la séparation s'énoncent comme suit :

Modèles 1 et 2 :

- H_0^1 : La taille et la taille du ménage au carré ne sont pas significatives.
- H_0^2 : Le nombre d'enfants dans le ménage et le nombre de femmes dans le ménage ne sont pas significatives.
- H_0^3 : La taille et la taille du ménage au carré, le nombre d'enfants dans le ménage, le nombre de femmes dans le ménage et les dépenses totales du ménage ne sont pas significatives.

Modèle 3 :

- H_0^1 : La taille et la taille du ménage au carré ne sont pas significatives.
- H_0^2 : Le nombre d'enfants dans le ménage, le nombre de femmes dans le ménage ne sont pas significatives.
- H_0^3 : La taille et la taille du ménage au carré, le nombre d'enfants dans le ménage, le nombre de femmes dans le ménage ne sont pas significatives.
- H_0^4 : La taille et la taille du ménage au carré, le nombre d'enfants dans le ménage, le nombre de femmes dans le ménage et toutes les dépenses en sous-groupes ne sont pas significatives.

Modèle 4 :

- H_0^1 : La taille et la taille du ménage au carré ne sont pas significatives.
- H_0^2 : Le nombre d'enfants dans le ménage, le nombre de femmes dans le ménage ne sont pas significatives.
- H_0^3 : La taille et la taille du ménage au carré, le nombre d'enfants dans le ménage, le nombre de femmes dans le ménage ne sont pas significatives.
- H_0^4 : Toutes les dépenses en sous-groupes ne sont pas significatives.
- H_0^5 : La taille et la taille du ménage au carré, le nombre d'enfants dans le ménage, le nombre de femmes dans le ménage et toutes les dépenses en sous-groupes ne sont pas significatives.

⁷ Pour exécuter les tests de suridentification de Sargan et vérifier la validité de nos instruments, la commande de Stata *overid* a été systématiquement utilisée et vérifiée.

6.2 Les résultats des tests

D'abord pour les 4 modèles (voir tableau en annexe) relatifs à l'explication du logarithme du chiffre d'affaires, l'estimation a été faite par MCO puis par DMC-VI après un test d'Hausman.

Comme attendu, l'hypothèse d'endogénéité des variables explicatives est rejetée sous certaines spécifications alors qu'elle ne l'est pas sous d'autres. Dans tous les cas, nous rapportons ci-dessous les résultats des tests de l'hypothèse nulle qui nous intéresse sous les deux types d'estimations (MCO et DMC-VI) en plus de la valeur de la statistique relative au test d'Hausman. Cette dernière permet de tester l'hypothèse nulle qui stipule que la différence entre les estimations obtenues par la méthode des MCO et celles obtenues par la méthode à VI n'est pas systématique. Sous cette hypothèse nulle la statistique théorique est une Khi deux.

Sous une estimation par la méthode des MCO, les statistiques des tests pour toutes les hypothèses d'intérêt ci-dessus sont des statistiques de Fisher standard. Sous une estimation par la méthode à VI, les statistiques des tests de ces mêmes hypothèses sont des Khi deux. Les nombres de degrés de liberté sont naturellement différents d'une hypothèse à l'autre et d'une statistique de test à l'autre. Nous ne focaliserons par la suite que sur les p-values associées pour lire les résultats des différents tests.

La lecture du tableau 8 montre que sous une estimation en MCO, toutes les hypothèses H_0^1 , relatives à la taille du ménage et à la taille du ménage au carré ne sont pas rejetées à un niveau de 5% pour les 4 modèles estimés. Il en est de même pour l'hypothèse H_0^2 relative au nombre d'enfants dans le ménage, et au nombre de femmes dans le ménage dans les modèles 3 et 4 alors qu'elle est rejetée dans les deux modèles 1 et 2 au même niveau 5%. Nous déduisons exactement le même résultat pour l'hypothèse H_0^3 pour les 4 modèles. Par contre sous les modèles 3 et 4, les hypothèses H_0^4 et H_0^5 où les dépenses en sous-groupes sont intégrées, sont rejetées. *La structure des dépenses des ménages déterminerait alors le niveau de la production et du chiffre d'affaires.*

Pour le test d'Hausman, relatif à la différence systématique éventuelle entre les estimations obtenues par MCO et celles obtenues par VI, les résultats déduits montrent qu'au niveau usuel de 5%, l'hypothèse d'endogénéité des variables explicatives est rejetée dans deux cas sur quatre. En fait l'utilisation d'une estimation VI se justifierait au moins sous les deux modèles 1 et 4.

En reprenant donc les estimations en VI puis les tests qui nous intéressent on déduit le tableau 8bis suivant :

La lecture de ce nouveau tableau (8bis) montre que sous une estimation en DMC-V, les hypothèses H_0^1 , relatives à la taille du ménage et à la taille du ménage au carré sont rejetées trois fois sur quatre à un niveau 5%. L'hypothèse qui nous intéresse est en particulier rejetée sous les deux modèles 1 et 4 pour lesquels une estimation par VI est justifiée selon le test d'Hausman conduit ci-dessus.

L'hypothèse H_0^2 , relative au nombre d'enfants dans le ménage, et au nombre de femmes dans le ménage est rejetée une fois sur quatre. Elle est en particulier rejetée au même niveau 5% sous le modèle 4 où il serait pertinent d'utiliser une estimation en VI.

L'hypothèse H_0^3 est quant à elle rejetée trois fois sur quatre au niveau 5%. En particulier elle est bien rejetée sous les deux modèles 1 et 4 indiqués par le test d'Hausman pour être estimés par VI.

Comme pour le cas MCO ci-dessus, sous les modèles 3 et 4, au niveau 5%, les hypothèses H_0^4 et H_0^5 où les dépenses en sous-groupes sont intégrées sont toujours rejetées. La structure des dépenses des ménages détermine le niveau de la production et du chiffre d'affaires total des ménages.

Dans un autre essai, en conservant les mêmes spécifications que celles des modèles dits 3 et 4 ci-dessus, nous avons remplacé les niveaux des dépenses par sous-groupes de produits par les coefficients budgétaires correspondants. L'idée ici est de prendre comme variables explicatives une structure de dépense plutôt que des niveaux de dépense. Cette spécification réduit par ailleurs les effets éventuels de l'hétéroscédasticité. L'estimation est ici aussi faite par MCO puis par DMC-VI. Nous obtenons alors les tableaux 9 et 9bis de résultats suivants :

Sous cette nouvelle spécification, en utilisant la technique des MCO, il ressort qu'aucune des 5 hypothèses nulles n'est rejetée. Il y aurait donc séparabilité des décisions pour les ménages. Cependant, selon le test d'Hausman, les résultats montrent qu'au niveau de 5%, l'hypothèse d'exogénéité des variables explicatives est rejetée dans les deux. L'utilisation d'une estimation selon la méthode des VI se justifierait alors pour ces deux nouvelles spécifications.

La lecture des résultats reproduits dans le tableau 9bis montre que sous une estimation par la méthode des DMC-VI, les hypothèses H_0^1 , H_0^2 et H_0^3 ne sont pas rejetées au un niveau de 5% comme pour le cas de la méthode des MCO ci-dessus. A l'inverse, les hypothèses H_0^4 et H_0^5 sont toujours rejetées. Ici aussi, il ressort que la structure des dépenses des ménages détermine le niveau de la production et du chiffre d'affaires total des ménages.

Sur la base de ces résultats déduits en utilisant alternativement la méthode des MCO ou celle des DMC, il n'est pas totalement clair que l'hypothèse nulle de la séparation des décisions des ménages n'est pas rejetée, même si nous ne considérons que le chiffre d'affaires total des ménages.

Comme précisé ci-dessus, nous considérons par la suite tout le système d'équations qui explique les six sous-chiffres d'affaires en niveau puis les six parts relatives qui leurs sont associées de façon simultanée. Les variables explicatives retenues dans chaque équation sont données dans le tableau en annexe. Les estimations des six modèles sont faites à la fois par MCO, par DMC-VI puis par la méthode SURE décrite ci-dessus.

Il faut remarquer que la statistique de Khi2 de Breusch-Pagan qui teste l'indépendance des erreurs des six équations (estimées par MCO) ressort égale à 67,312 avec une p-value nulle lorsque les chiffres d'affaires sont retenus en niveau et est égale à 324,984 avec une p-value nulle lorsque les chiffres d'affaires sont retenus en parts relatives. Ce test justifie amplement le recours et l'utilisation de l'approche SURE dans ces estimations.

Pour assurer la comparaison entre les différentes estimations (en MCO en DMC et en SURE), nous testons les mêmes six hypothèses énoncées ci-haut. Les tableaux ci-dessous donnent les statistiques de Fisher ou de Khi2 et les p-values associées.⁸

Pour le cas de l'estimation MCO et les chiffres d'affaires en niveau (tableau 10), au niveau de 5%, les hypothèses H_0^1 , H_0^2 et H_0^3 de séparabilité ne sont jamais rejetées. Les hypothèses H_0^4 et H_0^5 sont tantôt rejetées tantôt non rejetées. Les différences dans les décisions semblent s'expliquer par le chiffre d'affaires expliqué et considéré dans chacune des six équations.

Pour le cas de l'estimation par DMC-VI et les chiffres d'affaires en niveau (tableau 10bis), au niveau de 5%, comme pour le cas MCO, l'hypothèse H_0^2 de séparabilité n'est jamais rejetée. A l'inverse, les deux hypothèses H_0^1 et H_0^3 sont rejetées chacune une fois au niveau de l'équation 2 relative au chiffre d'affaires réalisé sur l'arboriculture. Les hypothèses H_0^4 et H_0^5 sont ici aussi tantôt rejetées tantôt non rejetées, encore une fois selon le chiffre d'affaires et l'activité

⁸ Les tests d'Hausman, relatifs aux différences systématiques éventuelles entre les estimations obtenues par MCO et celles obtenues par la méthode VI conduits sur les six équations montrent, qu'au niveau usuel de 5%, l'hypothèse d'endogénéité des variables explicatives est rejetée dans deux cas (équations 1 et 6) sur six pour les chiffres d'affaires en niveau (résultats non reproduits ici).

considérés dans chaque équation. Ce résultat est en fait intéressant en soi dans ce contexte de test de non séparation des décisions des ménages ruraux.

Sous l'estimation SURE (simultanée), et toujours avec les chiffres d'affaires en niveau, en testant les hypothèses sous les six équations prises une à une, au niveau de 5%, on retrouve un peu près la même chose que pour l'estimation MCO. Les hypothèses H_0^1 , H_0^2 et H_0^3 de séparabilité ne sont pas rejetées, sauf pour l'équation 4 (sous l'hypothèse H_0^3). A l'inverse, les hypothèses H_0^4 et H_0^5 sont toujours rejetées au même niveau (sauf pour l'équation 6). Il serait peut être intéressant d'approfondir l'analyse (dans un travail futur) pour comprendre pourquoi il y a en fait des différences dans les décisions en matière de tests entre les différents chiffres d'affaires ici considérés.

Enfin, pour l'estimation par MCO et des chiffres d'affaires en parts relatives, au niveau de 5%, l'hypothèse nulle de la séparabilité des décisions est rejetée 6 fois sur 36. C'est ce qui est rapporté dans le tableau 12 ci-dessous. Le rejet ou pas de l'hypothèse dépend du chiffre d'affaires modélisé dans chacune des six équations.

Pour le cas de l'estimation par DMC-VI pour des chiffres d'affaires en parts relatives (tableau 12bis), au niveau de 5%, les hypothèses H_0^1 et H_0^3 sont rejetées chacune une fois sur six (l'équation 5 pour H_0^1 l'équation 1 pour H_0^3). L'hypothèse H_0^2 est quant à elle rejetée 3 fois sur six (équations 1, 4 et 5). Les hypothèses H_0^4 et H_0^5 sont rejetées chacune deux fois sur six. Elles le sont simultanément aux niveaux des deux équations 1 et 3. Cette diversité dans les résultats montre qu'il n'est pas possible de déduire un résultat unique pour tous les chiffres d'affaires considérés et qui représentent, par nature, des activités agricoles différentes pour les ménages ruraux.

Sous l'estimation SURE du système, avec les chiffres d'affaires en part relatives, au niveau de 5%, les hypothèses de séparabilité testées sont rejetées 6 fois sur les 36 cas possibles comme le montre le tableau 13 ci-dessous. La moitié de ces rejets est enregistrée au niveau de l'équation 3. Cette dernière est relative au chiffre d'affaires généré par la procession, l'élevage et la vente de bétail. Cette remarque est importante à souligner à ce niveau.

Sur la base de tous ces résultats, il est clair que l'hypothèse de la séparation des décisions est rejetée dans un bon nombre de cas. Ceci dépend de la spécification retenue au niveau des variables dépendantes, des variables indépendantes et des méthodes d'estimation utilisées (MCO, DMC-VI ou SURE).

7. Conclusion

La modélisation et l'analyse empirique des comportements des ménages paysans du milieu rural dans les pays en développement sont importantes. Ces derniers sont systématiquement exposés à des marchés incomplets et parfois même absents. Ces imperfections conduisent à ce qui est dit une « *non séparabilité* » des décisions pour ces ménages. En effet, cette dernière implique presque toujours que les décisions de ces derniers, concernant la production (intrants utilisés, offre et demande de travail, choix de spéculations, niveaux des productions, etc.) sont influencées par leurs propres caractéristiques en tant que consommateurs (préférences, produits consommés, composition démographique, caractéristiques socioéconomiques, etc.).

De ce fait, la compréhension des modes de décisions des ménages permettrait de mieux orienter les politiques économiques, surtout celles relatives à l'agriculture et/ou au milieu rural. Un modèle de ménage *séparable* et un modèle de ménage *non séparable* produiraient généralement des résultats différents en termes de simulations d'impacts des politiques économiques envisagées. Il est donc important de tester lequel de ces deux types de modèles est à construire et à adopter avant de procéder à des simulations.

Dans ce travail, à partir d'un échantillon spécifique extrait d'une enquête nationale marocaine sur les niveaux de vie des ménages de type transversale, nous avons conduit plusieurs tests de l'hypothèse nulle de séparabilité. Nous avons fait appel à différentes spécifications, approches et méthodes d'estimation (MCO, DMC-VI et SURE). En particulier, contrairement à d'autres travaux conduits sur cette question, nous avons retenu trois désagrégations. La première est relative aux productions des ménages en tant qu'offreurs (différentes activités agricoles prises une à une puis simultanément) en niveaux puis en parts relatives. La deuxième a porté sur les différents facteurs de production et inputs selon l'activité agricole modélisée. La troisième a été opérée sur la dépense des ménages en l'éclatant en grands sous-groupes pour expliciter les structures de consommation hétérogènes entre les ménages. Nous avons par ailleurs retenu d'autres variables usuelles, qui caractérisent les ménages en tant que consommateurs, comme exogènes ou comme variables instrumentales dans les estimations DMC-VI.

Nos résultats montrent clairement que l'hypothèse de la séparation des décisions est rejetée dans un bon nombre de cas. Ceci dépend évidemment de la spécification retenue au niveau des variables dépendantes, des variables indépendantes et de la méthode d'estimation retenue. Les résultats de ces tests qui rejettent l'hypothèse de séparabilité, peuvent en fait être lus, dans un cadre plus large, comme une preuve de l'existence de marchés incomplets et/ou de défaillances de ceux-ci lorsqu'ils existent dans le milieu rural ici analysé.

De ce fait, il ressort que les politiques économiques destinées à modifier les comportements des ménages paysans conçues, au Maroc comme dans d'autres pays en développement, par référence aux fonctionnements standards des marchés (taxes, subventions, aides, etc.) pourraient n'avoir que des effets limités, voir même inverses, à ce qui est attendu à la base.

Références bibliographiques

- Abdelkhalek, T., (2002), “ De l’Impact de la Libéralisation du Marché Céréalière Marocain : Renseignements à Partir d’un Modèle de Comportement des Ménages Ruraux”. *Critique économique* 7 : 59-85.
- Abdulai, A., et Regmin, P., (2000), “Estimating Labor Supply of Farm Households Under Non-Separability: Empirical Evidence from Nepal”. *Agricultural Economics* 22(3): 309-320.
- Arcand, J-L., et d’Hombres, B., (2006), “Testing for Separation in Agricultural Household Models and Unobservable Household-Specific Effects”. *MPRA Paper* N°1863.
- Bardhan, P., et Udry, Ch., (1995), *Development Microeconomics*. Oxford University Press.
- Benjamin, D., (1992). “Household Composition, Labor Markets, and Labor Demand: Testing for Separation in Agricultural Household Models”. *Econometrica* 60(2): 287-322.
- Bhattacharyya, A., et Kumbhakar, S., (1997). “Market Imperfections and Output Loss in the Presence of Expenditure Constraint: A Generalized Shadow Price Approach”. *American Journal of Agricultural Economics* 79(3): 860-871.
- Bowlus, A., et Sicular, T., (2003). “Moving Toward Markets? Labor Allocation in Rural China”. *Journal of Development Economics* 71(2): 561-583.
- Cafiero, C., de Janvry, A., Sadoulet, E., et Vakis, R., (2004), “Testing for Separability in Household Models with Heterogeneous Behavior: A Mixture Model Approach”. *Department of Agricultural and Resource Economics, UCB, UC Berkeley*.
- Crépon, B., et Jacquement, N., (2010), *Econométrie : méthode et application*. de boeck, Bruxelles.
- De Janvry, A., et Sadoulet, E., (1995), *Quantitative development policy analysis*. Johns Hopkins University Press.
- Ellis, F., (1993), *Peasant Economies: Farm Households and Agrarian*. Development, Cambridge University Press.
- Greene, William H., (2012), *Econometric Analysis*, 7^{ème} Edition, Prentice Hall.
- Grimard, F., (2000), “Rural Labor Markets Household Composition, and Rainfall in Côte d’Ivoire”. *Review of Development Economics* 4(1): 70-86.
- Hausman, J., (1978), “Specification Tests in Econometrics”. *Econometrica* 46: 1251-1271.
- Jacoby, H., (1993), “Shadow Wages and Peasant Family Labor Supply: An Econometric Application to the Peruvian Sierra”. *Review of Economic Studies* 60: 903-921.
- Jorgenson, D., et Lau, L., (1969), “An Economic Theory of Agricultural Household Behavior”, papier présenté au 4th far Eastern Meeting of the Econometric Society, Tokyo, Japon.
- Lambert, S., et Magnac, T., (1992), *Recursive Or Non Recursive Agricultural Household Decision Making: An Application to Cote D’ivoire*. <http://prodinra.inra.fr/record/155154>.
- Le, K., (2010), “Separation Hypothesis Tests in the Agricultural Household Model”. *Oxford University Press on behalf of the Agricultural and Applied Economics Association* 92(5): 1420-1431.
- Lecocq, S., (2001), “The allocation of time and goods in household activities: a test of separability”. *Journal of Population Economics* 14 (4), 585-597.
- Lopez, R., (1984), “Estimating Labour Supply and Production Decisions of Self-Employed Farm Producers”. *European Economic Review* 24: 61-82.

- Muller, C., (2014), “A Test of Separability of Consumption and Production Decisions of Farm Households in Ethiopia”. Working Papers, *Aix Marseille of school of economics (AMSE) halshs-00993393*, version 1 - 20 May 2014.
- Murrugarra, E., (1998), “Labor Demand and Incomplete Markets: Testing for Nonseparation on Peruvian Rural Households”. *University of California, Los Angeles Department of Economics*.
- Nakamura, A., et Nakamura, M., (1981), “On the Relationships among Several Specification Error Tests Presented by Durbin, Wu, and Hausman”. *Econometrica* 49(6): 1583-88.
- Sadoulet, E., (2000), “Marchés imparfaits et modélisation des comportements des ménages paysans : où en sommes-nous ?”. *Actualité économique* 76(4): 459-489.
- Sargan, J., (1958), “The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables”. *Econometrica* 26: 393-415.
- Singh, I., Squire, L., et Strauss, J., (1986), *Agricultural Household Models: Extensions, Application and Policy*. Baltimore : Johns Hopkins University Press.
- Skoufias, E., (1994), “Using Shadow Wages to Estimate Labor Supply of Agricultural Households”. *American Journal of Agricultural Economics* 76(2): 215–227.
- Taylor, J. E., (2003), “Agricultural Household Models: Genesis, Evolution, and Extensions”. *Review of Economics of the Household* 1: 33-58.
- Wooldridge, J. M., (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Zellner, A., (1962), “An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias”. *Journal of the American Statistical Association* 57(298): 348-368.

Tableau 1: Quelques Caractéristiques Des Ménages Ruraux (Données Extrapolées)

	Taille du ménage	Age du chef de ménage	Nombre d'enfants dans le ménage	Nombre de femmes dans le ménage
Nombre de ménages de l'échantillon	2154	2154	2154	2154
Valeur minimale	1	19	0	0
Valeur maximale	29	98	9	11
Moyenne	6,36	49,64	1,54	2,03
Médiane	6	48	1	2
Ecart type	3,13	14,98	1,47	1,23

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau 2: Quelques Caractéristiques Des Ménages Ruraux De L'échantillon Retenu

	Taille du ménage	Age du chef de ménage	Nombre d'enfants dans le ménage	Nombre de femmes dans le ménage
Nombre de ménages	497	497	497	497
Valeur minimale	1	22	0	0
Valeur maximale	18	98	7	7
Moyenne	6,99	52,36	1,64	2,31
Médiane	7	51	2	2
Ecart type	3,05	13,88	1,49	1,22

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau 3: Valeurs Des Quantiles D'âge Des Chefs De Ménages (Ensemble Du Milieu Rural Et Echantillon De Travail)

Classe	Ensemble du rural	Echantillon de travail
1	37	40
2	45	47
3	54	56
4	65	65
5	-	-

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau 4: Répartition Des Chefs De Ménages Selon Le Plus Haut Niveau Scolaire Atteint (Ensemble Du Milieu Rural Et Echantillon De Travail)

Niveau scolaire	Ensemble du rural	Echantillon de travail
Primaire	77,73	74,58
Collège	14,52	15,25
Secondaire	4,91	5,08
Supérieur	2,84	5,08
Total	100,00	100,00

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau 5: Caractéristiques De La Superficie De L'exploitation

	Ensemble du rural			Echantillon de travail		
	Superficie totale	Superficie totale cultivée	Superficie totale irriguée	Superficie totale	Superficie totale cultivée	Superficie totale irriguée
Moyenne	12,49	9,15	1,94	8,56	8,48	2,36
Médiane	8	7	0	8	7	0
Ecart type	14,53	10,07	5,77	5,42	6,56	6,06

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau 6: Pourcentages Des Ménages De L'échantillon De Travail Qui Ont Un Chiffre D'affaires Non Nul Selon L'origine De Ce Chiffre D'affaires

Type de chiffre d'affaire	Pourcentage %
Culture	93,56
Arboriculture	42,25
Bétail	72,43
Produits dérivés des cultures et des arbres	10,06
Produits d'origine animale	28,17
Elevage du bétail d'une autre famille	4,23

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau 7: Quelques Caractéristiques Des Dépenses Des Ménages Ruraux Et De L'échantillon De Travail

	Milieu rural		Echantillon de travail	
	Dépense annuelle	Dépense annuelle par	Dépense annuelle	Dépense annuelle par
	Totale	tête	Totale	tête
Nombre de ménages	2154	2154	497	497
Moyenne en Dh	32371	5792	36394	5745
Médiane en Dh	26508	4722	30558	4965
Ecart type en Dh	22633	4223	22858	3295

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau 8: Statistiques De Fisher Et De Khi2 Et P-Values Associées Des Hypothèses Testées Sous Les 4 Modèles Estimés Par MCO (Dépenses Des Sous-Produits En Niveau) et test d'Hausman (MCO/VI)

	H_0^1		H_0^2		H_0^3		H_0^4		H_0^5		Hausman	
	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value	Khi2	p-value
Modèle 1	0,52	0,5971	7,30	0,0001	5,43	0,0001	-	-	-	-	17,7	0,0134
Modèle 2	0,30	0,7391	7,41	0,0001	5,82	0,0000	-	-	-	-	24,80	0,0733
Modèle 3	0,49	0,6157	0,96	0,3819	0,53	0,7163	3,46	0,0000	-	-	8,64	0,4714
Modèle 4	0,25	0,7818	0,53	0,5876	0,32	0,8618	4,58	0,0000	3,87	0,0000	46,61	0,0000

Source : Nos calculs sur les données de l'échantillon de travail (ENNVN 1998/1999)

Tableau 9: Statistiques De Khi2 Et P-Values Associées Des Hypothèses Testées Sous Les 4 Modèles Estimés Par DMC-VI (Dépenses Des Sous-Produits En Niveau)

	H_0^1		H_0^2		H_0^3		H_0^4		H_0^5	
	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value
Modèle 1	6,88	0,0321	3,98	0,2631	11,70	0,0392	-	-	-	-
Modèle 2	10,22	0,0060	3,54	0,3152	15,63	0,0080	-	-	-	-
Modèle 3	2,75	0,2522	0,10	0,9521	5,25	0,2628	51,77	0,0000	65,74	0,0000
Modèle 4	12,10	0,0024	7,68	0,0215	15,07	0,0046	22,75	0,0117	36,17	0,0010

Source : Nos calculs sur les données de l'échantillon de travail (ENNVN 1998/1999)

Tableau 10 : statistiques de Fisher et de Khi2 et p-values associées des hypothèses testées sous les 4 modèles estimés par MCO (coefficients budgétaires des dépenses des sous-produits) et test d'Hausman (MCO/VI)

	H_0^1		H_0^2		H_0^3		H_0^4		H_0^5		Hausman	
	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value	Khi2	p-value
Modèle 3b	1,72	0,1797	1,15	0,3187	1,15	0,3316	1,45	0,1623	1,40	0,1541	92,64	0,0000
Modèle 4b	1,68	0,1869	0,89	0,4127	0,95	0,4356	1,40	0,1853	1,19	0,2824	31,09	0,0054

Source : Nos calculs sur les données de l'échantillon de travail (ENNVN 1998/1999)

Tableau 11: Statistiques De Khi2 Et P-Values Associées Des Hypothèses Testées Sous Les 4 Modèles Estimés Par DMC-VI (Coefficients Budgétaires Des Dépenses Des Sous-Produits)

	H_0^1		H_0^2		H_0^3		H_0^4		H_0^5	
	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value
Modèle 3b	0,85	0,6534	1,29	0,5253	3,01	0,5567	33,45	0,0001	55,04	0,0000
Modèle 4b	2,68	0,2617	4,76	0,0928	7,66	0,1048	20,30	0,0162	28,84	0,0069

Source : Nos calculs sur les données de l'échantillon de travail (ENNVN 1998/1999)

Tableau 12: Statistiques De Fisher Et P-Values Associées Des Hypothèses Testées Sous Les 6 Equations Estimées Par MCO (Chiffres D'affaires En Niveau)

MCO	H_0^1		H_0^2		H_0^3		H_0^4		H_0^5	
	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value
Equation 1	0,71	0,4906	0,24	0,7829	0,41	0,8028	1,99	0,0328	1,71	0,0499
Equation 2	0,74	0,4788	0,09	0,9185	0,78	0,5397	5,70	0,0000	4,17	0,0000
Equation 3	0,07	0,9352	0,34	0,7107	0,17	0,9531	1,15	0,3206	1,22	0,2559
Equation 4	1,76	0,1736	2,84	0,0595	1,83	0,1218	2,29	0,0126	1,83	0,0315
Equation 5	1,89	0,1519	2,56	0,0782	1,30	0,2689	2,19	0,0174	1,66	0,0602
Equation 6	0,32	0,7246	0,49	0,6154	0,37	0,8326	0,52	0,8784	0,43	0,9639

Source : Nos calculs sur les données de l'échantillon de travail (ENNVN 1998/1999)

Tableau 13: Statistiques De Khi2 Et P-Values Associées Des Hypothèses Testées Sous Les 6 Equations Estimées Par DMC-VI (Chiffres D'affaires En Niveau)

MCO	H_0^1		H_0^2		H_0^3		H_0^4		H_0^5	
	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value
Equation 1	0,63	0,7311	3,10	0,2119	4,21	0,3788	11,82	0,2975	19,88	0,1341
Equation 2	7,07	0,0292	5,10	0,0779	11,10	0,0255	49,27	0,0000	63,69	0,0000
Equation 3	1,45	0,4842	1,80	0,4074	2,99	0,5603	48,86	0,0000	55,68	0,0000
Equation 4	1,40	0,4958	3,41	0,1818	3,51	0,4763	6,39	0,7816	8,43	0,8655
Equation 5	3,09	0,2129	3,23	0,1987	3,66	0,4547	3,84	0,9543	6,37	0,9564
Equation 6	1,81	0,4048	1,43	0,4882	2,57	0,6315	22,81	0,0115	29,35	0,0094

Source : Nos calculs sur les données de l'échantillon de travail (ENNVN 1998/1999)

Tableau 14: Statistiques De Fisher Et P-Values Associées Des Hypothèses Testées Sous Les 6 Equations Estimées Par SURE (Chiffres D'affaires En Niveau)

SURE	H_0^1		H_0^2		H_0^3		H_0^4		H_0^5	
	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value
Equation 1	0,96	0,3848	0,17	0,8462	0,62	0,6478	3,82	0,0000	3,34	0,0000
Equation 2	1,13	0,3225	0,05	0,9554	1,16	0,3246	3,49	0,0001	2,87	0,0003
Equation 3	0,22	0,8017	0,39	0,6776	0,32	0,8645	3,13	0,0005	2,43	0,0022
Equation 4	2,20	0,1115	2,51	0,0811	2,87	0,0218	3,06	0,0007	2,97	0,0002
Equation 5	0,88	0,4145	2,19	0,1122	1,18	0,3194	10,03	0,0000	7,51	0,0000
Equation 6	0,23	0,7946	0,53	0,5888	0,29	0,8845	0,20	0,9960	0,25	0,9980

Source : Nos calculs sur les données de l'échantillon de travail (ENNVN 1998/1999)

Tableau 15: Statistiques De Fisher Et P-Values Associées Des Hypothèses Testées Sous Les 6 Equations Estimées Par MCO (Parts Relatives Des Sous-Chiffres D'affaires)

MCO	H_0^1		H_0^2		H_0^3		H_0^4		H_0^5	
	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value
Equation 1	1,59	0,2049	0,51	0,5994	1,09	0,3591	1,40	0,1831	1,57	0,0898
Equation 2	1,96	0,1425	3,69	0,0256	2,04	0,0883	1,59	0,1156	1,81	0,0385
Equation 3	3,46	0,0323	2,07	0,1270	2,09	0,0812	1,86	0,0565	2,22	0,0080
Equation 4	3,98	0,0194	2,97	0,0524	2,77	0,0267	1,76	0,0729	1,65	0,0678
Equation 5	1,22	0,2966	1,09	0,3374	0,62	0,6452	1,29	0,2395	1,02	0,4305
Equation 6	0,44	0,6463	0,49	0,6105	0,35	0,8427	0,27	0,9826	0,62	0,8421

Source : Nos calculs sur les données de l'échantillon de travail (ENNVN 1998/1999)

Tableau 16: Statistiques De Khi2 Et P-Values Associées Des Hypothèses Testées Sous Les 6 Equations Estimées Par DMC-VI (Parts Relatives Des Sous-Chiffres D'affaires)

MCO	H_0^1		H_0^2		H_0^3		H_0^4		H_0^5	
	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value	Khi2	p-value
Equation 1	0,31	0,8581	9,29	0,0096	9,72	0,0454	18,33	0,0315	35,37	0,0007
Equation 2	3,15	0,2075	3,02	0,2210	6,20	0,1844	13,04	0,1609	16,17	0,2400
Equation 3	3,45	0,1784	1,62	0,4440	7,25	0,1231	17,34	0,0437	30,43	0,0041
Equation 4	2,97	0,2269	6,23	0,0443	6,31	0,1769	6,22	0,7173	10,86	0,6225
Equation 5	6,81	0,0332	6,90	0,0317	8,82	0,0657	7,25	0,6114	12,34	0,4997
Equation 6	1,35	0,5082	0,95	0,6229	1,80	0,7724	5,99	0,7410	6,41	0,9298

Source : Nos calculs sur les données de l'échantillon de travail (ENNVN 1998/1999)

Tableau 17: Statistiques De Fisher Et P-Values Associées Des Hypothèses Testées Sous Les 6 Equations Estimées Par SURE (Parts Relatives Des Sous-Chiffres D'affaires)

SURE	H_0^1		H_0^2		H_0^3		H_0^4		H_0^5	
	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value	F	p-value
Equation 1	1,89	0,1517	0,67	0,5120	1,34	0,2512	1,74	0,0755	1,79	0,0386
Equation 2	1,89	0,1520	4,44	0,0118	2,56	0,0371	1,32	0,2188	1,60	0,0791
Equation 3	4,66	0,0095	1,77	0,1707	2,81	0,0241	1,58	0,1162	2,20	0,0078
Equation 4	3,38	0,0343	2,25	0,1054	2,31	0,0555	1,11	0,3534	1,36	0,1715
Equation 5	1,01	0,3642	1,25	0,2865	0,64	0,6374	0,80	0,6204	0,80	0,6636
Equation 6	0,15	0,8618	0,25	0,7790	0,15	0,9632	0,14	0,9987	0,15	0,9998

Source : Nos calculs sur les données de l'échantillon de travail (ENNVN 1998/1999)

Annexes

Tableau A1: Répartition Des Ménages Selon Le Sexe Du Chef De Ménage

Sexe	Ensemble du rural	Echantillon de travail
Masculin	88	91,35
Féminin	12	8,65
Total	100	100

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A2: Répartition Des Chefs De Ménages Selon La Classe D'âge

Classes d'âge	Ensemble du rural	Echantillon de travail
âge < 20	0,23	0,00
âge >=20 et âge <30	6,36	3,82
âge >=30 et âge <40	21,81	13,28
âge >=40 et âge <50	26,20	29,58
âge >=50 et âge <60	18,87	21,33
âge >= 60	26,53	31,99
Total	100	100

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A3: Répartition Des Ménages Selon Le Type D'activité Du Chef De Ménage

Type d'activité	Ensemble du rural	Echantillon de travail
Actif occupé	81,90	86,72
Chômeur	3,13	0,8
Femme au foyer	3,59	2,82
Elève/,étudiant	0,05	0,00
Personne âgée	5,69	5,63
Retraité	1,43	0,8
Rentier	0,53	1,01
Infirmes, malade	3,53	2,21
Autres cas	0,16	0,00
Total	100	100

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A4: Répartition Des Ménages Selon La Situation Dans La Profession Du Chef De Ménage

Situation dans la profession	Ensemble du rural	Echantillon de travail
Jamais travaillé	0,13	0,23
Salarié	30,04	10,11
Indépendant	66,35	86,21
Employeur	1,20	1,15
Travail à domicile	0,11	0,23
Aide familiale	0,36	0,23
Associé/membre coop.	1,70	1,84
Autres	0,11	0,00
Total	100	100

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A5: Répartition Des Ménages Selon Le Secteur D'emploi Actuel Du Chef De Ménage

Secteur d'emploi actuel	Ensemble du rural	Echantillon de travail
Jamais travaillé	0,19	0,23
Admin. pub. centrale	0,10	0,00
Collectivité locale	1,58	0,70
Services extérieur	1,86	0,47
Promotion nationale	0,18	0,00
Entrepr.(semi) publique	0,37	0,00
Entrepr. privée non agric.	25,56	15,12
Exploitation agricole	67,27	82,33
Ménage	0,90	0,23
Autres secteurs	1,99	0,93
Total	100	100

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau A6: Quelques Caractéristiques Par Type De Dépenses Des Ménages (Ensemble Du Milieu Rural)

	Dép. alim.	Dép. tab.	Dép. habil.	Dép. Log.	Dép. Equip.	Dép. Hyg.	Dép. Transp.	Dép. Lois.	Dep. Autre B&S	Dép. Non consm.
Nombre de ménages	2154	2154	2154	2154	2154	2154	2154	2154	2154	2154
Moyenne	17532,75	820,66	1645,65	5411,87	1263,67	1617,81	1695,85	669,03	1119,63	594,10
Médiane	14991	0	800	4487	648	568	728	216	0	107
Ecart type	11188,11	1584,61	2538,80	3921,44	3002,87	3021,81	4689,47	1608	4196,84	2356,50

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau A7: Quelques Caractéristiques Par Type De Dépenses Des Ménages (Echantillon De Travail)

	Dép. alim.	Dép. tab.	Dép. habil.	Dép. log.	Dép. équip.	Dép. hyg.	Dép. transp.	Dép. lois.	Dep. autre B&S	Dép. non consm.
Nombre de ménages	497	497	497	497	497	497	497	497	497	497
Moyenne	19961,56	2062,96	5702,07	1500,55	1676,50	1865,87	814,92	1196,90	737,00	19961,56
Médiane	18404,00	1092,00	4753,00	760,00	756,00	832,00	260,00	36,00	140,00	18404,00
Ecart type	10646,44	2986,87	3572,27	3737,27	2710,16	4781,51	1711,72	3441,22	3501,52	10646,44

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau A8: Valeurs Des Quantiles De Dépenses (Ensemble Du Milieu Rural)

Classes de dépenses (Extrapolation 2154)		1	2	3	4	5
Dépense Totale	Quantile	16830	23091	30495	44268	-
	Part de la classe en (%)	7,76	12,33	16,4	22,31	41,21
Dépense par tête	Quantile	2968,47	4062,43	5538,63	7875,8	-
	Part de la classe en (%)	7,79	12,13	16,39	22,71	40,98

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau A9: Valeurs Des Quantiles De Dépenses (Echantillon De Travail)

		1	2	3	4	5
Dépense Totale	Quantile	20186	26981	34805	49521	-
	Part de la classe en (%)	8,56	12,89	16,89	22,62	39,04
Dépense par tête	Quantile	3155,45	4382	5590	7880,5	-
	Part de la classe en (%)	8,54	12,99	17,41	22,9	38,16

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau A10: Valeurs Des Quantiles Par Type De Dépenses (Ensemble Du Milieu Rural)

		1	2	3	4	5
Dépenses alimentaire	Quantile	9334,00	12948,00	17156,00	24179,00	-
	Part de la classe en (%)	7,41	12,73	17,12	23,29	39,44
Dépenses de tabac	Quantile	0,00	-	-	1783,00	-
	Part de la classe en (%)	0,00	-	-	26,39	73,61
Dépenses d'habillement	Quantile	90,00	520,00	1192,00	2572,00	-
	Part de la classe en (%)	0,17	3,62	10,00	21,59	64,62
Dépenses de logement	Quantile	3106,00	3908,00	5068,00	6554,00	-
	Part de la classe en (%)	10,19	12,88	16,50	21,21	39,21
Dépenses d'équipement	Quantile	228,00	472,00	852,00	1555,00	-
	Part de la classe en (%)	1,66	5,47	10,39	18,23	64,25
Dépenses d'hygiène	Quantile	78,00	334,00	994,00	2454,00	-
	Part de la classe en (%)	0,25	2,39	7,49	20,08	69,79
Dépenses de transport	Quantile	0,00	448,00	1040,00	2400,00	-
	Part de la classe en (%)	0,00	1,85	9,40	17,88	70,86
Dépenses de loisir	Quantile	0,00	110,00	340,00	870,00	-
	Part de la classe en (%)	0,00	0,62	6,55	16,57	76,25
Dépenses autres B&S	Quantile	0,00	-	72,00	872,00	-
	Part de la classe en (%)	0,00	-	0,34	5,84	93,82
Dépenses non consommation	Quantile	36,00	70,00	170,00	492,00	-
	Part de la classe en (%)	0,56	1,79	3,92	9,58	84,15

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau A11: Valeurs Des Quantiles Par Type De Dépenses (Echantillon De Travail)

		1	2	3	4	5
Dépenses alimentaire	Quantile	11531	16066	20320	26798	-
	Part de la classe en (%)	8,52	13,97	18,34	23,49	35,68
Dépenses de tabac	Quantile	0	-	-	1783	-
	Part de la classe en (%)	0	-	-	23,05	76,95
Dépenses d'habillement	Quantile	210	762	1544	3252	-
	Part de la classe en (%)	0,44	4,84	10,92	21,35	62,44
Dépenses de logement	Quantile	3303	4248	5308	7174	-
	Part de la classe en (%)	10,36	12,95	16,81	21,6	38,29
Dépenses d'équipement	Quantile	340	625	984	1756	-
	Part de la classe en (%)	2,16	6,31	10,44	17,36	63,73
Dépenses d'hygiène	Quantile	130	428	1278	2635	-
	Part de la classe en (%)	0,51	2,99	9,5	22,82	64,18
Dépenses de transport	Quantile	0	540	1092	2520	-
	Part de la classe en (%)	0	3,04	9,15	18,42	69,38
Dépenses de loisir	Quantile	0	153	390	1000	-
	Part de la classe en (%)	0	1,01	6,42	15,38	77,2
Dépenses autres B&S	Quantile	0	-	120	1100	-
	Part de la classe en (%)	0	-	0,68	8,93	90,39
Dépenses non consommation	Quantile	45	90	210	550	-
	Part de la classe en (%)	0,67	1,8	3,9	8,9	84,74

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau A12: Statistiques Descriptives Selon Les Parts Des Dépenses (Ensemble Du Milieu Rural)

	Coef. dép. alim.	Coef. dép. tab.	Coef. dép. habil.	Coef. dép. log.	Coef. dép. équip.	Coef. dép. hyg.	Coef. dép. transp.	Coef. dép. lois.	Coef. dép. autre B&S	Coef. dép. non consm.
Nombre de ménages	2154	2154	2154	2154	2154	2154	2154	2154	2154	2154
Moyenne	37,25	1,75	1,75	3,05	12,82	2,31	3,10	2,91	1,22	1,69
Médiane	37,06	0	0	1,97	11,24	1,57	1,40	1,71	0,47	0
Ecart type	11,56	3,23	3,23	3,54	7,00	3,31	4,74	4,07	2,44	4,85

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau A13 : Statistiques Descriptives Selon Les Parts Des Dépenses (Echantillon De Travail)

	Coef. dép. alim.	Coef. dép. tab.	Coef. dép. habil.	Coef. dép. log.	Coef. dép. équip.	Coef. dép. hyg.	Coef. dép. transp.	Coef. dép. lois.	Coef. dép. autre B&S	Coef. dép. non consm.
Nombre de ménages	497	497	497	497	497	497	497	497	497	497
Moyenne	38,96	1,57	3,55	11,74	2,44	2,93	2,92	1,34	1,87	1,08
Médiane	39,17	0	2,43	10,62	1,79	1,62	1,99	0,49	0,08	0,29
Ecart type	11,29	3,15	3,94	5,80	3,60	3,78	3,60	2,37	4,68	3,23

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau A14: Valeurs Des Quantiles Selon Les Parts De Dépenses (Ensemble Du Milieu Rural)

		1	2	3	4	5
Coef. dépenses alimentaire	Quantile	27,42	34,23	40,11	47,05	-
	Part de la classe en (%)	11,34	16,72	19,98	23,25	28,72
Coef. dépenses de tabac	Quantile	0,00	-	-	3,62	-
	Part de la classe en (%)	0,00	-	-	19,92	-
Coef. dépenses d'habillement	Quantile	0,25	1,37	2,77	5,02	-
	Part de la classe en (%)	0,26	5,21	13,2	24,72	56,61
Coef. dépenses de logement	Quantile	7,56	10	12,69	16,83	-
	Part de la classe en (%)	9,32	13,64	17,58	22,73	36,73
Coef. dépenses d'équipement	Quantile	0,67	1,23	1,97	3,17	-
	Part de la classe en (%)	2,62	8,29	13,67	21,66	53,76
Coef. dépenses d'hygiène	Quantile	0,23	0,85	2,13	4,91	-
	Part de la classe en (%)	0,37	3,26	9,13	21,79	65,45
Coef. dépenses de transport	Quantile	0	1,01	2,43	4,84	-
	Part de la classe en (%)	0	2,5	11,76	23,71	62,02
Coef. dépenses de loisir	Quantile	0,00	0,24	0,77	1,76	-
	Part de la classe en (%)	0,00	0,70	8,00	19,70	71,61
Coef. dépenses autres B&S	Quantile	0,00	-	0,16	1,74	-
	Part de la classe en (%)	0,00	-	0,46	8,14	91,41
Coef. dépenses non consommation	Quantile	0,10	0,17	0,39	1,07	-
	Part de la classe en (%)	0,95	2,53	5,25	13,19	78,07

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau A15: Valeurs Des Quantiles Selon Les Parts De Dépenses (Echantillon De Travail)

		1	2	3	4	5
Coef. dépenses alimentaire	Quantile	29,16	35,75	41,56	48,49	-
	Part de la classe en (%)	11,97	16,88	20,12	23,07	27,96
Coef. dépenses de tabac	Quantile	0	-	-	3,2	-
	Part de la classe en (%)	0	-	-	18,02	81,98
Coef. dépenses d'habillement	Quantile	0,52	1,68	3,21	5,6	-
	Part de la classe en (%)	0,67	6,55	13,62	24,57	54,58
Coef. dépenses de logement	Quantile	7,51	9,53	11,73	14,82	-
	Part de la classe en (%)	10,46	14,42	18,18	22,26	34,68
Coef. dépenses d'équipement	Quantile	0,77	1,39	2,11	3,31	-
	Part de la classe en (%)	3,37	8,74	14,66	21,37	51,86
Coef. dépenses d'hygiène	Quantile	0,3	1,02	2,31	4,7	-
	Part de la classe en (%)	0,74	4,19	11,13	23,56	60,38
Coef. dépenses de transport	Quantile	0	1,24	2,64	4,81	-
	Part de la classe en (%)	0	3,78	13,52	24,07	58,62
Coef. dépenses de loisir	Quantile	0	0,28	0,81	1,84	-
	Part de la classe en (%)	0	1,23	7,73	18,09	72,96
Coef. dépenses autres B&S	Quantile	0	-	0,27	2,12	-
	Part de la classe en (%)	0	-	0,93	10,74	88,34
Coef. dépenses non consommation	Quantile	0,1	0,2	0,46	1,07	-
	Part de la classe en (%)	1,08	2,59	5,71	12,92	77,69

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVN 1998/1999

Tableau A16: Taux De Pauvreté

	Ensemble du milieu rural	Echantillon de travail
Pauvre	21,76	18,91
Non pauvre	78,24	81,09
Total	100,00	100,00

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A17: Valeurs Des Quantiles Selon La Superficie De L'exploitation (Ensemble Du Milieu Rural)

		1	2	3	4	5
Superficie totale	Quantile	2,20	6,00	10,50	20,00	-
	Part de la classe en (%)	1,68	7,83	12,38	25,14	52,98
Superficie totale cultivée	Quantile	2,00	5,00	8,70	14,00	-
	Part de la classe en (%)	2,55	8,39	13,33	24,80	50,93
Superficie totale irriguée	Quantile	0,00	-	-	2,00	-
	Part de la classe en (%)	0,00	-	-	5,41	94,59

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A18: Valeurs Des Quantiles Selon La Superficie De L'exploitation (Echantillon De Travail)

		1	2	3	4	5
Superficie totale	Quantile	1	2	3	4	5
	Part de la classe en (%)	3	6	10	14	-
Superficie totale cultivée	Quantile	4,43	10,75	24,31	23,3	37,21
	Part de la classe en (%)	3	6	9	13	-
Superficie totale irriguée	Quantile	5,07	12,17	16,6	22,47	43,69
	Part de la classe en (%)	0	-	-	3,6	-

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A19: Caractéristiques Des Parts Du Chiffre Selon Le Type D'activités Agricoles (Ensemble Du Milieu Rural)

	CA* culture	CA arbre	CA produit dérivés cul. & arb.	CA bétail	CA bétail des autres	CA produit d'origine animale
Nombre de ménages	1659	1659	1659	1659	1659	1659
Moyenne	0,45	0,14	0,036	0,29	0,01	0,07
Médiane	0,39	0	0	0,16	0	0
Ecart type	0,37	0,25	0,15	0,34	0,10	0,10

Remarques : *Chiffre d'affaire

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A20: Caractéristiques Des Parts Du Chiffre Selon Le Type D'activités Agricoles (Echantillon De Travail)

	CA culture	CA arbre	CA produit dérivés cul. & arb.	CA bétail	CA bétail des autres	CA produit d'origine animale
Nombre de ménages	497	497	497	497	497	497
Moyenne	0,47	0,11	0,04	0,28	0,02	0,08
Médiane	0,43	0	0	0,18	0	0
Ecart type	0,34	0,21	0,17	0,30	0,10	0,19

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A21: Pourcentage Des Ménages Selon Les Cultures

Type de culture	Ensemble du milieu rural	Echantillon de travail
Orge	45,45	59,15
Blé tendre	25,68	38,03
Blé dur	22,79	33,6
Fèves	9,66	11,67
Maïs	7,61	9,26
Autre cult. Maraichère	6,3	8,45
Oignons	6,11	9,05
Menthe	5,55	8,65
Tomate	3,89	6,04
Courges et courgettes	3,6	5,03
Autres à préciser	3,51	4,63
Pomme de terre	3,27	7,44
Carottes	2,91	5,63
Autre céréales d'hiver	2,81	5,63
Fèves vertes	2,76	4,83
Betteraves	2,69	7,04
Pois-chiches	2,6	3,82
Lentilles	2,21	2,21
Petits pois	2,21	2,62
Piment	2,19	4,23
Autre cult, industr,	2,09	4,43
Alpiste	1,86	2,41
Haricots secs	1,45	4,43
Tournesol	1,35	3,42
Melons	1,24	2,41
Petit-pois verts	1,19	2,21
Orobes	0,95	0,8
Avoine	0,94	1,81
Sorgho	0,93	1,21
Autre céréale de printemps	0,91	0,8
Pastèques	0,61	1,21
Tabac	0,58	0,8
Haricots verts	0,54	1,21
Henné	0,42	0,6
Autre cult. oléagineuses,	0,38	0,4
Funegrec	0,37	1,01
Carthame	0,25	-
Arachide	0,14	-
Autre légumes	0,1	-
Patate douce	0,08	-
Plantes médicinales	0,05	-
Artichauts	0,04	0,2
Sorgho à balais	0,04	-

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A22: Pourcentage Des Ménages Selon Le Type De Plantations

Type de plantation	Ensemble du milieu rural	Echantillon de travail
Oliviers	29,44	39,44
Figuers	10,23	12,47
Amandiers	9,16	11,87
Plantation forestière	4,77	4,63
Cactus	4,29	5,23
Palmiers, dattiers	3,2	3,62
Vignes	2,71	3,42
Grenadiers	1,69	3,02
Noyers	1,39	2,01
Agrumes	1,23	2,41
Abricotiers	1,19	1,81
Eucalyptus	1,06	1,21
Pruniers	0,96	1,21
Pommiers	0,92	1,01
Autres arbres	0,82	1,21
Autres arbres fruitiers	0,69	0,8
Poiriers	0,54	0,6
Pêchiers	0,52	0,6
Cerisiers	0,08	0,2

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A23: Pourcentage Des Ménages Selon Le Type De Bétail

Type de bétail	Ensemble du milieu rural	Echantillon de travail
Poulets/canards	65,26	79,07
Moutons	49,4	64,39
Bœufs/vaches	44,77	59,15
Anes	44,3	55,53
Chèvres/cabris	20,55	24,55
Mulets	19,65	25,96
Autres volailles	6,38	7,44
Chevaux	4,7	7,04
Autres animaux	4,52	6,24
Chameaux	0,77	0,4
Non déclarés	0,13	-

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A24: Pourcentage Des Ménages Selon Les Produits Dérivés De Cultures Et Arbres

Produits dérivés de cultures et arbres	Ensemble du milieu rural	Echantillon de travail
Huile olive/argan	4,41	6,44
Fruit/légume sec	1,78	2,82
Autres dérivés	1,18	2,01
Couscous	0,21	0,6
Farine blé dur	0,21	0,4
Farine blé tendre	0,12	0,2
Farine d'orge	0,05	0,2
Autres farines	0,05	0,2

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A25: Pourcentage Des Ménages Selon Les Produits D'origine Animale

Produits dérivés d'origine animale	Ensemble du milieu rural	Echantillon de travail
Œufs	9,71	12,47
Lait/petit lait	8,71	16,7
Laine	4,34	7,65
Beurre	1,68	2,82
Miel	1,16	2,41
Peaux tannées	0,38	0,8
Autres produits	0,31	0,4

Source : Nos calculs sur les données de l'ENNVM 1998/1999

Tableau A26: Liste Des Variables Explicatives Des Modèles Et Celles Retenues Dans Les Modèles Estimés Par MCO Et DMC-VI Pour Le Chiffre D'affaire Total

Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Logarithme de la superficie totale de l'exploitation	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Logarithme de la charge salariale totale	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépenses totales en inputs	Retenue	-	Retenue	-
Dépenses en engrais chimiques	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en insecticides	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en fumier organique	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en semences et plantes	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en location de tracteurs	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en location de moissonneuses	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en sacs, ficelles, etc.	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en transport des cultures	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en stockage des cultures	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en gasoil/huile	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en frais d'entretien	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en d'autres intrants	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en aménagement de parcs	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en fourrage	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en services vétérinaires	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en transport	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en commissions	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en dédommagement	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en frais d'emballage	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses en amélioration des sols	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses autres	-	Retenue	-	Retenue
Dépenses mal classées	-	Retenue	-	Retenue
Taille du ménage	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Taille du ménage au carré	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Nombre d'enfants dans le ménage	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Nombre de femmes dans le ménage	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépense totale du ménage	Retenue	Retenue	-	-
Dépenses en alimentation	-	-	Retenue	Retenue
Dépenses en tabac	-	-	Retenue	Retenue
Dépenses en habitation	-	-	Retenue	Retenue
Dépenses en logement et énergie	-	-	Retenue	Retenue
Dépenses en équipements	-	-	Retenue	Retenue
Dépenses en hygiène et soins médicaux	-	-	Retenue	Retenue
Dépenses en transport et communications	-	-	Retenue	Retenue
Dépenses en enseignement, culture et loisirs	-	-	Retenue	Retenue
Dépenses en autres biens et services	-	-	Retenue	Retenue
Dépenses en non-consommation	-	-	Retenue	Retenue

Tableau A27: Liste Des Variables Explicatives Des Modèles Et Celles Retenues Dans Les Modèles Estimés Par MCO, DMC-VI Et SURE Pour Les 6 Parts De Chiffres D'affaires

Variables	Modèle 1 CA culture	Modèle 2 CA arbo- culture	Modèle 3 CA bétail	Modèle 4 CA pdt. org. Animale	Modèle 5 CA prod. dérivés	Modèle 6 CA bétail élevé
Logarithme de la superficie totale de l'exploitation	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Logarithme de la charge salariale totale	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépenses totales en inputs	-	-	-	-	-	-
Dépenses en engrais chimiques	Retenue	Retenue	-	-	Retenue	-
Dépenses en insecticides	Retenue	Retenue	-	-	Retenue	-
Dépenses en fumier organique	Retenue	Retenue	-	-	Retenue	-
Dépenses en semences et plantes	Retenue	-	-	-	Retenue	-
Dépenses en location de tracteurs	Retenue	Retenue	-	-	Retenue	-
Dépenses en location de moissonneuses	Retenue	-	-	-	Retenue	-
Dépenses en sacs, ficelles, etc.	Retenue	Retenue	-	-	Retenue	-
Dépenses en transport des cultures	Retenue	Retenue	-	-	Retenue	-
Dépenses en stockage des cultures	Retenue	Retenue	-	-	Retenue	-
Dépenses en gasoil/huile	Retenue	Retenue	-	-	Retenue	-
Dépenses en frais d'entretien	Retenue	Retenue	-	-	Retenue	-
Dépenses en d'autres intrants	Retenue	Retenue	-	-	Retenue	-
Dépenses en aménagement de parcs	-	-	Retenue	Retenue	-	Retenue
Dépenses en fourrage	-	-	Retenue	Retenue	-	Retenue
Dépenses en services vétérinaires	-	-	Retenue	Retenue	-	Retenue
Dépenses en transport	-	-	Retenue	Retenue	-	Retenue
Dépenses en commissions	-	-	Retenue	Retenue	-	Retenue
Dépenses en dédommagement	-	-	Retenue	Retenue	-	Retenue
Dépenses en frais d'emballage	-	-	Retenue	Retenue	-	Retenue
Dépenses en amélioration des sols	-	-	Retenue	Retenue	-	Retenue
Dépenses autres	-	-	Retenue	Retenue	-	Retenue
Dépenses mal classées	-	-	Retenue	Retenue	-	Retenue
Taille du ménage	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Taille du ménage au carré	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Nombre d'enfants dans le ménage	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Nombre de femmes dans le ménage	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépense totale du ménage	-	-	-	-	-	-
Dépenses en alimentation	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépenses en tabac	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépenses en habitation	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépenses en logement et énergie	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépenses en équipements	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépenses en hygiène et soins médicaux	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépenses en transport et communications	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépenses en enseignement, culture et loisirs	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépenses en autres biens et services	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue
Dépenses en non-consommation	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue	Retenue