

# *CIRES*

*CAHIERS IVOIRIENS  
DE RECHERCHE  
ECONOMIQUE ET SOCIALE*

**NUMERO 1- 2022**



**Editions Universitaires  
de Côte d'Ivoire**



Centre Ivoirien de  
Recherches Economiques  
et Sociales



## CAHIERS IVOIRIENS DE RECHERCHE ECONOMIQUE ET SOCIALE

ISSN n° 1011-839X

2022

Numéro 1

### SOMMAIRE

|  | PAGES     |
|--|-----------|
| <b>Editorial.....</b>  | <b>5</b>  |
| PME et emergence socio-economique de la Côte d'Ivoire: la Contribution<br>economique compromise<br><b>NALLO DENIS et DIARRA FATOUMATA.....</b>                   | <b>7</b>  |
| Rôle du genre et achat familial dans le contexte des femmes des milieux<br>urbains du district autonome d'Abidjan<br><b>KOUAKOUTIE TIEMELE.....</b>              | <b>37</b> |
| Analyse de l'impact des transferts publics sur la capacité de mobilisation des<br>ressources propres des communes au Bénin<br><b>ROLAND M.P. MEDJIGBODO.....</b> | <b>61</b> |
| Estimation du coût financier de la conservation des sols agricoles au Bénin par<br>le modèle Tobit généralisé<br><b>ALFRED B.K DOSSA.....</b>                    | <b>85</b> |

© Cahiers Ivoiriens de Recherche Economique et Sociale  
Imprimé par le Centre Reprographique du CIRE  
d'après documents fournis bons à reproduire

Dépôt légal n° 102 900  
1<sup>er</sup> semestre 2022  
ISSN n° 1011-839X

**CAHIERS IVOIRIENS DE RECHERCHE ECONOMIQUE ET SOCIALE**

**ISSN n° 1011-839X**

**2022**

**Numéro 1**

**SOMMAIRE**

|  | <b>PAGES</b> |
|--|--------------|
| <b>Editorial.....</b>  | <b>5</b>     |
| PME et emergence socio-economique de la Côte d'Ivoire: la Contribution<br>economique compromise<br><b>NALLO DENIS et DIARRA FATOUMATA.....</b>                   | <b>7</b>     |
| Rôle du genre et achat familial dans le contexte des femmes des milieux<br>urbains du district autonome d'Abidjan<br><b>KOUAKOUTIE TIEMELE.....</b>              | <b>37</b>    |
| Analyse de l'impact des transferts publics sur la capacité de mobilisation des<br>ressources propres des communes au Bénin<br><b>ROLAND M.P. MEDJIGBODO.....</b> | <b>61</b>    |
| Estimation du coût financier de la conservation des sols agricoles au Bénin par<br>le modèle Tobit généralisé<br><b>ALFRED B.K DOSSA.....</b>                    | <b>85</b>    |

## **SECRETARIAT DE REDACTION**

### **Directeur de Publication**

Dr. Ibrahim DIARRA, Directeur du CIRES

### **Rédacteur en Chef**

Dr. Abibatou DIOP-BOARE

### **Secrétaire Editoriale**

Mme Ibo Ida épse KOUAME

## **COMITE SCIENTIFIQUE ET DE LECTURE**

J.P. AZAM, IDEI/Université des Sciences Sociales de Toulouse I ; A. N'GBO, CAPEC/Université FHB de Cocody ; P. GUILLAUMONT, CRDI, Université d'Auvergne ; D. NJINKEU, ILEAP Toronto ; B. DECALUWE, Université Laval ; M. OUATTARA, CIRES/Université FHB de Cocody, E. DUCLOS, Université de Bordeaux ; A. SISSOKO, Université FHB de Cocody ; J.-Y. DUCLOS, Université Laval ; N.L. BAMBA, CIRES/Université FHB de Cocody ; F. AKINDES, IRD/Université Alassane Ouattara de Bouaké ; J.W. GUNNING, Université Libre d'Amsterdam ; A. de JANVRY, Université de Californie à Berkeley A. ATSAIN, CIRES/Université FHB de Cocody ; A. DIAW, Université de Saint Louis ; K. TANO, CIRES ; B.M. KOUADIO, Université FHB de Cocody ; C. NJOMGANG, Université de Yaoundé II ; T. N'GUESSAN, CIRES/Université FHB de Cocody ; J.J. EKOMIE, Université Omar Bongo ; M. KOULIBALY, Université FHB de Cocody ; M. TOUNA, Université de Yaoundé II ; G.F. AMOUSSOUGA, Université d'Abomey Calavi ; E. ASSY, CIERPA/Université FHB de Cocody ; J.L. DUBOIS, UMI-Résilience, IRD France ; A. SOBIA, CIRES ; K. DIOMANDE, Université Alassane Ouattara de Bouaké ; J.Y. YAO, CIRES/Université FHB de Cocody ; A. DIOP-BOARE, CIRES ; F.J.C. N'GUESSAN, CIRES/Université FHB de Cocody ; F.R. MAHIEU, UMI-Résilience/IRD France ; K. POKOU, CIRES/ Université FHB de Cocody ; E. NUAMA, CIRES/Université FHB de Cocody ; Y. KEHO, CAPEC ; L.J. ESSO, CAPEC, C. KOUAKOU, CIRES/Université FHB de Cocody ; KOMENA BONIFACE/Université FHB de Cocody.

## **EDITION**

Editions Universitaires de Côte d'Ivoire (EDUCI)

## **SERVICE DIFFUSION**

M. Gérard YORO, Bibliothèque du CIRES

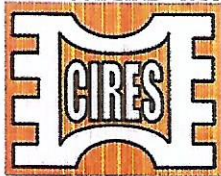
Site web : [www.cires-ci.com](http://www.cires-ci.com) / E.mail : [ciresci@aviso.ci](mailto:ciresci@aviso.ci)

## **MAQUETTE ET IMPRESSION**

M. DIAMAHO Rounego Sylvestre, SEKA Charles Service de Reprographie du CIRES

## **SITUATION GEOGRAPHIQUE ET ADRESSE**

CENTRE IVOIRIEN DE RECHERCHES ECONOMIQUES ET SOCIALES (CIRES)  
08 B.P. 1295 Abidjan 08 - Cocody, Bd Latrille près Lycée Classique d'Abidjan  
Tél. : (225) 27 22 44 51 03/ 27 22 44 89 42 - Fax : (225) 27 22 44 08 29



Abidjan, le 24 mars 2022

## ATTESTATION DE PUBLICATION

**Je soussigné Docteur DIARRA Ibrahim**  
**Directeur de Publication des Cahiers du Centre Ivoirien de Recherches**  
**Economiques et Sociales (CIRES)**

**Atteste que :**

**Alfred B. K. DOSSA**  
**Chargé de Recherche du CAMES**  
**Ministère de l'Economie et des Finances (MEF) et Centre**  
**Béninois de la Recherche Scientifique et de l'Innovation (CBRSI)**

**a produit l'article intitulé « ESTIMATION DU COUT FINANCIER DE LA**  
**CONSERVATION DES SOLS AGRICOLES AU BENIN PAR LE MODELE TOBIT**  
**GENERALISE»,**

**qui a été accepté pour publication dans le numéro 1-2022 des Cahiers du**  
**CIRES.**

**En foi de quoi la présente attestation lui est délivrée pour servir et valoir ce que**  
**de Droit.**



**Le Directeur de Publication**

**Dr. DIARRA Ibrahim**

Le Cahier du CIRES, numéro 1-2022  
comporte 4 (quatre) articles

*Le présent document atteste de la publication de l'article de  
Alfred B. K. DOSSA, en attente de la délivrance de l'article et  
du numéro produit. Cette attestation est délivrée en un seul  
exemplaire. Aucun double ne pourra être établi. Ne vous en  
dessaisissez jamais.*

# ESTIMATION DU COÛT FINANCIER DE LA CONSERVATION DES SOLS AGRICOLES AU BÉNIN PAR LE MODÈLE TOBIT GÉNÉRALISÉ

**ALFRED B.K.DOSSA**

## **RESUME**

La dégradation des terres est un problème environnemental qui constitue une grave menace et met en danger la production alimentaire et les moyens d'existence ruraux. Elle réduit le rendement et les revenus agricoles et fait baisser la croissance économique notamment dans les pays pauvres comme le Bénin (Dossa, 2016). Ses principales causes sont l'action des eaux et du vent, renforcée par les activités humaines. Le souci d'une gestion durable des terres amène donc à procéder à une analyse des déterminants du financement de la conservation des sols. L'objectif visé est de contribuer à une meilleure conservation des sols afin de lutter contre la baisse de rendement, l'insécurité alimentaire et la pauvreté. La Méthode d'Evaluation Contingente (MEC) a permis d'obtenir le Consentement à Payer (CAP) des ménages pour éviter la dégradation de leurs terres. Les facteurs qui influencent le CAP des ménages pour la conservation des sols agricoles au Nord comme au Sud du Bénin sont d'ordre économique et social. En estimant le CAP moyen à l'aide du modèle probit, le modèle tobit (Tobin, 1958) est testé par la méthode à deux (02) étapes de Heckman (1979) pour contrôler le biais de sélection des échantillons. Les résultats de la régression économétrique dégagent un CAP moyen de 1.046.220.630 FCFA/an à KEROU et 3.769.291.476 FCFA/an sur le Plateau ADJA.

**MOTS CLÉS : FINANCEMENT – ENVIRONNEMENT - CONSERVATION DES SOLS  
AGRICOLES – SÉLECTION- BÉNIN.**

**CLASSIFICATION J.E.L. : C52 – Q24 – Q51 – O13**

## **« ESTIMATION OF THE FINANCIAL COST OF AGRICULTURAL SOIL CONSERVATION IN BENIN BY THE GENERALIZED TOBIT MODEL »**

---

\*Chargé de Recherche du CAMES

Ministère de l'Economie et des Finances (MEF) et Centre Beninois de la Recherche Scientifique et de l'innovation (CBRSI)

**ABSTRACT**

Land degradation is an environmental problem that poses a serious threat and endangers food production and rural livelihoods. It reduces agricultural yields and incomes and lowers economic growth, particularly in poor countries such as Benin (Dossa, 2016). Its main causes are the action of water and wind, reinforced by human activities. The concern for sustainable land management therefore leads to an analysis of the determinants of financing soil conservation. The aim is to contribute to better soil conservation in order to combat declining yields, food insecurity and poverty. The Contingent Valuation Method (MEC) has made it possible to obtain the Consent to Pay (CAP) of households to avoid the degradation of their land. The factors that influence the CAP of households for the conservation of agricultural soils in the north and south of Benin are of an economic and social nature. By estimating the average CAP using the probit model, the tobit model (Tobin, 1958) is tested by the two (02) step method of Heckman (1979) to control sample selection bias. The results of the econometric regression show an average CAP of 1,046,220,630 FCFA/year in KEROU and 3,769,291,476 FCFA/year on the ADJA Plateau.

**KEYWORDS : FINANCING – ENVIRONMENT - CONSERVATION OF AGRICULTURAL SOILS – SELECTION- BENIN.**

**J.E.L. CLASSIFICATION : C52 – Q24 – Q51 – O13**

**I- INTRODUCTION**

La problématique de la dégradation des terres a été développée lors du Sommet de la Terre tenu à Rio de Janeiro en 1992 dans plusieurs sections de l'Agenda 21, dont la principale est le chapitre 12 sur la préservation des écosystèmes et la lutte contre la désertification et la sécheresse (SMDD, 2002)<sup>1</sup>. Le Sommet a retenu que la Gestion Durable des Terres (GDT) est au cœur de l'enjeu du développement sur le continent africain. Il définit la GDT comme l'utilisation des ressources en terres, pour la production de biens et services destinés à satisfaire les besoins présents de l'humanité et ceux des générations futures, tout en assurant le maintien de leurs fonctions environnementales.

Le Bénin dispose de cinq grands types de sols, dont 66 % sont dégradés. Les sols extrêmement dégradés représentent 16 %, ceux moyennement dégradés font 40 % dont 24 % dans la zone soudano-sahélienne de l'extrême nord et 16 % dans la zone du nord et du nord-est (République du Bénin, 2008). L'érosion des

---

<sup>1</sup> *Sommet Mondial du Développement Durable (SMDD, 2002) ; Rapport. Johannesburg (Afrique du Sud), 26 août au 4 septembre. Nations Unies, New York, 2002, 195p et Sommet de Johannesburg (2002) ; Profil du Bénin : Chapitre 12 : Gestion des écosystèmes fragiles : lutte contre la désertification et la sécheresse, 71 p.*

sols au Bénin représente une perte annuelle de 30 millions de tonnes des sols (PAE, 1993). Ce chiffre est largement en dessous de la perte des terres réelle, car le Plan d'Action Environnementale (PAE), mérite une actualisation. Une simulation effectuée par le Centre National d'Agro-Pédologie (CENAP), actuel Laboratoire des Sciences du Sol, de l'Eau et de l'Environnement (LSSEE) de l'Institut de Recherches Agricoles du Bénin (INRAB) a confirmé la gravité des problèmes environnementaux prévisibles à moyen terme. Selon ses conclusions, si rien n'est fait, l'érosion et la dégradation des sols risquent de doubler d'intensité et la disponibilité de terres cultivables va s'amenuiser plus vite que prévu, en fonction de la croissance démographique (Azontondé, 1990). Dans l'Atacora et dans le Couffo, la dégradation du sol a atteint un niveau sans précédent (Dossa *et al.*, 2014, 2015, Dossa, 2016, 2020a). La plus grande partie de l'Atacora est fortement dégradée et exige une intervention d'urgence (PAE, 1993). La dégradation des terres et l'infertilité des sols touchent respectivement 45 % et 72 % des ménages de l'Atacora (Dossa *et al.*, 2015). Quant à l'érosion des sols, elle représente une perte annuelle d'un peu plus de 3 millions de tonnes de terres dans ce département (Alinsato, 2006).

Le souci d'une gestion durable des terres (GDT), amène donc à procéder à une estimation du coût financier lié à la conservation des terres pour mieux adopter les techniques de lutte contre la dégradation des sols. L'objectif visé est de contribuer à une meilleure conservation des sols afin de lutter contre la baisse du rendement agricole, l'insécurité alimentaire et la pauvreté. Ainsi, lorsque l'érosion hydrique et éolienne, renforcée par les activités humaines, peuvent avoir des impacts négatifs sur les sols, il existe des méthodes pour restaurer ou conserver leur fertilité dans un contexte où pèsent des contraintes financières (Dossa, 2016, 2020a). Après avoir insisté sur une revue de littérature qui prend en compte, l'ampleur de la dégradation et les déterminants de l'adoption des techniques de conservation des sols, d'une part et d'autre part, le modèle d'estimation du consentement à payer pour la conservation des sols (le modèle Tobit généralisé), il sera présenté, la démarche méthodologique ayant conduit aux résultats de l'étude et à la discussion, pour enfin déboucher sur les recommandations opérationnelles.

## II- REVUE DE LITTÉRATURE

### 1-L'ampleur de la dégradation et les déterminants de l'adoption des techniques de conservation des sols

La dégradation des sols apparaît comme toute forme de détérioration du potentiel naturel des sols qui altère l'intégrité de l'écosystème, soit en réduisant sa productivité écologiquement durable, soit en amoindrissant sa richesse biologique originelle et sa capacité de récupération (Dossa, 2016). La dégradation des sols est actuellement à l'échelle mondiale, un problème crucial. Chaque année de surfaces importantes sont arrachées à la culture par l'érosion, on estime que 24 milliards de tonnes de sols fertiles disparaissent (ELD<sup>2</sup>, 2015).

<sup>2</sup> Economics of Land Degradation (ELD). Rapport principal, septembre 2015.  
[www.eld-initiative.org](http://www.eld-initiative.org)

Les terres sont plus dégradées là où la croissance démographique est la plus importante. Les terres cultivables sont en diminution à un rythme d'environ 5 à 10 millions d'hectares par an à cause de la croissance démographique globale et des effets défavorables des activités humaines (ELD, 2015). La dégradation des sols touche 33 % de la superficie mondiale des terres émergées, affectant plus de 2,6 milliards de personnes dans plus de 100 pays (Adams et Eswaram, 2000). Les pays en développement sont les plus touchés (90 % de la population mondiale affectée font partie des pays en développement). Deux hectares de terre étaient disponibles par habitant en 1900 dans le monde contre moins de 0,5 hectare en 2010 et on estime que 24 milliards de tonnes de sols fertiles disparaissent chaque an (Adams et Eswaram, 2000 ; Dossa *et al.*, 2014 ; Dossa *et al.*, 2015 ; Dossa, 2016). En effet, la moitié des terres cultivées de l'Afrique est affectée par la dégradation et l'érosion des sols et jusqu'à 80 % des pâturages donnent des signes de détérioration (ELD, 2015). Sur les 660 millions d'hectares de forêt en Afrique, 3,2 millions d'hectares disparaissent tous les ans, et le rythme du déboisement est 29 fois supérieur à celui du reboisement. Les terres cultivables sont en diminution à un rythme d'environ 5 à 10 millions d'hectares par an (ELD, 2015).

Afin de lutter efficacement contre le phénomène de la dégradation des terres et procéder à une meilleure conservation des sols agricoles, les recherches sur les facteurs qui influencent l'adoption des pratiques de conservation ont été menées depuis les années 1950. Deux (02) travaux précurseurs de Blase (1960) et NCFMLTC (1952) ont montré que les facteurs suivants sont statistiquement significatifs dans l'explication de la réduction en perte et nutriments de sol : (i) le revenu non agricole interprété comme un moyen qui permet de desserrer la contrainte budgétaire, (ii) la perception de l'érosion du sol comme un problème réel et (iii) la possibilité d'avoir accès au crédit. Ces résultats traduisent l'importance des facteurs économiques dans l'utilisation effective des pratiques de conservation des sols. Le sens d'influence du revenu non agricole sur l'adoption des mesures de conservation du sol est indéterminé (Asrat *et al.*, 2004 ; Hockett, 2010 ; Gondjeb *et al.*, 2011). D'un côté, cette variable est supposée avoir une influence positive sur la conservation du sol en permettant de desserrer la contrainte de crédit qui pèse sur le ménage dans sa volonté d'investir dans la conservation du sol (Shiferaw et Holden, 1998). De l'autre côté, si l'agriculture n'est pas la principale activité, le revenu non agricole ne sera pas investi dans la conservation du sol (Gebremedhin et Swinton, 2003).

Des recherches empiriques ont conclu aux deux effets : positif et négatif (Ervin et Ervin, 1982 ; Clay *et al.*, 1998 ; Hockett, 2010 ; Gondjeb *et al.*, 2011) sur le consentement à payer (CAP) des paysans pour la conservation du sol. Lapar et Pandey (1999) ont montré que l'accès au marché permet de capturer les effets de plusieurs variables. Ainsi, les fermiers ayant accès au marché sont plus enclins à accroître la productivité de leur sol ou tout au moins à les maintenir en vue de saisir des opportunités de gain sur le marché. Les fermiers qui sont donc en mesure de produire et de vendre les produits fortement demandés sur le marché trouveront alors la conservation du sol économiquement attractive (Clarke, 1992). Illukpitiya et Gopalakrishnan (2004) en utilisant une méthode d'évaluation contingente et une régression par les moindres carrés généralisés démontrent que, le revenu non agricole, l'accès au crédit influencent significativement et

positivement le consentement à payer, alors que la dette l'influence négativement. Un lot de variables non moins important est classé sous le nom de facteurs personnels ou sociaux (Ervin et Ervin, 1982). Ainsi, Carlson *et al.*, (1977), et récemment, Hockett (2010) et Adimassu *et al.*, (2015), trouvent que l'augmentation du niveau d'éducation, la taille de la ferme, sont associés à un taux de pratique relativement élevé. Des analyses discriminatoires ont montré chez les fermiers d'Australie que l'éducation, la taille de la ferme, la perception de l'érosion, prédisent le niveau d'application des techniques de conservation des sols (Illukpitiya et Gopalakrishnan, 2004). Hoover et Witala (1980) ont trouvé que l'âge est un facteur important dans leur étude sur les fermiers du Nebraska. Leur résultat indique que les fermiers les plus jeunes et les plus éduqués sont plus disposés à percevoir l'érosion comme un problème et par conséquent percevoir les bénéfices qui découlent des pratiques de conservation. Les jeunes fermiers ont donc un taux d'escompte faible ou taux de préférence pour le présent faible, *ceteris paribus* que les vieux paysans. De façon similaire, Tegegne (1999) trouve que l'âge a un effet négatif sur la décision de conserver le sol.

Asrat *et al.*, (2004) ont examiné les déterminants du consentement à payer (CAP) pour les pratiques de la conservation des sols chez les fermiers de la région de Bal au Sud-Est de l'Ethiopie. Leur recherche utilise une méthode d'évaluation contingente (MEC). Les résultats révèlent que le niveau d'éducation, l'expérience, la taille du ménage, la superficie emblavée, la perception de l'érosion tendent à accroître le consentement à payer (CAP) des paysans. Illukpitiya et Gopalakrishnan (2004) ont retrouvé des résultats similaires dans une étude menée sur les planteurs de patate du Sri Lanka. De plus, plus grande est la taille du ménage, plus grande est la probabilité que les générations futures exploitent eux aussi cette terre et tirent donc des bénéfices des investissements de conservation des sols (Asrat, *et al.*, 2004 ; Hockett, 2010 ; Gondjeb *et al.*, 2011). Lapar et Pandey (1999) démontrent que l'effet de la taille du ménage sur le CAP est a priori indéterminé. Pour eux, un ménage à faible taille *ceteri paribus* a intérêt à investir dans la conservation des sols afin d'augmenter sa productivité. Mais les ménages à grande taille peuvent montrer une réticence à l'adoption des pratiques de conservation des sols car disposant de la main d'œuvre nécessaire pour tirer du sol le maximum. Asrat *et al.*, (2004) précisent que l'influence de la taille du ménage est positive et tend à accroître le consentement à payer (CAP) des paysans pour la conservation des sols. Des recherches conduites à divers endroits du monde ont identifié plusieurs autres obstacles majeurs à la conservation (Asrat *et al.*, 2004 ; Lapar et Pandey, 1999 ; Illukpitiya et Gopalakrishnan, 2004 ; Hockett, 2010 ; Gondjeb *et al.*, 2011). Il s'agit : (1) du manque d'information sur les coûts et bénéfices, (2) de la résistance des fermiers à changer les méthodes familiales de culture, (3) des contraintes de revenu et d'organisation sur les petites fermes, (4) d'aversion au risque, (5) des contraintes de dette, (6) des facteurs institutionnels tels que les contrats de prêt et (7) de la sécurité de la tenure.

Au-delà des études empiriques sur les facteurs socioéconomiques qui influencent l'adoption des techniques de conservation des sols agricoles, et face à la situation de dégradation provoquant la baisse des rendements, consécutive à la famine et à la pauvreté, d'autres travaux de recherche sur les moyens de

restauration de la matière organique du sol ont été menés afin de remédier au problème de dégradation des terres (Roose et Barthès, 2001). Mais, force est de constater que les techniques et pratiques culturales expérimentées par les agents du développement rural et autres spécialistes du domaine sont négligées et/ou abandonnées par les producteurs (Adégbidi *et al.*, 1999 ; Djenontin *et al.*, 2002), laissant ainsi la dégradation évoluer à un rythme alarmant. La plupart des techniques de conservation n'ont donc pas permis d'atteindre les résultats escomptés en termes de réduction de l'érosion et de la dégradation des sols (Kossou *et al.*, 2004). La principale raison de cet échec est le manque de compréhension du comportement des paysans face à la dégradation du sol et surtout la maîtrise des facteurs qui influencent l'adoption des techniques de conservation (Djenontin *et al.*, 2002). L'adoption des techniques de conservation du sol est le résultat du comportement individuel de chaque producteur. Aussi, toute stratégie de conservation des eaux et du sol (CES), doit-elle prendre en compte l'intervention des pouvoirs publics et l'effort de conservation qu'est prêt à fournir chaque producteur bénéficiaire (Alinsato, 2006 ; Dossa *et al.*, 2014 ; Dossa *et al.*, 2015 ; Dossa, 2016, 2020a).

## 2- Le modèle d'estimation du consentement à payer pour la conservation des sols : le modèle Tobit généralisé

Pour décrire une relation entre une variable dépendante censurée et une variable indépendante, le modèle Tobit est souvent utilisé. L'adoption des techniques de lutte contre la dégradation des terres agricoles utilise également ce modèle pour estimer le consentement à payer (CAP) des ménages agricoles pour la conservation de leurs terres. C'est un modèle économétrique qui relève du domaine des variables de sélection en évaluation contingente (Alinsato, 2006 et Dossa, 2016 ; 2020a). En effet, les variables à expliquer sont les montants de CAP déclarés traduisant les CAP des ménages pour la conservation des sols agricoles (Dossa, 2016). Le modèle Tobit généralisé dont la structure est très proche du modèle de sélection popularisé par Heckman (1979) permet, en économétrie des variables qualitatives, d'estimer le montant du CAP moyen (Dossa, 2020b). Il consistait à supposer un comportement séquentiel à deux (02) étapes. Dans une première étape l'individu décide ou non de payer pour le bien environnemental.

Cette décision est représentée par un modèle qualitatif dichotomique basée sur un certain critère  $y_{1i}^*$ . Si  $y_{1i}^* > 0$ , l'individu  $i$  décide de payer et si  $y_{1i}^* \leq 0$ , l'individu  $i$  décide de ne pas payer. Dans une seconde étape, l'individu décide de payer le montant effectif pour le bien environnemental. On a alors un modèle de données censurées puisque, si l'on note  $y_{2,i}$  le paiement effectif du ménage  $i$ , celui-ci est défini par :  $\forall i = 1, 2, N, y_{2,i} = y_{2,i}^*$  si  $y_{1,i}^* > 0$  et 0 si  $y_{1,i}^* \leq 0$ . L'avantage de cette modélisation est qu'elle permet notamment de faire apparaître la plus ou moins forte corrélation pouvant exister entre les deux décisions (Tobin, 1958) : consentement à payer (CAP) représenté par l'équation de sélection et montant du consentement à payer (MCAP), représenté par l'équation substantielle. On est bien sûr en présence d'un modèle Tobit de type II ou Tobit généralisé. L'équation de sélection est d'abord estimée par un modèle

*Probit*, ensuite une régression par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) permet d'obtenir les coefficients de la deuxième équation. Pour l'équation de sélection, un ménage interrogé répond « oui » si l'utilité qu'il associe à l'adoption des techniques de protection de l'environnement (conservation des sols) excède son utilité actuelle (infertilité des sols, baisse de rendements et revenus agricoles...) et « non » sinon (Dossa, 2014, 2015, 2016, 2020a). Il s'agit d'une représentation polaire ou ambivalente. La variable à expliquer est alors dite qualitative à deux modalités (oui = 1 et non = 0). Il s'agit, enfin d'un modèle à utilité aléatoire. La fonction d'utilité est composée alors de deux parties : une partie déterministe qui dépend d'un ensemble de caractéristiques des personnes interrogées et une partie aléatoire qui correspond à la composante des préférences individuelles connues des personnes interrogées, mais inconnues du chercheur. L'existence de cette composante aléatoire oblige donc à raisonner en termes de probabilité. La probabilité de répondre « oui » correspond donc à la probabilité pour qu'une personne estime qu'elle est dans une meilleure situation avec le scénario proposé, c'est-à-dire, le modèle Tobit généralisé dont la structure est similaire au modèle de sélection popularisé par Heckman (1979). Cependant, il faut bien signaler que l'utilisation de ce modèle présente un certain nombre de limites et de difficultés. En effet, la complexité de la réalité des faits analysés, fait qu'en dépit de la rigueur et de l'esprit scientifique avec lesquels la recherche a été menée, elle présente des limites qui obligent à relativiser les résultats de la recherche (Dossa, 2016). Ainsi, la collecte des données est exclusivement basée sur les déclarations des ménages retenus pour les enquêtes. Aussi, les variables entrant dans le modèle Tobit généralisé tel que l'âge déclaré par le chef de ménage peut ne souvent pas être réel. Il en est de même de la taille du ménage et surtout du revenu qui sont des variables qui peuvent enregistrer des biais stratégique, hypothétique ou encore de l'enquêteur dans une enquête contingente. En effet, un biais stratégique ou (« *free-rider* ») ou encore (« *passager clandestin* ») existe, lorsque les personnes interrogées pensent pouvoir influencer certaines décisions grâce à leurs réponses. Elles faussent délibérément leurs réponses pour influencer les résultats de l'étude et donc leurs CAP éventuels. Tandis qu'un biais hypothétique apparaît lorsque le caractère hypothétique de l'exercice demandé rend difficile la détermination par la personne interrogée de la vraie valeur qu'elle accorde au bien environnemental qu'on lui demande d'apprécier (Heckman, 1979 ; Dossa, 2016).

### III- METHODOLOGIE

La démarche méthodologique suivie dans cette étude abordera la présentation des deux milieux de recherche et l'échantillonnage d'une part, et la méthode d'analyse d'autre part.

#### 1- Les milieux d'étude et l'échantillonnage

Deux (02) milieux ruraux situés au Nord et au Sud du Bénin ont été identifiés pour estimer le coût financier de la conservation des sols agricoles au Bénin. Il s'agit du plateau Adja au sud et de la commune de Kérou au nord-est du Bénin. Le plateau Adja regroupe les communes d'Aplahoué, de Djakotomey, de Dogbo,

de Klouékanmey, de Lalo et de Toviklin, et se trouvant dans les zones agro écologiques VI et VII du Bénin. En effet, selon l'Organisation des Nations unies pour l'Alimentation et l'Agriculture (Food and Agriculture Organization – FAO, 1993), une zone agro écologique est une unité cartographique de ressources en terres, définie en termes de climat, de géomorphologique et de sols, et/ou de couvert végétal et possédant un éventail spécifique de potentiels et de contraintes pour l'utilisation des terres (Dossa, 2020). Quant à la commune de Kérou, elle est située dans une pénéplaine qui s'étire dans la ligne de partage des eaux entre les bassins du Niger et de l'Atlantique. L'agriculture étant la principale activité dans la commune (comme sur le plateau Adja), avec comme culture prédominante le coton, une partie non négligeable du territoire est aujourd'hui emblavée pour cette activité.

L'approche terrain a permis de recueillir des informations auprès des ménages agricoles. Ainsi, sur la base de critères rigoureux, il est procédé à un échantillonnage aléatoire dans chaque milieu d'étude. Ce sont les données de l'Institut National de la Statistique et de l'Analyse Economique qui ont aidé à la discrimination entre les communes sur le plateau Adja et les arrondissements dans la commune de Kérou. Par rapport aux groupes cibles, à la méthodologie utilisée et aux phénomènes à étudier, seuls les chefs de ménage ont été interrogés. S'inspirant des travaux statistiques de Bofoya-Komba (2010), il sera considéré l'erreur maximum (E) commise sur l'échantillon (n), telle que :

$$E = z_c \frac{\delta}{\sqrt{n}} \text{ et } n = \frac{z_c^2 \delta^2}{E^2} = \left( \frac{z_c \delta}{E} \right)^2 \quad (1)$$

Les données de l'échantillon étant sous la forme de proportions, l'équation (1) peut être écrite sous la forme :

$$n = \frac{z_c^2 \pi(1-\pi)}{E^2} \quad (02)$$

La formule de Schwartz (1995), très proche de l'équation (02) a permis de calculer la taille des échantillons (n). Ainsi :

$$n = \frac{z_c^2 \pi(1-\pi)}{E^2} = \frac{t^2 \times p(1-p)}{E^2} \quad (3)$$

Où  $\delta$  représente l'écart-type, n = taille de l'échantillon ;

$t = z_c$  = degré de confiance à 95 % (valeur type de 1,96) ;

$p = \pi$  = Estimation de la proportion de la population spécifique concernée par l'étude. Il s'agit ici de la population active agricole. Elle est de 50% sur le plateau Adja et 35% dans la commune de Kérou selon le RGPH4 (INSAE, 2015) et E = Marge d'erreur tolérée : jusqu'à 6% sur le plateau Adja et 5% à Kérou (Dossa, 2016, 2020). Soit  $n = N_1$ , la taille de l'échantillon sur le plateau Adja et  $n = N_2$ , celle dans la commune de Kérou. Ainsi :

$$N_1 = \frac{t^2 \times p(1-p)}{E^2} = \frac{1,96^2 \times 0,5(1-0,5)}{0,06^2}, \text{ d'où } N_1 = 267$$

**Le tableau 1 résume la structure de l'échantillon des ménages par sexe sur le plateau Adja.**

| Communes   | Population totale (RGPH4) | Nombre de ménages | Taille de ménage | Nombre de ménages tiré par commune | Sexe      |          |
|------------|---------------------------|-------------------|------------------|------------------------------------|-----------|----------|
|            |                           |                   |                  |                                    | Masculin  | Féminin  |
| APLAHOUE   | 171 109                   | 33 100 (25%)      | 5,2              | 67 (25%)                           | 58 (25%)  | 9 (25%)  |
| DJAKOTOMEY | 134 028                   | 25 106 (18%)      | 5,3              | 48 (18%)                           | 42 (18%)  | 6 (18%)  |
| DOGBO      | 103 057                   | 21 199 (15%)      | 4,9              | 40 (15%)                           | 35 (15%)  | 5 (15%)  |
| KLOUKANMEY | 128 597                   | 25 531 (18%)      | 5,0              | 48 (18%)                           | 42 (18%)  | 6 (18%)  |
| LALO       | 119 926                   | 17 735 (12%)      | 6,8              | 32 (12%)                           | 28 (12%)  | 4 (12%)  |
| TOVIKLIN   | 88 611                    | 17 773 (12%)      | 5,0              | 32 (12%)                           | 28 (12%)  | 4 (12%)  |
| Total      | 745 328                   | 140 444 (100%)    | 5,3              | 267 (100%)                         | 233 (87%) | 34 (13%) |

Source : Calculé à partir des statistiques de l'INSAE (2015)

$$N_2 = \frac{t^2 \times p(1-p)}{E^2} = \frac{1,96^2 \times 0,35(1-0,35)}{0,05^2}, \text{ d'où } N_2 = 350$$

La taille initiale de l'échantillon était de 350 ménages. Pour tenir compte des non-réponses éventuelles dues aux refus ou à l'indisponibilité des ménages à répondre aux questions de l'enquêteur dans ce milieu d'étude, l'échantillon a été surévalué de 10 % (soit  $1,1 \times 350 = 385$ , la taille finale de l'échantillon). La structure de l'échantillon des ménages par sexe dans la commune de Kérou se présente dans le tableau 2.

**Tableau 2: Structure de l'échantillon des ménages par sexe à Kérou**

| Arrondissements | Population totale (RGPH4) | Nombre de ménages | Taille de ménage | Nombre de ménages tiré par village / quartier | Sexe        |           |
|-----------------|---------------------------|-------------------|------------------|---|-------------|-----------|
|                 |                           |                   |                  |   | Masculin    | Féminin   |
| KEROU           | 54 276                    | 6 098             | 8,9              | 197 (51%)                                     | 167 (43,3%) | 30 (7,7%) |
| BRIGNAMARO      | 23 707                    | 2 634             | 9,0              | 96 (25%)                                      | 95 (24,7%)  | 01 (0,3%) |
| FIROU           | 17 296                    | 2 189             | 7,9              | 68 (18%)                                      | 53 (14%)    | 15 (4%)   |
| KOABAGOU        | 4 918                     | 586               | 8,4              | 24 (6%)                                       | 20 (5%)     | 4 (1%)    |
| Total           | 100 197                   | 11 507            | 8,7              | 385 (100%)                                    | 335 (87%)   | 50 (13%)  |

Source : Calculé à partir des statistiques de l'INSAE (2015)

## 2- La méthode d'estimation

La Méthode d'Evaluation Contingente (MEC) a permis d'obtenir une estimation du consentement à payer (CAP) des ménages de la commune de Kérou et sur le plateau Adja pour éviter la dégradation de leurs terres. En estimant le CAP moyen à l'aide du modèle probit, le modèle tobit (Tobin, 1958) est testé par la méthode à deux étapes de Heckman (1979) pour contrôler le biais de sélection de 385 ménages agricoles dans la commune de Kérou et 267 sur le plateau Adja. La 1<sup>ère</sup> étape du modèle de Heckman, présente l'équation de sélection au cours de laquelle les déterminants du CAP sont estimés par le modèle probit, tandis que la 2<sup>ème</sup> étape, présente l'équation substantielle au cours de laquelle les déterminants du CAP censurés sont régressés par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO). Le modèle peut se formaliser comme suit pour cha-

que ménage agricole  $i$  :

◆ **Equation de sélection** : participer au programme de conservation des sols agricoles.

Soit  $Z$ , la variable qualitative, tel que  $Z = 1$  si le ménage  $i$  participe au programme et 0 sinon :

$$Z = w_i \hat{a}_i + \hat{i}_i \quad (6)$$

$\hat{i}_i$ , suit une loi normale  $N[E(\hat{i}_i), V(\hat{i}_i)] = N[0,1]$

◆ **Equation substantielle** : estimation du consentement à payer (CAP) annoncé (observable uniquement si  $Z = 1$ ) :

$$Y = x_i \hat{a}_i + \hat{a}_i \quad (7)$$

$\hat{a}_i$ , suit une loi normale  $N[E(\hat{a}_i), V(\hat{a}_i)] = N[0,1]$ .

Les  $w_i$  et  $x_i$  sont des variables socioéconomiques observables.

Les détails de la méthode d'estimation basée sur le modèle Tobit généralisé et popularisé par la méthode à deux (02) étapes de Heckman (1979) sont présentés à la section VIII en annexe.

#### IV- RESULTATS

Le scénario contingent, permet aux ménages de faire leur choix de façon séquentielle (S1 et S2). Le choix 1 (S1) propose de garder la situation actuelle de dégradation des terres. Cette situation n'entraîne pas de coût financier mais crée des baisses de rendement dues à l'infertilité des sols. Le choix 2 (S2) propose de participer financièrement au programme d'amélioration de la qualité des sols. Cette situation entraîne un coût, mais améliore le bien-être des ménages, résultant d'une augmentation des rendements de leurs cultures. Ainsi :

◆ A Kérou, 67,3 % représentant 259 ménages sur les 385 ont accepté d'investir dans la conservation des sols (S2 :  $y_{1,i}^* > 0$ , l'individu  $i$  décide de payer- Choix 2), contre 126, soit 32,7% ayant fait le choix de ne pas investir dans les TCS (S1 :  $y_{1,i}^* \leq 0$ , l'individu  $i$  décide de ne pas payer – Choix 1). Ainsi, sur les 259 ménages, 133, soit 51,3 % consentent payer 1500 f, tandis que 79 ménages, soit 31 %, acceptent de payer 2000 f. Les ménages agricoles qui acceptent de payer 2500 f sont au total 30, soit 12 %, et ceux qui consentent payer 3000 f, représentent 4 %, soit 10 ménages. Les deux catégories restant de ménages qui ont accepté d'investir dans les techniques de conservation des sols à Kérou, ne représentent que 2 % (05 ménages) et 0,7 % (02 ménage), pour un montant respectivement de 3500 f et de 4000 f. Le tableau 5 résume la

distribution des fréquences du CAP maximum des ménages favorables au choix 2 et montre que les deux grandeurs (X et Y) évoluent en sens contraire (coefficient de corrélation :

$\rho = -0,913$ , avec  $Y = -0,05X + 184$  et  $\rho^2 = 0,834$ ).

En effet, au fur et à mesure que le CAP maximum déclaré augmente, le nombre de ménages favorables à l'investissement diminue.

**Tableau 5 : Distribution des fréquences du CAP maximum dans le choix 2**

| CAP (X)                                  | 1500 | 2000 | 2500 | 3000 | 3500 | 4000 | Total |
|--|------|------|------|------|------|------|-------|
| Nombre de ménages favorables aux TCS (Y) | 133  | 79   | 30   | 10   | 5    | 2    | 259   |
| Fréquence (%)                            | 51,3 | 31   | 12   | 4    | 2    | 0,7  | 100   |

Source : Enquêtes, 2021

Sur le plateau Adja, les résultats de l'enquête, présentent 80 chefs de ménages, soit 30% qui ont choisi  $S_1 (y_{Li}^* \leq 0)$ , donc ayant un CAP = 0), et 70% ayant fait l'option  $S_2 (y_{Li}^* > 0)$ , c'est-à-dire qui accepte le programme de lutte contre la dégradation des sols agricoles, représentant ainsi 187 ménages ayant effectivement accepté d'investir dans la conservation des sols). Ainsi, sur les 187 ménages, 80 consentent payer 1500 FCFA, tandis que 55 ménages acceptent de payer 2500 FCFA. Les ménages agricoles qui acceptent de payer 3000 FCFA sont 36 et ceux qui consentent payer 3500 FCFA sont au total 14 ménages. La dernière catégorie de ménages ayant accepté d'investir pour un montant de 4000 FCFA dans les techniques de conservation des sols sur le Plateau ADJA, comprend seulement 2 ménages et se trouve dans la commune d'APLAHOUE. Le tableau 6 regroupe les résultats économétriques de l'estimation de Heckman (1979) dans les deux (02) milieux d'étude.

**Tableau 6 : Les déterminants du CAP dans le milieu d'étude**

| Département de l'ATACORA :<br>Commune de KEROU  |      |           |      |        | Plateau ADJA (APLAHOUE,<br>DJAKOTOMEY, DOGBO, LALO,<br>KLOUKANMEY, TOVIKLIN) |            |       |        |
|---|------|-----------|------|--------|--|------------|-------|--------|
| Modèle Probit (1 <sup>ère</sup> étape) : Equation de sélection ( $Z = w_i\beta_i + \mu_i$ ) |      |           |      |        |  |            |       |        |
| Variables   | Obs. | Coéf.     | z    | p >  z | Obs  | Coéf.      | z     | p >  z |
| TM  | 385  | 0,008***  | 5,50 | 0,000  | 267  | 0,2282***  | 6,56  | 0,000  |
| REVENU  | 385  | 0,03238   | 0,38 | 0,702  | 267  | -5,56e-*** | -2,61 | 0,009  |
| NONAG   | 385  | 0,16645** | 2,04 | 0,041  | 267  | 1,6898***  | 5,42  | 0,000  |
| ACCMAR  | 385  | 0,2186*** | 3,59 | 0,000  | 267  | -0,265778  | -0,70 | 0,483  |
| AGE   | 385  | 0,1440*** | 3,66 | 0,000  | 267  | -0,009655  | -0,95 | 0,343  |
| EDUC  | 385  | 0,0577921 | 1,20 | 0,229  | 267  | 0,68987**  | 2,55  | 0,011  |

| Modèle MCO (2 <sup>ème</sup> étape) : Equation substantielle ( $Y = x_i\alpha_i + \varepsilon_i$ )  |      |           |        |        |     |           |       |        |
|---|------|-----------|--------|--------|-----|-----------|-------|--------|
| Variables   | Obs. | Coéf.     | z      | p >  z | Obs | Coéf.     | z     | p >  z |
| TM  | 385  | -115,0*** | -10,89 | 0,000  | 267 | 0,020**   | 2,18  | 0,029  |
| REVENU  | 385  | 0,0032*** | 4,24   | 0,000  | 267 | -0,6839*  | -1,65 | 0,099  |
| AGE   | 385  | -552,5*** | -4,67  | 0,000  | 267 | 0,000***  | 4,71  | 0,000  |
| EDUC  | 385  | 11,32648  | 0,80   | 0,425  | 267 | -0,981*** | -2,78 | 0,005  |
| Mills   | 385  | -119,8337 | -0,76  | 0,451  | 267 | 0,404***  | 4,58  | 0,000  |
| <p>KEROU: Number of obs.: 385 Censored obs.: 126 Uncensored obs.: 259<br/>           PLATEAU ADJA: Number of obs.: 267 Censored obs.: 80 Uncensored obs.: 187<br/>           *p&lt;0.1: Significativité du coefficient à 10% (Niveau de confiance à 90%)<br/>           **p&lt;0.05: Significativité du coefficient à 5% (Niveau de confiance à 95%)<br/>           ***p&lt;0.01: Significativité du coefficient à 1% (Niveau de confiance à 99%)</p> |      |           |        |        |     |           |       |        |

Source : Réalisé à partir des régressions Probit et MCO dans STATA, 2021

A Kérou, le modèle estime l'inverse de ratio de Mills dont la significativité montre que l'équation substantielle n'est pas indépendante de l'équation de sélection, autrement dit, la décision de révéler le montant à payer n'est pas prise indépendamment de la décision d'être disponible à contribuer financièrement au programme d'amélioration de la qualité des sols agricoles. Par ailleurs, les résultats du tableau 6 indiquent que l'inverse du ratio de Mills n'est pas significatif. Il y a donc absence de biais de sélection, et cela permet d'affirmer que le modèle de Heckman est mieux indiqué pour ce travail de conservation des sols agricoles dans la commune de Kérou. contrairement sur le Plateau ADJA.

Par ailleurs, pour le modèle probit ( $Z = w_i\beta_i + \mu_i$ ), aussi bien au Nord, qu'au Sud, le coefficient de la variable « TM » est significatif à 1%. Le « REVENU » est significatif à 1% sur le Plateau ADJA et non significatif à KEROU. Le coefficient de la variable « NONAG » est significatif à 5% à KEROU et 1% sur le Plateau ADJA. Ceci montre l'importance de cette variable (revenu non agricole) dans l'adoption des techniques de conservation des sols. Le coefficient de la variable « ACCMAR » est significatif à 1% à KEROU et non significatif sur le Plateau ADJA. L'« AGE » est significatif à 1% à KEROU et non significatif sur le Plateau ADJA. Par contre le coefficient de la variable « EDUC » est non significatif à KEROU et significatif à 5% sur le Plateau ADJA. Par contre, à la 2<sup>ème</sup> étape pour le modèle MCO ( $Y = x_i\alpha_i + \varepsilon_i$ ), les coefficients des variables « TM », « REVENU » et « AGE » sont significatifs à 1% à KEROU, tandis que sur le Plateau ADJA, ils sont respectivement significatifs à 5%, 10% et 1%. Enfin, le coefficient de la variable « EDUC » est non significatif à KEROU mais significatif à 1% sur le Plateau ADJA.

Au total, les déterminants socioéconomiques qui influencent le financement de la conservation des sols agricoles au Nord comme au Sud du Bénin, varient d'une zone à une autre. La significativité des coefficients des variables dans les deux (02) milieux d'étude (le Nord et le Sud du Bénin) se résume dans le tableau 7.

**Tableau 7 : Significativité des coefficients des variables**

| Département de l'ATACORA : Commune de KEROU   |              | Plateau ADJA (APLAHOUE, DJAKOTOMEY, DOGBO, LALO, KLOUKANMEY, TOVIKLIN) |              |                  |
|---|--------------|--|--------------|------------------|
| <b>Modèle Probit (1<sup>ère</sup> étape) : Équation de sélection (<math>Z = w_i\beta_i + \mu_i</math>)</b>        |              |  |              |                  |
| Variables   | Coefficients | Significativité  | Coefficients | Significativité  |
| TM  | 0,008***     | 1%   | 0,2282***    | 1%               |
| REVENU  | 0,03238      | Non significatif   | -5,56e-***   | 1%               |
| NONAG   | 0,16645**    | 5%   | 1,6898***    | 1%               |
| ACCMAR  | 0,2186***    | 1%   | -0,265778    | Non significatif |
| AGE   | 0,1440***    | 1%   | -0,009655    | Non significatif |
| EDUC  | 0,0577921    | Non significatif   | 0,68987**    | 5%               |
| <b>Modèle MCO (2<sup>ème</sup> étape) : Équation substantielle (<math>Y = x_i\alpha_i + \varepsilon_i</math>)</b> |              |  |              |                  |
| Variables   | Coefficients | Significativité  | Coefficients | Significativité  |
| TM  | -115,0***    | 1%   | 0,020**      | 5%               |
| REVENU  | 0,0032***    | 1%   | -0,6839*     | 10%              |
| AGE   | -552,5***    | 1%   | 0,000***     | 1%               |
| EDUC  | 11,32648     | Non significatif   | -0,981***    | 1%               |
| Mills   | -119,8337    | Non significatif   | 0,404***     | 1%               |

Source : Réalisé à partir du tableau 6, 2021

Le CAP moyen  $E(\text{CAP})$  sur l'échantillon a été calculé par la formule suivante :

$$E(\text{CAP}) = \bar{m} \frac{(\alpha/\sigma)}{(\beta/\sigma)}$$
 Les estimations de la régression économétrique donnent un CAP moyen de 1260,92 FCFA / mois / hectare pour l'adoption des techniques de conservation des sols à Kérou et 1557 FCFA/mois/hectare sur le plateau ADJA. Notons que ces résultats sont tributaires de l'influence des systèmes de productions agricoles sur l'occupation des sols, la fertilité et l'agrobiodiversité à Kérou comme l'a démontré Dossa (2016). Le tableau 8 résume le calcul des montants du CAP dans les deux milieux d'étude.

**Tableau 8 : Calcul des montants du CAP dans le milieu d'étude**

|                            | Département de l'ATACORA : Commune de KEROU | Plateau ADJA (APLAHOUE, DJAKOTOMEY, DOGBO, LALO, KLOUKANMEY, TOVIKLIN) |
|----------------------------|---|--|
| Superficie totale emblavée | 69 144 hectares                             | 201 739 hectares   |
| CAP moyen/ mois /hectare   | 1260,92 FCFA                                | 1557 FCFA  |
| CAP moyen annuel/hectare   | 15 131,04 FCFA                              | 18 684 FCFA  |
| CAP annuel total           | 1 046 220 630 FCFA/an                       | 3 769 291 476 FCFA/an  |

Source : Construction de l'Auteur, 2021

Les résultats économétriques des travaux de recherche indiquent que le modèle à deux (02) étapes de Heckman a montré que l'équation substantielle

$(Y = x_i\alpha_i + \varepsilon_i)$  n'est pas indépendante de l'équation de sélection  $(Z = w_i\beta_i + \mu_i)$ . Autrement dit, la décision de révéler le montant à payer n'est pas prise indépendamment de la décision d'être disponible à contribuer financièrement au programme d'amélioration de la qualité des sols agricoles dans la commune de Kérou et sur le Plateau ADJA.

## V- DISCUSSION

Dans cette étude sur la conservation des sols agricoles, la variable dépendante, le consentement à payer pour la conservation des sols (CAPCS), est dichotomique. Elle définit si oui ou non un ménage consent à payer pour les mesures de conservation des sols. CAPCS = 1, si le ménage consent à payer ; CAPCS = 0 sinon. C'est une variable expliquée du modèle probit. Les variables indépendantes, quant à elles, étaient au total six (06), dont quatre (04) variables de l'équation substantielles. Il s'agit de la taille du ménage, du revenu agricole, du revenu non agricole, de l'accès au marché, de l'âge du paysan et du niveau d'éducation. La taille du ménage (TM) se réfère au nombre d'individus dans le ménage. Un ménage à grande taille (comprise entre 8 et 10 personnes par exemple) est plus disponible à investir dans la conservation du sol (Asrat *et al.*, 2004). C'est une variable explicative quantitative. Il est attendu un signe positif (+) de cette variable. Ceci est confirmé par de nombreux travaux empiriques (Ervin et Ervin, 1982 ; Adégbidi, 1992 ; Asrat *et al.*, 2004 ; Illukpitiya et Gopalakrishnan, 2004; Gondjeb *et al.*, 2011 ; Lillo *et al.*, 2014 ; Dossa *et al.*, 2014, Dossa, 2016).

Les résultats de cette étude ont également confirmé ce signe (+). Pour le revenu agricole (REVENU), il est établi que les paysans ayant un revenu élevé sont plus disposés à pratiquer les techniques de conservation. Il est démontré que la superficie totale de champ emblavée est positivement corrélée au revenu (Garcia, 2001 ; Gondjeb *et al.*, 2011 ; Lillo *et al.*, 2014; Dossa *et al.*, 2014; Adimassu *et al.*, 2015). C'est une variable explicative quantitative. Il est attendu un signe positif (+) de cette variable et confirmé par les résultats de la recherche. Le revenu non agricole (NONAG), indique si le ménage bénéficie d'une source de revenu non agricole, à part le revenu agricole ou pas (Gondjeb *et al.*, 2011 ; Dossa *et al.*, 2014). Elle prend la valeur 1 si le ménage perçoit un revenu non agricole et 0 sinon. C'est une variable explicative qualitative. Il est attendu dans cette étude un signe positif (+) de cette variable sur le CAP. Les résultats de cette étude ont également confirmé ce signe (+). L'accès au marché (ACCMAR) est une variable qui a pour proxy dans cette étude, la qualité du déplacement du champ au marché. Ainsi, on prendra en compte le moyen de transport disponible, la distance du village du fermier au marché le plus proche et l'état de la piste qui mène à cette route (Garcia, 2001 ; Gondjeb *et al.*, 2011 ; Dossa *et al.*, 2014 ; Adimassu *et al.*, 2015). La variable « ACCMAR » prend la valeur 1 si le village du paysan est plus proche du marché et 0 autrement. Plus le transport est relativement commode, plus il est supposé que le fermier soit désenclavé et a donc accès au marché. Selon Lapar et Pandey (1999), cette variable influence

positivement le CAP des paysans pour la pratique des mesures de conservation des sols. C'est une variable explicative qualitative. Dans cette étude, il est attendu un signe positif (+) de cette variable. Les résultats de cette étude ont également confirmé ce signe (+). L'âge du chef du ménage (AGE) mesure l'âge du chef de famille en nombre d'années. Cette variable capte l'effet de l'âge sur le CAP pour les mesures de conservation des sols. C'est une variable explicative quantitative. Dans notre étude il est attendu un effet positif (+) de l'âge sur le CAP, cette hypothèse est conforme aux résultats empiriques de certaines études (Ervin et Ervin, 1982 ; Garcia, 2001 ; Asrat *et al.*, 2004 ; Hockett, 2010 ; Gondjeb *et al.*, 2011 ; Dossa *et al.*, 2014 ; Adimassu *et al.*, 2015, Dossa, 2016). Les résultats de cette étude ont également confirmé ce signe (+). Enfin, le niveau d'éducation du chef de ménage (EDUC) est présenté dans cette étude comme une variable *dummy*, qui prend la valeur 1 si le chef de ménage est éduqué et 0 sinon. L'éducation accroît les potentialités du paysan à recevoir, comprendre et utiliser les informations. C'est une variable explicative qualitative. Il est supposé avoir un effet positif (+) sur la décision de payer pour les pratiques de conservation des sols. Cette hypothèse est soutenue par les résultats d'autres recherches basées sur le consentement à payer (CAP) pour la protection de l'environnement et l'adoption des pratiques de conservation des sols (Clearfield et Osgood, 1986 ; Besse *et al.*, 1997 ; Garcia, 2001 ; Illupkitiya et Gopalakrishnan, 2004 ; Gondjeb *et al.*, 2011 ; Dossa *et al.*, 2014 ; Adimassu *et al.*, 2015, Dossa, 2016, 2020).

En définitive, il faut noter que les résultats de la présente étude sur la conservation des sols au Bénin, ont confirmé aussi bien les travaux empiriques que les prévisions des signes dans le tableau 3 sur la spécification empirique du modèle et prévision des signes des variables.

## VI- CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS

Au-delà des différentes contributions à ce travail, et malgré que l'étude soit basée sur un degré de confiance à 95 % et donc une marge d'erreur de 5% tolérée sur l'échantillon, signalons que cette recherche, basée sur l'évaluation contingente, présente un certain nombre de limites et de difficultés parmi lesquelles on peut citer les biais stratégique, hypothétique ou encore de l'enquêteur, signalés en fin de la revue de littérature de cette étude.

Malgré ces biais, l'étude permettra aux responsables de la politique agricole de prendre de bonnes décisions en matière du coût des dépenses de lutte contre la dégradation des terres dans le secteur agricole au Bénin. Cependant, certaines recommandations méritent d'être formulées. Il s'agit principalement : (1) de relever et d'accentuer la perception du problème de la dégradation des sols chez les paysans, qui est totalement absente dans les résultats de l'estimation économétrique. Ceci va permettre de développer une attitude positive envers la conservation des sols ; (2) de renforcer la sécurité de tenure (qui elle aussi est absente des résultats de l'estimation économétrique) à travers l'institution d'un plan de développement foncier. Ceci, permettra de susciter les incitations à investir dans la conservation des sols, en allongeant l'horizon temporel des producteurs ; (3) de tracer des pistes et/ou améliorer l'état des pistes rurales

afin de faciliter l'acheminement des produits vers les différents marchés locaux ou régionaux (surtout le tronçon Natitingou-Kouandé-Wassa Péhunko-Kérou-Banikoara). Ceci facilitera les échanges commerciaux et permettra de stimuler les producteurs à la pratique des techniques de conservation des sols au vu de l'aspect rentabilité qui est mis en exergue ; (4) de chercher à accroître le revenu des producteurs en rendant par exemple facile l'accès à la terre et au travail agricole par l'utilisation des tracteurs et autres outils moderne de travail ; (5) l'éducation ne doit pas être négligée. Mais les programmes de formation enseignée doivent désormais intégrer très tôt les aspects de protection de l'environnement en général et de lutte contre la dégradation des terres en particulier ; (6) l'assistance doit pouvoir être ciblée, orientée et suivie et enfin (7) promouvoir des systèmes de culture biologiques et biodynamiques qui mettent l'accent sur la matière organique du sol. Car les producteurs ont besoin d'engrais approprié, qui nécessite la détermination des doses et formules d'engrais pour les cultures selon les zones agro écologiques.

## VII- REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Adams, C.R. et H. Eswaran (2000)**; «Global land resources in the context of food and environmental security.» In S.P. Gawande et al., éd. «*Advances in Land Resources Management for the 20th Century*,» Soil Conservation Society of India, New Delhi; pp.35–50.
- Adégbidi, A, Burger, K., Gandonou, E. et Mulder, I., (1999)**;«*Farmers' perceptions and sustainable land use in the Atacora, Benin*». CREED workingpaper, No 22. Collaborative research in the Economics of environment and development, IIED: London; 51 p.
- Adimassu, Z., Langan, S., Johnston, R., (2015)**; Understanding determinants of farmers' investments in sustainable land management practices in Ethiopia: review and synthesis. *Environment, Development and Sustainability*, DOI 10.1007/s10668-015-9683-5, pp. 289-302
- Alinsato, A.S., (2006)** ; *Analyse des déterminants du consentement à payer pour la conservation des sols*. Unité de Formation et de Recherche en Sciences Economiques et de Gestion UFR-SEG/Cocody/Abidjan, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion – Université d'Abomey-Calavi – Bénin. 25p.
- Asrat, P., Belay, K., Hamito, D., (2004)**; «Determinants of farmer's willingness to pay for soil conservation practices in the southeastern Highlands of Ethiopia». *Land Degradation and Development*, vol. 15, pp. 423-438.
- Azontondé, H. A., (1990)** ; Effets de la culture attelée sur l'érosion et la conservation des sols au nord Bénin. *Centre d'Etude National d'Agro pédologique (CENAP)- SOLTROP 89- Cotonou – BENIN*, pp. 457-472.
- Besse, F., Sarrailh, J.M., Tassin, J., (1997)** ; Conservation des sols et agroforesterie. Bois et Forêts des Tropiques (252), pp. 30-33.
- Blase, M.G., (1960)**; «*Soil control in Western Iowa; Progress and Problems*»Unpublished. Ph.D. Dissertation, Iowa State University. In « Impact économique de l'adoption des pratiques de la gestion intégrée de la fertilité des sols (GIGS) au sud du Bénin (Azontondé, 2004); 106 p.

- Bofoya Komba, B., (2010);** *Statistique pour économiste. Cours et exercices résolus*. 2<sup>ème</sup> Edition revue et corrigée. 208 p.
- Carlson, J.E., Mcleod, M., Lassey, W.R., Dillman, D.A., (1977);** «*The Farmer, Absentee Landowners, and Erosion: Factors Influencing the Use of Control Practices*». Working paper Idaho Water Resources Institute, Moscow, Idaho. 38 p.
- Clarke, H.R., (1992);** «The supply of non-degraded agricultural land». *Australian Journal of Agricultural Economics*: vol. 36, pp. 31-56.
- Clay, D., Reardon, T., Kangasniemi, J., (1998);** Sustainable intensification in highland tropics: Rwandan farmers' investments in land conservation and soil fertility. *Economic Development and Cultural Change*, 45 (2): pp. 351-378.
- Clearfield, F. et Osgood, B., T., (1986) ;** *Aspects sociologiques de l'adoption des pratiques de conservation des sols*. Service de conservation des sols, FAO, Washington, DC. 21 p.
- Djenontin, J.A., Wennink, B., Dagbénonbakin, G., Ouinkoun, G., (2002);** *Pratiques de gestion de fertilité dans les exploitations agricoles du Nord-Bénin*. INRAB, CRA Bénin. Actes du colloque, 27-31 mai 2002, Garoua, Cameroun. 9 p.
- Dossa, A., Biaou, G. et Igué, A.M., (2014) ;** Consentement à payer pour la conservation des sols agricoles dans la commune de Kérou au Nord-Ouest du Bénin. *Dynamiques Spatiales et Développement (Dyspadev) : Revue Semestrielle du Laboratoire d'Etudes des Dynamiques Urbaines et Régionales (LEDUR) / UAC, N° 004, décembre 2014*, pp. 4 – 24.
- Dossa, A., Igué, A. M., Biaou, G. et Boko, M., (2015) ;** Coût monétaire de la dégradation des terres dans la commune de Kérou, au Nord-Ouest du Bénin. *BenGéo / FLASH / UAC, N°17, juin 2015*, pp. 149 - 165.
- Dossa, A. B. K., (2016) ;** *Evaluation et financement des dépenses environnementales : cas du consentement à payer pour la conservation des sols agricoles à Kérou au Bénin*. Thèse de Doctorat, Université d'Abomey-Calavi, Bénin ; 303 p.
- Dossa, A. B. K., (2020a) ;** Lutte contre la dégradation des terres agricoles dans le département du Couffo au Bénin. *Int. J. Biol. Chem. Sci. 14(6) : Available online at <http://www.ifgdg.org>*, pp.2147- 2159
- Dossa, A. B. K., (2020b) ;** Estimation du coût financier de la bancarisation des salaires au Trésor Public du Bénin par un modèle Tobit généralisé. *Revue d'Economie Théorique et Appliquée (RETA) ; Volume 10 – Numéro 1 – Juin 2020* pp 35-54.
- Economics of Land Degradation - ELD (2015);** « *La valeur des terres* ». *Terres prospères et résultats positifs grâce à une gestion durable des terres*. Rapport principal de l'ELD, septembre 2015. Disponible sur [www.eld-initiative.org](http://www.eld-initiative.org). 180 p.
- Ervin C.A., D. E. Ervin, (1982);** «Factors affecting the use of soil conservation practices: hypothesis, evidence and policy implication». *Land Economics* Vol. 58 (3); pp.277-292.

- FAO, (1993)** ; *Développement durable des terres arides et lutte contre la désertification*. Rome, 1993, 43p.
- Garcia, Y.T., (2001)**; Analysis of farmer decision to adopt soil conservation technology in Argao: *a socio-economic evaluation*. ACIAR, Canberra, Australia, pp. 160–178.
- Gebremedhin B., S.M. Swinton, (2003)**; «Investment in soil conservation in northern Ethiopia: the role of land tenure security and public programs» *Agriculture Economics* Vol. 29; pp. 69-84.
- Gondjeb, Y., Nje, P. et Havard, M., (2011)** ; Les déterminants de l'adoption des techniques de lutte contre l'érosion hydrique des sols en zone cotonnière du Cameroun. *Actes de l'atelier « Evaluation des impacts des innovations dans les systèmes de production et les territoires agropastoraux d'Afrique de l'Ouest : quelles méthodes, quels indicateurs ? »*, Cirad, Montpellier, France, 13 p.
- Heckman, J. (1979)**; Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica* 47(1), pp.153- 162.
- Hoover, H. et Witala, M., (1980)** «Operator and landlord participation in soil erosion control in Maple Creek Watershed in northeast Nebraska». Economic, Statistical and Cooperative Service (ESCS), USDA. N°143687 in «Aspects Sociologiques de l'Adoption des Pratiques de Conservation des Sols», Clearfield, F. et Osgood, T. (1986) ; Service de Conservation des Sols. Washington, DC. 21p.
- Huckett, S. P., (2010)**; *A comparative study to identify factors affecting adoption of soil and water conservation practices among smallhold farmers in the Njoro River Watershed of Kenya*. Doctorate Thesis in Human Dimensions of Ecosystem Science and Management. Utah State University, 293 p.
- Illukpitiya, P. et Gopalakrishnan, C., (2004)**; «Decision making in soil conservation: application of a behavioral model to potato farmers in Sri Lanka». *Land Use Policy* vol. 21, pp. 321-331.
- INSAE (2015)** ; *Quatrième Recensement Général de la Population et de l'Habitation (RGPH4) : Que retenir des effectifs de population en 2013 ?* Juin 2015, MDAEP/RB, 33 p.
- Kossou, K.D., A., Ahanchede, C.R., Tossou, G., Ghèhounou, S., Vodouhe, R., Mongbo, R., Fassassi, R., Tokannou, A., Azontondé, Y., bouraima, (2004)** ; *Gestion des Processus d'Innovations dans les Filières coton, niébé, sorgho au Bénin: Approche d'Analyse Technographique*. Document de travail, Projet Convergence des Sciences, Université d'Abomey-Calavi, Cotonou. 118 p.
- Lapar, M. L.A., Pandey, S., (1999)**; «Adoption of soil conservation the case of Philippine Uplands» *Agricultural Economics*: Vol. 21 pp. 241-256.
- North Central Farm Management and Land Tenure Committee (NCFMLTC), (1952)**; «Obstacles to Conservation on Midwestern farms». University of Missouri, Columbia, College of Agriculture Bulletin (June), 574 p.
- Plan d'Action Environnemental (PAE), (1993)**; *Document final*, Cotonou, Bénin, 134 p.
- République du Bénin, (2008 a)** ; Lutte contre la désertification et la dégradation des terres au Bénin. In « *Diagnostic de l'Auto-évaluation Nationale des Capacités à Renforcer pour la Gestion de l'Environnement Mondial du*

*Bénin* » (ANCR-GEM). Rapport National. PNUD, CNDD, MEPN; pp.64-82.

**Roose, E.J. et Barthès, B., (2001)**; Organic matter management for soil conservation and productivity restoration in francophone Africa. *Nutrient Cycling in Agroecosystems*, 61; pp. 159-170.

**Schwartz, D., (1995)** ; *Méthodes statistiques à l'usage des médecins et des biologistes*. 4<sup>ème</sup> édition, Editions médicales Flammarion, Paris, 314 p.

**Shiferaw, B. et Holden, S., (1998)**; Resource degradation and adoption of land conservation technologies in the Ethiopian highlands: a case study in Andit Tid, North Shewa. *Agricultural Economics*, 18: pp.233-247.

**Tegegne G.E., (1999)**; «Willingness to pay for environmental protection: an application of Contingent Valuation Method (CMV) in Sekota District, Northern Ethiopia». *Ethiopian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 3; pp.123-130.

**Tobin, J., (1958)**; Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. *Econometrica*, Vol. 26, No. 1, pp. 24-36.

### VIII-ANNEXE

La modélisation de la méthode à deux (02) étapes de Heckman (1979) se déroule comme suit :

◆ Dans une première étape l'individu décide ou non de payer pour les techniques de conservation des sols (TCS). Cette décision peut être représentée par un modèle qualitatif dichotomique basée sur un certain critère  $y_{1,i}^*$ .

$$\begin{cases} \text{Si } y_{1,i}^* > 0, \text{ l'individu } i \text{ décide de payer} \\ \text{Si } y_{1,i}^* \leq 0, \text{ l'individu } i \text{ décide de ne pas payer} \end{cases} \quad (4)$$

◆ Dans une seconde étape, l'individu décide du montant qu'il va consacrer aux TCS, après avoir décidé de payer. On a alors un modèle de données censurées puisque, si l'on note  $y_{2,i}$  le paiement effectif du ménage  $i$ , celui-ci est défini par :

$$\forall i = 1, 2, N, y_{2,i} = \begin{cases} y_{2,i}^* & \text{si } y_{1,i}^* > 0, \\ 0 & \text{si } y_{1,i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

Cette formulation généralise le modèle Tobit simple dans la mesure où l'on retrouve le modèle Tobit simple en posant  $y_{1,i}^* = y_{2,i}^*$ . L'avantage de cette modélisation est qu'elle permet notamment de faire apparaître la plus ou moins forte corrélation pouvant exister entre les deux décisions (Tobin, 1958) : consentement à payer (CAP) et montant du consentement à payer (MCAP). On a bien un modèle Tobit généralisé, puisque seul le signe de la variable représenté par la variable dichotomique  $y_{1,i}^* = I(y_{1,i}^* > 0)$  est déterminant.

La 1<sup>ère</sup> étape du modèle de Heckman, présente l'équation de sélection, tandis que la 2<sup>ème</sup> étape, présente l'équation substantielle. Les termes d'erreur des

deux (02) équations (sélection et substantielle) suivent tous une loi normale de paramètres 0 et 1 (N [0,1]). En admettant une loi normale N (0, 1), les termes d'erreur des deux équations de sélection ( $Z = w_i\beta_i + \mu_i$ ) et substantielle ( $Y = x_i\alpha_i + \varepsilon_i$ ), sont donc absolument continus et admettent pour densité :

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-x^2/2}, \text{ avec } x = \mu_i, \varepsilon_i. \quad (8)$$

Avec j un ménage enquêté donné, et i = 1 correspondant à la qualité de l'environnement après adoption des TCS et i = 0 au statu quo (la situation actuelle : dégradation et infertilité des sols), le revenu de j est noté  $y_j$ ;  $m_j$  représente un vecteur de caractéristiques individuelles (âge, revenu, éducation,...) du chef de ménage. La fonction d'utilité indirecte a été spécifiée comme la somme d'une composante déterministe et d'une composante aléatoire. La différence des deux composantes pouvait être identifiée en un unique terme  $i_j$  tel que

$\mu_j = \mu_{1j} - \mu_{0j}$ . a fait l'hypothèse que l'utilité marginale du revenu était constante entre les deux états. Il en résultait que  $\beta_1 = \beta_0 = \beta$ . Notons

$\alpha = \alpha_1 - \alpha_0$ , on suppose ainsi que les termes aléatoires  $i_j$  sont indépendants et identiquement distribués (iid) selon la même loi, avec une espérance nulle. Si  $i_j$  suit une loi normale  $N(0, \sigma^2)$ ,  $\Theta_j = \frac{\mu_j}{\sigma}$

suit alors une loi centrée réduite et  $\Phi$  est la fonction de répartition de la loi normale. L'équation de sélection devient  $CAP_j = w_i\beta + \mu_i$  (9)

La probabilité de répondre « oui » est alors :

$$\Pr(CAP_j = 1/w_j) = \Phi(w_j\beta) \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \Pr(CAP_j = 1/w_j) &= \Pr(w_i\beta + \mu_i > 0) = \Pr(m_j\beta_0 + y_j\beta_1 + \mu_i > 0) \quad (11) \\ &= \Pr(\theta_j < m_j \frac{\beta_0}{\sigma} + y_j \frac{\beta_1}{\sigma}) = \Phi(m_j \frac{\beta_0}{\sigma} + y_j \frac{\beta_1}{\sigma}) \end{aligned}$$

Si  $i_j$  suit une loi logistique de moyenne nulle et de variance  $\frac{\pi^2 \sigma^2}{3}$ , la probabilité pour que j réponde « oui » est :

$$Pr(Y_j = 1) = \frac{1}{1 + \exp\left[-\left(m_j \frac{\alpha}{\sigma} - CAP_j \frac{\beta}{\sigma}\right)\right]} \quad (12)$$

Pour calculer le coût financier de la conservation des sols agricoles lié au consentement à payer (CAP) pour un modèle à utilité aléatoire, on le définit théoriquement comme une somme d'argent qui laisse le ménage interrogé indifférent entre la situation avant le CAP et la situation proposée. Le CAP est ainsi défini par :

$$m_j \alpha_1 + (y_j - CAP_j) \beta + \mu_{1j} = m_j \alpha_0 + y_j \beta + \mu_{0j} \quad (13)$$

Le CAP pour la conservation des sols agricoles du ménage j est donc :

$$CAP_j = m_j \frac{\alpha}{\beta} + \frac{\mu_j}{\beta} \quad (14)$$

Pour calculer le CAP moyen (E(CAP)) sur un échantillon, la formule est la suivante :

$$E(CAP) = \bar{m} \frac{\left(\frac{\alpha}{\beta}\right)}{\left(\frac{\sigma}{\sigma}\right)} \quad (15)$$

Avec  $\bar{m}$ , le vecteur des moyennes des caractéristiques individuelles du ménage.

Le coefficient des variables de la matrice  $m$  correspond à l'estimation  $\frac{\alpha}{\beta}$  et le coefficient associé au montant proposé correspond à une estimation

$\frac{\beta}{\sigma}$ . L'analyse de la distribution du coût financier, montre théoriquement qu'il est

compris entre 0 et 4000 FCFA du revenu du ménage interrogé. Comment alors s'assurer de ce cadrage en pratique ? Autrement dit comment « borner » le consentement à payer ? La littérature économétrique propose un modèle qui borne rigoureusement le CAP. Ce modèle s'écrit :

$$CAP_j = G(m_j \gamma + \mu_j) y_j, \text{ où } 0 \leq G(m_j \gamma + \mu_j) \leq 1 \text{ et } G(m_j \gamma + \mu_j) \geq 0 \quad (16)$$

La fonction G exprime le consentement à payer, représenté ici par le coût financier de la conservation des sols agricole (**CAPCS**). Il se comporte comme une fraction du revenu du ménage. La version la plus utilisée de ce modèle est :

$$CAP_j = \frac{y_j}{1 + \exp(-m_j \gamma - \mu_j)} \quad (17)$$

Supposons que le terme d'erreur suit une loi normale, le modèle devient alors :

$$Pr(Y_j = 1) = \phi\left(\frac{m_j \gamma + \text{Log} \frac{y_j - CAP_j}{CAP_j}}{\sigma}\right) \quad (18)$$

Par contre si le terme d'erreur suit une loi logistique, alors le modèle s'écrit :

$$Pr(Y_j = 1) = \frac{1}{1 + \exp\left(-\frac{m_j \gamma + \text{Log} \frac{y_j - CAP_j}{CAP_j}}{\sigma}\right)} \quad (19)$$

Avec le vecteur des termes « montant/revenu » :  $\text{Log} \frac{y_j - \text{CAP}_j}{\text{CAP}_j}$ .

Le coefficient des variables de la matrice  $\overline{m}$  correspond à l'estimation  $\frac{\gamma}{\sigma}$  et le coefficient associé à la variable « montant/revenu » correspond à une estimation de  $\frac{1}{\sigma}$ . Le consentement à payer moyen de l'échantillon est alors donné par la formule :

$$E[\text{Pr}(\text{CAP}_j = 1/w_j)] = E\left[\varphi\left(m_j \frac{\beta_0}{\sigma} + y_j \frac{\beta_1}{\sigma}\right)\right] \quad (20)$$

L'équation substantielle devient :  $\text{MCAP}_i = x_i \alpha + \varepsilon_i$  (21)

Introduisons l'inverse du ratio de Mills (IMR : Inverse Mills Ratio) dans l'équation (21) pour contrôler le biais de sélection des échantillons. Elle devient :

$$\text{MCAP}_i = x_i \alpha + \rho \text{IMR}_i + \varepsilon_i \quad (22)$$

Avec  $\rho$  = **coefficient de corrélation entre** les deux termes d'erreurs  $(\mu_i, \varepsilon_i)$  des deux étapes (sélection et substantielle) et

$$\text{IMR}_i = \frac{\frac{\varphi(w_i \hat{\beta})}{\hat{\sigma}}}{\Phi(w_i \hat{\beta})}, \text{ tel que } \varphi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2}$$

(fonction de densité de la loi normale centrée réduite) et

$$\Phi(x) = \int_{-\infty}^x \varphi(x) dx = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx$$

(fonction de répartition de la loi normale centrée réduite). Le montant du CAP, représentant le coût financier de la conservation des sols (CFCS) moyen ajusté du modèle est alors donné par la formule :

$$\overline{\text{MCAP}_i} = \overline{\text{CFCS}_i} = x_i \hat{\alpha} + \hat{\rho} \text{IMR}_i \quad (23)$$

Et le coût financier moyen de la conservation des sols est  $\text{CFCS}_{\text{Moyen}}$ , tel que

$$\text{CFCS}_{\text{Moyen}} = E[\overline{\text{CFCS}_i}] * E\left[\varphi\left(m_j \frac{\beta_0}{\sigma} + y_j \frac{\beta_1}{\sigma}\right)\right] \quad (24)$$

Pour cette étude, le consentement à payer pour l'adoption des techniques de conservation des sols agricoles (« CAPCS »), représente la variable dépendante (ou expliquée), tandis que le revenu agricole (REVENU), le revenu non agricole (NONAG), la taille du ménage (TAILLE), l'âge du chef de ménage (AGE), le niveau d'éducation (EDUC), l'accès au marché (ACCMAR) représentent les variables indépendantes (ou explicatives). Le tableau 3 suivant présente la

spécification empirique du modèle et la prévision des signes des variables.

**Tableau 3 : Spécification empirique du modèle et prévision des signes des variables**

| Variables  |               | Catégories | Modalités              | Nature      | Signe |
|--|---------------|------------|------------------------|-------------|-------|
| Dépendante   | Indépendantes |            |                        |             |       |
| Consentement à payer pour la conservation des sols (« CAPCS »).<br>$\begin{cases} \text{CAPCS} = 1, \text{ si oui} \\ \text{CAPCS} = 0, \text{ sinon} \end{cases}$ | REVENU        | Binaire    | 1 : Elevé<br>0 : Bas   | Quantitatif | +     |
|  | NONAG         | Binaire    | 1 : Oui<br>0 : Non     | Qualitatif  | +     |
|  | TAILLE        | Binaire    | 1 : Grand<br>0 : Petit | Quantitatif | +     |
|  | AGE           | Binaire    | 1 : Jeune<br>0 : Vieux | Quantitatif | +     |
|  | EDUC          | Binaire    | 1 : Eduqué<br>0 : Non  | Qualitatif  | +     |
|  | ACCMAR        | Binaire    | 1 : Oui<br>0 : Non     | Qualitatif  | +     |

Source : Construction de l'auteur, 2021

L'enquête sur le plateau Adja et à Kérou nous a permis de catégoriser six (06) variables de l'équation de sélection et quatre (04) variables de l'équation substantielle. Les variables de sélection sont supposées avoir uniquement une influence sur le choix d'investir financièrement dans l'adoption des techniques de conservation des sols agricoles ou non. Cependant, si on estime que certaines d'entre elles ont également un impact sur le montant du CAP, alors, celles-ci apparaîtront dans les deux équations du modèle. L'équation de sélection est d'abord estimée par un modèle Probit, ensuite une régression par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) permet d'obtenir les coefficients de la deuxième équation. Le tableau 4 résume les variables entrant dans chaque équation.

**Tableau 4 : Variables entrant dans les équations de sélection et substantielle du modèle**

| Variables de l'équation : $Z = w\beta_i + \mu_i$ | Variables de l'équation : $Y = x_i\alpha_i + \varepsilon_i$ |
|--|---|
| Revenu agricole (REVENU)                         | Age du paysan (AGE)   |
| Revenu non agricole (NONAG)                      | Taille du ménage (TM)                                       |
| Taille du ménage (TM)                            | Accès au marché (ACCMAR)                                    |
| Age du paysan (AGE)                              | Revenu agricole (REVENU)                                    |
| Niveau d'éducation (EDU)                         |   |
| Accès au marché (ACCMAR)                         |   |

Source : Auteur, 2021

Les résultats de l'« estimation du coût financier de la conservation des sols

*agricoles au Bénin par le modèle Tobit généralisé* » sont basée sur les analyses statistique et économétrique des variables du **tableau 4**. La statistique descriptive permet de décrire les variables indépendantes (explicatives) de l'adoption des techniques de conservation des sols (TCS) sur la base du consentement à payer (CAP) des paysans. L'analyse économétrique quant à elle établit l'influence avérée de certaines variables explicatives du CAP et de son intensité. Elle apporte des informations supplémentaires, susceptibles d'aider à une meilleure compréhension du CAP des ménages, sur la base des variables décrites par l'analyse statistique. La recherche de ces variables explicatives considère que la probabilité du CAP pour la conservation des sols, est fonction des caractéristiques économiques et sociales des ménages.