

UNIVERSITE Thomas SANKARA

Centre d'Etudes, de Documentation
et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

SÉRIES ÉCONOMIE

An application of an Error Correct Model with higher order
cointegrated variables to the demand for Money

El Hadji GUEYE

Prix du pétrole, changement structurel et dynamique du chômage
en République du Congo

Jean Romeo Félix KOUIKA BOUANZA

Qualité des institutions, secteur informel et croissance économiques
pays de l'UEMOA

Aïcha TIENDREBEOGO & Idrissa M. OUEDRAOGO

Effets du type d'emploi sur le bonheur des jeunes âgés de 15 à 34 ans
en République du Congo

Olga Euphrasie NGAKALA AKYLANGONGO

Effets de la santé des membres actifs des ménages ruraux
sur la production agricole au Burkina Faso

Jean Pierre W. SAWADOGO

Effets de la cyclicité de la politique budgétaire et des bénéfices pétroliers
sur le développement humain dans les pays membres de la CEMAC

OKIEMY Michel

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur www.cedres.bf).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (70 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES www.cedres.bf

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : www.cedres.bf

DIRECTEUR DE PUBLICATION

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

COMITE EDITORIAL

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

SECRETARIAT D'EDITION

Dr Samuel Tambi KABORE, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Idrissa OUEDRAOGO, Université Aube Nouvelle

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

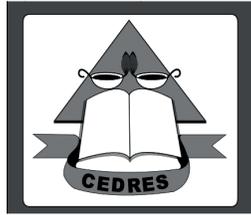
Pr Gnanderman SIRPE, Université Aube Nouvelle

Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



www.cedres.bf

REVUE CEDRES-ETUDES

Revue Economique et Sociale Africaine

REVUE CEDRES-ETUDES N°71

Séries économie

1^{er} Semestre 2021

SOMMAIRE

An application of an Error Correct Model with higher order cointegrated variables to the demand for Money.....	07
El Hadji GUEYE	
Prix du pétrole, changement structurel et dynamique du chômage en République du Congo.....	33
Jean Romeo Félix KOUIKA BOUANZA	
Qualité des institutions, secteur informel et croissance économiques pays de l'UEMOA.....	75
Aïcha TIENDREBEOGO & Idrissa M. OUEDRAOGO	
Effets du type d'emploi sur le bonheur des jeunes âgés de 15 à 34 ans en République du Congo.....	113
Olga Euphrasie NGAKALA AKYLANGONGO	
Effets de la santé des membres actifs des ménages ruraux sur la production agricole au Burkina Faso.....	142
Jean Pierre W. SAWADOGO	
Effets de la cyclicité de la politique budgétaire et des bénéfices pétroliers sur le développement humain dans les pays membres de la CEMAC.....	171
OKIEMY Michel	

**EFFETS DE LA SANTE DES MEMBRES ACTIFS DES MENAGES
RURAUX SUR LA PRODUCTION AGRICOLE AU BURKINA FASO**

Sawadogo Jean-Pierre W.
Université Thomas SANKARA/UFR-SEG
E-mail : Jeanpi.sawadogo@yahoo.fr

Résumé

Cet article analyse la relation entre la santé et la production agricole au Burkina Faso. Elle s'appuie sur un modèle de production Cobb Douglas dans lequel on incorpore la perte de jours de travail due aux maladies et utilise les données de l'enquête Convergence/Burkina 2010. Les résultats obtenus, à partir de l'estimation par les doubles moindres carrés, montrent que la production varie inversement par rapport au nombre de jours perdus. L'article conclut que les maladies ont un effet négatif sur la production à travers la morbidité causée par la maladie sur la main d'œuvre. La réduction de l'éloignement des centres de santé aux ménages permet de réduire la perte.

Mots clés : Santé, production agricole, ménages ruraux, jours de travail, Burkina Faso

Abstract

This study analyzes the relationship between health and agricultural production in Burkina Faso. It is based on the Cobb-Douglas production model in which one incorporates the loss of workdays due to illness and uses data from the survey Convergence /Burkina 2010. The results from estimating two-stage least squares, show that output varies inversely with the number of days lost.

The study finds that diseases have a negative effect on output through the morbidity caused by the disease on the workforce. Reducing the distance from health facilities to households reduces the loss.

Keys Words : Health, agricultural production, rural household, workdays, Burkina Faso

I. Introduction

Dans le modèle de Grossman (1972), la santé est perçue comme un stock de capital durable produit quand l'individu est en bonne santé. Les individus sont dotés d'un niveau initial de ce stock qui se déprécie dans le temps et peut être augmenté grâce à un investissement. En investissant dans la santé, les ménages espèrent augmenter le stock disponible de temps en bonne santé, ce qui accroît le temps disponible pour gagner de l'argent ou pour produire des biens de consommation. Tout facteur qui viendrait réduire ce temps serait donc une menace pour la production des ménages. L'une des menaces de ce temps de travail est la maladie. La maladie est une altération de l'état de santé. La morbidité, qui accompagne la maladie, ne permet pas à la personne malade de continuer ses activités ordinaires. Le temps de maladie se traduit par une perte de jours de travail. Elle réduit, de ce fait, la capacité de production des travailleurs et a donc une incidence directe sur la production, sur les gains et même sur le niveau de vie du ménage.

Le manque de santé entraîne donc l'absentéisme qui joue directement sur la quantité de main d'œuvre et dont la conséquence directe est la baisse de production (Fox et al., 2004). Les absences aux travaux champêtres ont été estimées à 16 jours au Nigéria, à cause du paludisme (Alaba et Olumuyiwa, 2006) et à 26 jours pour une période de production de 10 mois en Côte d'Ivoire (Girardin, 2004). Selon le tableau de bord du Ministère de la santé burkinabé, en 2010 le paludisme représentait 48,1% des consultations, 62,5% des hospitalisations et 54,1% des décès. Cette situation ne favorise pas les activités agricoles dans les zones rurales quand on sait que l'agriculture occupe plus de 80% de la population du Burkina Faso et que le pays n'a qu'une saison de pluie qui dure trois mois en moyenne. C'est pourquoi la présente analyse s'interroge sur la conséquence des maladies sur la production agricole au Burkina Faso.

L'objectif principal est d'analyser les effets des maladies sur la production agricole. Plus spécifiquement, il s'agira d'estimer le temps de travail perdu par le ménage pour cause de maladies et son incidence sur la production agricole. Pour ce faire, on suppose que les dépenses en santé, le nombre de malades du ménage et l'éloignement du centre de santé sont des facteurs

qui réduisent la production agricole. La suite de l'article est organisée en quatre sections dont la deuxième présente la revue de littérature empirique, la troisième analyse les fondements théoriques de l'effet des maladies sur la production, la quatrième examine la méthodologie et la cinquième discute des résultats. Une conclusion assortie de recommandations viendra clore l'étude.

II. Revue de littérature

Santé, état nutritionnel et productivité agricole

Un bon état de santé peut être la conséquence d'une bonne nutrition et produit des effets sur la production agricole. Fogel (1994, 2004) trouve qu'il y a une forte corrélation entre la croissance dans les vieux pays industrialisés et l'élévation du niveau de prise de calories. Cette amélioration de l'état nutritionnel interagit positivement avec la scolarité (Bhargava et al., 2001 ; Miguel et Kremer, 2004). Une bonne nutrition accroît le taux de rentabilité pour d'autres investissements en capital humain. Sur le plan agricole, Strauss (1986), trouve que, le travail familial effectif, qui est une fonction du travail réel et de la prise de calories journalières, est un input significatif dans le processus de production en Sierra Léone. Son étude prouve que la prise de calories journalière a une incidence très significative sur la productivité agricole. Croppenstedt et Muller (2000), en Ethiopie, ont trouvé une preuve d'un lien significatif entre la santé, un état nutritionnel et la productivité agricole. Leurs résultats montrent que la nutrition et la morbidité affectent la productivité agricole ; les élasticités productivité du travail/état nutritionnel sont très significatives.

Incidence des maladies sur la productivité agricole

Une mauvaise santé limite la capacité de travail de la main d'œuvre qui conduit à une baisse de productivité et annihile les efforts de production. Deux études menées au Sri Lanka ont indiqué que le plus grand nombre de jours de travail perdus pour cause de maladies est concentré durant la saison hivernale, au moment où les activités champêtres sont intenses

(Konradsen et al., 1997 ; Attanayake et al., 2000). Les pertes de jours de travail concernent surtout les membres actifs, soit parce qu'ils sont malades ou parce qu'ils prennent soin des membres non actifs et des malades. Girardin (2004) a montré que ceux qui souffrent de paludisme à répétition, en Côte d'Ivoire sur les cultures maraîchères à haute intensité, exploitent environ la moitié de leur champ et gagnent la moitié de leurs revenus. Ceci est dû à un total de jours d'absence de 0-26, sur 10 mois de période de travail. L'effet est beaucoup plus lourd au Nigeria où les adultes actifs perdent en moyenne 16 jours de travail par épisode de paludisme (Alaba et Olumuyiwa, 2006). Un ménage perdrait environ 15,56\$ chaque année à cause de la maladie, ce qui représente 6% de leur revenu annuel (Konradsen et al., 1997). En termes de pertes sur la production, Leighton et Foster (1993) ont noté que c'est dans le secteur primaire que les plus grosses pertes sont enregistrées. Cette perte est estimée à 57% de la valeur totale des pertes contre 35% pour le secteur tertiaire et 8% pour le secteur industriel.

Analysant la productivité et la présence dans les champs de cultures du thé au Kenya, Fox et al. (2004), trouvent que les producteurs séropositifs cueillent entre 4,11 et 7,93 kg en moins, quotidiennement, comparativement à l'année précédente. Comparé aux cueilleurs non malades, les séropositifs ont entre 9,2 et 11,0 de jours supplémentaires de congés, entre 11.8 et 19.9 de jours supplémentaires de congé occasionnel et passent entre 19,2 et 21,8 jours de plus à des tâches moins pénibles les années précédant leur arrêt de travail.

Kim et al. (1997) ont analysé l'impact de l'onchocercose sur la productivité dans un champ de café dans le Sud de l'Ethiopie. Leurs résultats ont révélé que les employés permanents de sexe masculin, principale force de travail de la plantation, souffrent significativement de pertes dans la productivité (sous la forme de faibles revenus journaliers) à cause de la maladie. Selon la sévérité de la maladie, et sous contrôle de certains facteurs comme l'âge, les revenus journaliers étaient de 10 à 15% inférieur à ceux qui n'étaient pas malades. Les plus âgés (35 et plus), des employés de sexe masculin permanents, enregistrent la plus grande perte en productivité économique en termes de diminution de gains.

III. Fondements Théoriques des modèles de capital humain

Le manque de santé entraîne la baisse de la production à travers l'absentéisme. L'absentéisme joue sur la quantité de main d'œuvre, un facteur de production incontournable dans l'agriculture. Becker (1965) a permis de traiter le temps comme un bien économique. Concernant l'importance que celui-ci a sur la production, Grossman (1972), dans le sous modèle qui considère la santé comme un investissement, montre que le revenu dépend en grande partie du temps consacré au travail. Pour accroître son revenu, l'agent économique doit consacrer plus de temps à son travail, donc investir dans sa santé pour ne pas perdre de jour de travail. En économie de la santé, les pertes de production sont généralement estimées par deux méthodes. Il s'agit de la méthode des coûts de friction et de celle du capital humain. Elles mettent l'accent sur la rémunération du salarié. La méthode du capital humain détermine la perte de production en termes de pertes sur le salaire tout en supposant que l'économie est en situation de plein emploi. Cette hypothèse est réfutée par la méthode des coûts de friction qui énonce que les pertes sont amoindries parce qu'un travailleur est automatiquement remplacé.

Deux autres références sont présentées. Il s'agit de celle de Singh, Squire, et Strauss (1986) qui montre comment la réduction du temps consacré au management dans les exploitations peut faire baisser la production. La seconde, celle de Laroche et Dalton (2006), montre comment l'effet des jours perdus par manque de santé agit sur la quantité totale de main d'œuvre, et par suite sur la production.

III.1 La méthode du capital humain

La méthode du capital humain (CH) est souvent présentée comme étant la méthode « directe-indirecte ». On la nomme ainsi parce qu'il s'agit de la méthode la plus utilisée dans les études portant sur les coûts directs et indirects des maladies. En réalité, il s'agit plutôt d'une méthode d'estimation de la perte de productivité, à court et à long termes. Comme indiqué plus haut, à la suite d'une lésion professionnelle, il survient habituellement une perte de productivité. Celle-ci représente la valeur de

ce qui aurait dû être produit en absence de maladie. Cependant, à moins de procéder par une enquête en entreprise, il est habituellement impossible de mesurer la perte réelle de productivité. La méthode du capital humain, pour pallier ce problème, estime la productivité qui est perdue à l'aide des salaires.

Fondements théoriques du capital humain

La méthode mesure la contribution d'un individu à la société par son apport au Produit Intérieur Brut (PIB). En d'autres mots, la baisse de productivité correspond à la baisse du PIB. De ce point de vue, on s'intéresse à la capacité pour la société à produire des biens et services. La théorie économique néoclassique stipule qu'une entreprise embauche tant et aussi longtemps que son profit augmente, c'est-à-dire tant que le coût du dernier travailleur embauché est inférieur au revenu généré par ce dernier. Or, le coût pour l'entreprise correspond au salaire du travailleur et ce salaire correspond à la valeur de la productivité marginale du travail. Donc, la contribution au PIB peut s'estimer par le salaire brut (avant impôts) du travailleur, qui représente la productivité marginale du travail. Pour des absences prolongées, où la perte de productivité s'échelonne sur plusieurs années, la méthode du capital humain procède par l'estimation de la valeur présente des salaires futurs. Pour un décès, par exemple, il faudrait actualiser les salaires futurs à partir de l'année du décès jusqu'à l'année anticipée de la retraite. Le modèle général, inspiré de la méthode de Rice et al. (1989), est le suivant :

$$VP = \sum_{n=y}^{65} P_{y,s,n} \times Y_{s,j,n} \times \frac{(1+g)^{n-y}}{(1+r)^{n-y}} \quad (3.1)$$

Où :

- VP est la valeur présente des revenus futurs ;
- $P_{y,s,n}$ est la probabilité qu'une personne de sexe s et d'âge y survive jusqu'à l'âge n (65 ans correspond au nombre d'années anticipées de la retraite) ;
- $Y_{s,j,n}$ est le salaire annuel d'un travailleur de sexe s , de profession j et d'âge n ;
- g est le taux de croissance du salaire attribuable à la productivité ;

- r est le taux d'actualisation réel.

À ce modèle de base, peuvent s'ajouter d'autres éléments, comme les avantages sociaux et le travail ménager, pour ainsi utiliser une définition plus complète de la productivité. De plus, certains auteurs introduisent une variable de taux d'emploi dans l'équation ci-dessus afin de tenir compte de la probabilité que le travailleur de sexe s et d'âge y soit en emploi durant les années en question.

Ainsi, la méthode du capital humain considère les travailleurs comme des facteurs de production. Lorsqu'apparait une maladie, la méthode postule que la quantité de capital humain disponible dans l'économie est réduite et que ceci a un impact sur la capacité pour la société à produire des biens et services, à court et long terme (Goodchild et al., 2002).

III.2 Les coûts de friction

La méthode des coûts de friction (*friction-cost method*) est en quelque sorte une critique de la méthode du capital humain, concernant la façon de mesurer l'impact à long terme de l'absentéisme sur la productivité. Les défenseurs de la méthode des coûts de friction prétendent que la méthode du capital humain surestime la perte de la productivité, car elle évalue la perte potentielle de productivité plutôt que la perte réelle (Koopmans et Reiersol, 1995). La méthode du capital humain considère le travailleur comme étant un facteur de production. Lors d'un décès, par exemple, la méthode considère qu'il y a une perte de productivité lors de chacune des années de travail perdues, jusqu'à l'âge anticipé de la retraite. À long terme, on prétend donc que la capacité productive de l'économie est réduite. Il s'agit d'une hypothèse qui ne peut qu'être soutenue dans une situation de plein emploi. Or, une situation de plein emploi peut exister dans certains secteurs d'activités économiques, mais probablement pas pour l'ensemble de l'économie.

Fondements théoriques des coûts de friction

La méthode des coûts de friction soutient qu'il existe plusieurs mécanismes à l'intérieur des entreprises et du marché du travail qui permettent de croire que la perte « réelle » de productivité est bien inférieure à ce qui est obtenu par la méthode du capital humain. Plus précisément, à court terme, on stipule que le travail habituellement effectué par l'accidenté peut être accompli par un autre travailleur à l'intérieur de l'entreprise, que certains travaux moins urgents peuvent être annulés et que le travailleur accidenté peut compenser en partie son absence lors de son retour en poste. Pour les absences prolongées, on soutient que le travail peut être exécuté par un individu qui n'est pas sur le marché du travail ou par un travailleur provenant d'une autre entreprise (Koopmans et Reiersol, 1995). L'hypothèse de plein emploi, suggérée par la méthode du capital humain, est donc réfutée.

Cette méthode limite la perte de productivité à la période de friction, qui correspond au temps nécessaire pour rétablir le niveau de productivité à ce qu'il était avant l'accident. Cette période de friction est, toutefois, difficile à estimer. Bien qu'il s'agisse d'une méthode développée pour l'estimation de la perte de productivité au niveau de la société, on constate que la méthode des coûts de friction est utilisée de façon indirecte dans les études en entreprise. En effet, puisque dans ces études, on ne s'intéresse qu'aux conséquences pour l'employeur, la perte de productivité se limite ainsi à la période de friction.

Cependant, dans les autres types d'études, cette méthode est très peu utilisée. Les quelques études recensées, ayant estimé les coûts indirects par la méthode des coûts de friction, obtiennent des estimations bien inférieures à ce qui est obtenu par la méthode du capital humain. Par exemple, Van Beeck et al. (1997) obtiennent des estimations par la méthode des coûts de friction équivalents à 20 % de ce qu'ils obtiennent par la méthode du capital humain. Les méthodes du capital humain et des coûts de friction estiment la perte sur les gains de l'agent ou de l'employeur. Il serait intéressant de voir d'abord comment la maladie réduit le temps disponible pour la production du ménage.

III.3 Maladie et temps disponible pour la production du ménage

Singh, Squire, et Strauss (1986), à travers une fonction d'utilité et une technologie de production, montrent comment le ménage est affecté quand le temps disponible pour la gestion de la production baisse ; cette baisse pouvant induire une baisse de la production. Singh, Squire, et Strauss (1986) proposent un modèle analytique récursif avec des composantes qui maximisent l'utilité et le profit pour expliquer la nature séquentielle du processus de prise de décision chez les ménages agricoles. Plus spécifiquement, chaque ménage est supposé maximiser une fonction d'utilité de la forme suivante :

$$U = U (C_a, C_m, C_l) \quad (3.2)$$

Où les produits comprennent un produit agricole principal (C_a) , un produit acheté sur le marché (C_m) ; et du loisir (C_l) .

La contrainte budgétaire est donnée par :

$$p_m C_m = p (Q_a - C_a) - w(L - L_f) - w_x X + E \quad (3.3)$$

où p_m et p sont respectivement les prix du produit acheté sur le marché et du produit agricole.

Q_a est la quantité du produit agricole produite par le ménage ;

- w est le salaire de marché ;

- L est la main d'œuvre totale utilisée ;

- L_f est la main d'œuvre familiale ;

- X est une variable d'input (par exemple un fertilisant) ;

- w_x est le prix de marché de l'input ;

- E est tout autre revenu non agricole comme les transferts.

Chaque ménage fait face à une contrainte de temps. Il ne peut accorder plus de temps au loisir, à la production ou aux activités non agricoles que de temps de total dont il dispose (T). Welch (1970) suggère que la capacité de production de chaque ménage doit refléter en même temps son efficacité technique et son allocation efficace de ses décisions d'utilisation d'inputs et d'output. Selon le stock total de temps disponible pour le ménage pour la production agricole, L_f est divisé entre le temps de

management M et le travail au champ F . En suivant Bliss et Stern (1978) et Antle et Pingali (1994), le temps effectif de management est donné par :

$$M_e(I, M) = m(I)M, \partial m / \partial I < 0 \quad (3.4)$$

Où I est l'index de la baisse du niveau de santé. De façon similaire, la main d'œuvre familiale effective est donnée par :

$$F_e(I, F) = f(I)F, f' < 0 \quad (3.5)$$

La main d'œuvre totale utilisée dans le champ est alors : $L_e = F_e + H_e$, où H_e est la main d'œuvre louée. Le ménage fait face à une technologie de production qui prend en compte les inputs et les produits agricoles comme suit :

$$Q_a = Q(X, L_e, M_e, Z) \quad (3.6)$$

Où Z représente les inputs fixes comme la terre et le capital.

Après avoir choisi la quantité de temps disponible, chaque producteur est supposé choisir X , H_e , F et M pour maximiser ses revenus :

$$\Pi = p_a Q(X, L_e, M_e, Z) - w_x X - w H_e. \\ \text{Avec } T_p = F + M, L_e = F_e + H_e. \quad (3.7)$$

Ainsi donc : $Q_a = Q(X, F_e(I, F) + H_e, M_e(I, M), Z)$, ainsi l'effet total de la maladie sur la production est donné par :

$$\frac{\partial Q_a}{\partial L} = \frac{\partial Q_a}{\partial M} \times \frac{\partial M_e}{\partial L} \times \frac{\partial Q_a}{\partial F_e} \times \frac{\partial F_e}{\partial L} < 0 \quad (3.8)$$

Théoriquement, la baisse de la production est due à la diminution du temps de management et de la main d'œuvre familiale. Ce qui explique le fait que dans un ménage où il y a des membres malades, on constate une baisse de production à cause de l'absence de certains membres de la famille et du temps accordé au management qui diminue. Cependant, les auteurs notent que les effets de la maladie, I , sur la véritable main d'œuvre familiale, M_e et F_e et les autres inputs ne sont pas directs. Cela pour deux raisons :

- (1) L'effet d'une baisse totale de la productivité peut être partiellement contrebalancé par la substitution de la main d'œuvre embauchée ou louée ;
- (2) L'allocation de la main d'œuvre familiale au management et au travail champêtre dépend de la productivité marginale relative du management et du travail champêtre et de l'impact relatif de la maladie sur la capacité d'exécuter le travail champêtre et les tâches de management.

IV. Approche méthodologique

Description des données

Les données utilisées dans cette étude proviennent d'une enquête réalisée par le projet « Convergence/Burkina Faso » du Laboratoire d'Analyse Quantitative Appliquée au Développement Sahel (LAQAD-S) dans le cadre d'une étude sur l'« Optimisation des dépenses sociales pour l'amélioration de la productivité agricole au Burkina Faso », en collaboration avec l'Université Ouaga II (Burkina Faso), l'IFPRI, l'Université de Goettingen (Allemagne), l'Université de Sokoine (Tanzanie) et l'Université Nationale du Rwanda. L'enquête a été réalisée en 2011 et a collecté des données recouvrant les incidences des maladies sur les ménages ruraux au cours des 12 derniers mois précédant le passage de l'enquête. Elle a intéressé huit (8) provinces retenues sur la base de critères socioéconomiques (potentialités agricoles, indicateurs de santé et d'éducation) et de concentration des Organisations Non Gouvernementales (ONG).

Les provinces retenues sont : le Bam, le Yatenga, la Gnagna, le Yagha, les Banwa, la Comoé, le Zoundwéogo et le Boulgou. Dans chaque province, 4 à 5 villages ont été sélectionnés de façon aléatoire. L'enquête a porté sur 36 villages et dans chaque village 15 ménages ont été tirés de manière aléatoire. Au total, un échantillon de 540 ménages a été enquêté. Mais pour les besoins de cette étude, on s'est penché particulièrement sur les ménages dont l'activité principale est l'agriculture et ensuite sur les ménages qui ont connu des pertes de jours de travail et qui ont contacté un service de santé.

A l'issue de ces considérations, on se retrouve avec une population de 296 ménages.

Présentation du modèle

Le modèle d'analyse qui est construit selon les références théoriques présentées par Larochelle et Dalton (2006), reprend la forme fonctionnelle de Nyirongo (2011) avec pour hypothèse que la perte de jours induite par la maladie fait baisser la production.

Spécification du modèle

Dans le modèle Nyirongo (2011), la valeur de la production est régressée sur le nombre de jours perdus, en plus des facteurs de production. La variable main-d'œuvre louée est prise en compte dans la régression, dans le but de trouver le rôle des marchés de substitution dans la perte de main-d'œuvre due aux chocs de maladies. La perte de travail au niveau ménage est déterminée de façon endogène par la fréquence et l'ampleur des chocs intervenus pendant la saison agricole. Selon le modèle, la production est expliquée par les facteurs qui déterminent la production (capital physique et main d'œuvre) et par le nombre de jours perdus par le ménage pour cause de maladie dont l'endogénéité est détectée par la méthode de Hausman (1978).

Les variables qui expliquent le nombre de jours perdus pour cause de maladie sont les variables qui définissent l'accessibilité (géographique et financière) aux soins de santé et l'ampleur due aux chocs sur le ménage. Selon Picheral (2001), l'accessibilité aux soins de santé fait référence aux dimensions géographique et financière. En ce qui concerne la dimension financière, on retient les dépenses de santé et pour la dimension géographique, la distance a été retenue. La distance a été préférée au temps mis pour atteindre le centre de santé car celui-ci est tributaire d'autres facteurs.

Le modèle se présente comme suit :

$$Y_{1i} = X_i\beta_1 + Y_{2i}\beta_2 + \mu_i \quad (4.1)$$

$$Y_{2i} = Z_{1i} \alpha_1 + Z_{2i} \alpha_2 + v_i \quad (4.2)$$

Où $i = 1, 2, 3, \dots, n$ sont les ménages.

- Y_{1i} représente pour le ménage i la valeur de la production ;
- X_i représente un vecteur de facteurs qui détermine la productivité du ménage ;
- Y_{2i} représente le nombre de jours de travail perdus par le ménage au cours d'une année, μ_i représente le terme d'erreurs stochastique.
- La variable Y_{2i} est endogène d'où son contrôle à travers l'estimation de l'équation (4.2) par les variables Z_i .
 - v_i le terme d'erreur.

En adaptant le modèle présenté, on obtient le système suivant :

$$\begin{aligned} \text{Valeur Pr} = C_1 + \beta_1 \text{agecm} + \beta_2 \text{instruct} + \beta_3 \text{qfert} + \beta_4 \text{qmof} + \\ \beta_5 \text{qmol} + \beta_6 \text{tract} + \beta_7 \text{tpermal} + \beta_8 \text{suptot} + \beta_9 \text{valstoce} + v_i \end{aligned} \quad (4.3)$$

$$\text{tpermal} = C_2 + \beta_{10} \text{dist_km} + \beta_{11} \text{nbrmalad} + \beta_{12} \text{depsant} + \mu_i \quad (4.4)$$

La valeur de la production du ménage est expliquée par les variables telles que définies ci-dessous.

Description des variables

Les variables indépendantes et leur relation avec la variable dépendante sont présentées dans l'esprit des modèles de Larochelle et Dalton (2006) et de Nyirongo (2011).

- **Valeur de la récolte (*valeurpr*)** : est la variable dépendante du modèle. Elle est obtenue par la somme des valeurs des différentes productions agricoles représentatives que sont le riz, le maïs, le mil et le sorgho.

Les caractéristiques socioéconomiques

- **Age du chef de ménage (*age_cm*)** : L'âge est censé avoir un effet positif sur le management de la main-d'œuvre du ménage mais jusqu'à un certain seuil. Un signe indéterminé est attendu.

- **Niveau d'éducation du chef de ménage** (*instruct_cm*) : Un chef de ménage éduqué investirait pour une plus grande productivité. Un signe positif est attendu.
- **Quantité de main d'œuvre du ménage** (*qmof*) : elle est mesurée en nombre d'hommes/jour. Une main d'œuvre importante augmenterait la valeur de la production. Un signe positif est attendu.
- **Quantité de main d'œuvre louée** (*qmol*) : c'est un indicateur de la participation du marché de travail agricole. C'est le nombre de jours de travail fourni par le personnel loué. Ce personnel remplace un membre empêché de travaux champêtres, il permet de maintenir le niveau de la production. Cette variable impacterait positivement la variable dépendante.
- **Quantité de fertilisants utilisée** (*qfert*) : elle est mesurée en kg, concerne l'urée et le npk. Un effet positif sur la production est attendu.
- **Traction animale** (*tract*) : elle discrimine si oui ou non l'exploitation emploie la traction animale. Elle est binaire (0= pas de traction et 1=traction animale) et on s'attend à un signe positif.
- **Superficie exploitée** (*suptot*) : elle est mesurée en ha. Dans un contexte d'extensification, un signe positif est attendu.
- **Valeur du stock des équipements du ménage** (*valstoce*) : elle représente le capital physique du ménage. La valeur considérée est celle à l'acquisition et le signe attendu est positif.
- **Perte de travail (variable endogène)** (*tpermal*) : c'est le nombre de jours perdus à cause des maladies (temps perdu par le malade et temps perdu pour la garde des malades) sur la période concernée. C'est une variable endogène expliquée par les variables instrumentales. Elle devrait faire baisser la valeur de la production.

Les caractéristiques sanitaires

- **Nombre de malades** (*nbrmalad*) : Cette variable donne l'ampleur des attaques de maladies dans le ménage. Elle aurait une incidence positive sur *tpermal*.

- **Éloignement du centre de santé** (*dist_km*) : Mesuré en km du lieu de résidence du ménage au centre de santé le plus proche. Un effet négatif de cette variable est attendu sur la production.

- **Dépenses de santé** (*depsant*) : est la somme des frais d'examen, des soins hospitaliers, des achats en médicaments pharmaceutiques et aussi des dépenses chez le tradipraticien. Cette variable aurait une incidence négative anticipée sur la production.

Méthode d'estimation

La présentation du modèle rappelle un système d'équations simultanées car la variable qui caractérise le temps perdu est une variable exogène dans l'équation (4.1). Le terme d'erreur μ_i pourrait être corrélé dans (4.1) à la variable explicative Y_{2i} . Si cette hypothèse est vérifiée, cela violerait une des hypothèses stochastiques des MCO et l'estimation ne donnerait pas des estimateurs convergents. Pour déterminer la méthode d'estimation adéquate, il faut étudier les conditions d'identification du modèle. Si le modèle est juste identifié, il pourra être estimé par les moindres carrés indirects (MCI) ou les doubles moindres carrés (DMC) et s'il est sur-identifié, l'estimation pourra se faire par les doubles moindres carrés (DMC). Les conditions d'identification se déterminent équation par équation. Trois cas d'identification peuvent être distingués :

- le modèle est sous identifié si une équation du modèle est sous identifiable (il y a moins d'équations que de paramètres à identifier dans la forme structurelle, le système est donc impossible à résoudre) ;
- le modèle est juste identifié si toutes les équations sont justes identifiables ;
- le modèle est sur-identifié si les équations du modèle sont soit justes identifiables, soit sur-identifiables.

Si le modèle est sous identifié, il n'existe aucune possibilité d'estimation des paramètres du modèle, celui-ci doit être respecifié. Les conditions d'identification présentées ici sont les conditions d'ordre et les conditions de rang.

La présomption de l'endogénéité doit être prouvée. Le test de Hausman (1978) permet de prouver cette hypothèse. L'endogénéité vient du fait que la variable Y_{2i} a pu être mesurée avec des erreurs. Dans ce cas, la variable peut être corrélée avec le terme d'erreurs dans l'équation (4.1). Avec cette corrélation, l'hypothèse d'exogénéité des variables explicatives n'est pas vérifiée, l'estimateur des moindres carrés ordinaires ne converge pas car la covariance $Cov(Y_{2i}, \mu_i) \neq 0$. Le test de Hausmann (1978) permet de détecter une éventuelle corrélation entre le terme d'erreur μ_i et une ou des variables explicatives Z_i . Le test d'hypothèse se présente ainsi :

$H_0 : Cov(Y_{2i}, \mu_i) = 0$ (la variable Y_{2i} exogène)

$H_1 : Cov(Y_{2i}, \mu_i) \neq 0$ (la variable Y_{2i} est endogène)

Ce test peut être mené de deux manières : soit un test de différences entre l'estimateur des valeurs instrumentales et des moindres carrés ordinaires, soit un test à partir d'une régression augmentée qui est présenté dans cette étude. La procédure de la régression augmentée proposée par Hausman est en deux étapes. On estime, d'abord, par les MCO un modèle avec pour variable à expliquer la variable dont nous désirons tester l'exogénéité et comme variables explicatives le ou les instruments. Ensuite, on procède à l'estimation du modèle augmenté (modèle initial dans lequel nous ajoutons la ou les variables explicatives ajustées Z_i). Enfin, on effectue le test de significativité par rapport à 0 du ou des coefficients de la ou des variables explicatives ajustées ; si ce ou ces coefficients ne sont pas significativement différents de 0 (test de Student ou de Fisher), alors on retient l'hypothèse $H_0 : Cov(Y_{2i}, \mu_i) = 0$, dans le cas contraire, Y_{2i} est endogène. Si cette hypothèse est vérifiée, les conditions d'identification peuvent être déterminées. On a les conditions d'ordre, qui sont des conditions nécessaires mais pas suffisantes, et les conditions de rang qui sont nécessaires et suffisantes.

V. Résultats et discussions

L'objectif de cette sous-section est de présenter les résultats statistiques et les analyses économétriques.

V.1. Analyses statistiques

Les analyses statistiques traitent des moyennes des principales variables utilisées dans l'étude. Les résultats sont traités au niveau provincial et l'agrégation des données provinciales donne une idée de la situation nationale. Le taux d'analphabétisme moyen est élevé, dans l'ensemble, avec une faible disparité provinciale. Au niveau national, ce taux est de 91,86% et on note que le Yatenga enregistre le taux le plus bas (77,2%) et le Yagha affiche le taux le plus élevé (100%). La valeur moyenne de la production est de 241 832 F CFA, pour une superficie moyenne emblavée de 2 ha. Le Boulgou est la province la plus productive (340 218F CFA) et la Gnagna la moins productive (187 808 F CFA).

Au niveau national, les membres actifs perdent en moyenne 18,92 jours de travail pour cause de maladies et on constate que les ménages ont recours à une main d'œuvre externe de 33 homme-jours. Ce recours est particulièrement élevé au Boulgou avec une moyenne de 39,8 homme-jours contre seulement 31,4 homme-jours dans le Yatenga. Durant la saison hivernale précédant l'enquête, 2 personnes, en moyenne, sont tombées malades et devraient parcourir environ 6,37 km, contre une norme de 5 km déterminée par l'OMS, pour atteindre le centre de santé le plus proche. Au niveau provincial, on remarque que les ménages parcourent en moyenne 6,67 km dans le Yagha et 6.08 km dans le Boulgou.

Tableau 1 : analyse statistique des variables majeures

Variab les	Bam	Yaten ga	Gnag na	Yag ha	Ban wa	Com oé	Zdwé ogo	Boulg ou	Moy
<i>Analph</i> <i>-cm</i> (%)	78,2 6	77,27	96,15	100	86,4 8	90,9 0	97,67	95,00	91,8 6
<i>Valeur</i> <i>pr (cfa)</i>	2294 64	19834 7	1878 08	2870 95	2105 11	2138 08	26739 8	34021 8	2418 32
<i>Suptot</i> (ha)	2,42	3	3	3	2	2	2	2	2
<i>Tperm</i> <i>al (jrs)</i>	18,8 5	18,44	19,02	18,7 6	18,9 7	18,9 4	18,91	18,44	18,9 2
<i>Qmol</i> (h-jrs)	34	31,4	33,7	28,6	32,7	32,3	32,6	39,8	33
<i>nbrmal</i> <i>ad</i>	2	2	2	2	2	2	2	2	2
<i>dist_k</i> <i>m (km)</i>	6,35	6,55	6,26	6,67	6,35	6,40	6,29	6,08	6,37

Source : Estimation à partir des données de l'enquête du projet « Convergence/Burkina, 2010 »

V.2. Analyses économétriques

La variable explicative *tpermal*, est celle qui est soupçonnée d'endogénéité, c'est-à-dire corrélée au terme d'erreurs. On suppose qu'elle est expliquée par d'autres variables comme *dist_km*, *depsant* et *nbrmalad*. S'il est avéré que *tpermal* est endogène, l'estimateur de *valeurpr* dans l'équation (4.3), par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), est biaisé et non convergent. La méthode utilisée pour détecter l'endogénéité est la méthode de Hausman (1978).

Test de Hausman

L'idée du test est de régresser la variable en cause (*tpermal*) sur une constante et les variables instrumentales (*dist_km*, *depsant* et *nbrmal*) et on retient la série des résidus.

$$tpermal = C2 + \beta_{10}dist_km + \beta_{11}nbrmalad + \beta_{12}depsant + U_i \quad (5.1)$$

Tableau 2 : Estimation du temps perdu par les ménages *tpermal*

Variables	Coefficient	t-statistic
c	- 0,306	- 0,105
nbrmalad	6,211***	7,034
dist_km	0,404*	1,650
depsant	0,0001***	4,832

***, **, * désignent respectivement la significativité à 1%, 5% et 10%.

Source : estimation à partir des données de l'enquête du projet « Convergence/Burkina, 2010 »

Les trois variables expliquent donc le temps perdu pour cause de maladie. Le nombre de malades dans le ménage accroît le nombre de jours perdus. On introduit à présent le résidu obtenu dans le modèle, on obtient ainsi un modèle augmenté. Ce modèle est estimé par les MCO pour estimer λ , le coefficient associé au résidu \hat{u}_i .

Tableau 3 : Estimation du temps perdu par les ménages « augmenté »

Variables	Coefficient	t-statistic
c	- 0,306***	-2,98E+14
nbrmalad	6,211***	2,00E+16
dist_km	0,404***	4,68E+15
depsant	0,0001***	1,37E+16
Resid01	1,000***	4,85E+16

***, **, * désignent respectivement la significativité à 1%, 5% et 10%.

Source : estimation à partir des données de l'enquête du projet « Convergence/Burkina, 2010 »

Le test d'exogénéité consiste alors à tester la significativité du coefficient associé à la série résiduelle, λ . Le test est le suivant :

$$H_0 : \lambda = 0$$

$$H_1 : \lambda \neq 0$$

Au regard du test de Fisher (Tableau 4), λ est différent de 0, car la probabilité de la statistique (Prob (F-statistic) = 0.000) est inférieure à 1%, on rejette donc H_0 ce qui signifie que la variable *tpermal* est endogène : $Cov(Z_i, \varepsilon_i) \neq 0$.

Conditions d'identification du modèle

Les variables exogènes de la variable endogène étant définies, l'on passe à présent à l'identification du modèle. L'identification du modèle se fait par la vérification des conditions d'ordre (nécessaires mais pas suffisantes) et de rang (nécessaires et suffisantes). Le modèle comporte deux variables endogènes (*valeurpr* et *tpermal*) et treize variables exogènes dont les constantes. Le modèle sous forme matricielle :

$$B \quad Y + \quad C \quad X = \varepsilon$$

$$(2,2) \times (2,1) + (2,13) \times (13,1) = (2,1)$$

On a $P = (BC)$ qui est de dimension (2,15).

La matrice ϕ_1 , matrice des restrictions afférente à l'équation 4.3 est de dimension (15,3) et la matrice ϕ_2 , matrice des restrictions afférente à l'équation 4.4 est de dimension (15,10). Après calcul de $P\phi_i$, on a μ_1 , le rang de $P\phi_1$, qui est égale à 1 et également $P\phi_2 = 1$. Or g , qui est le nombre de variable endogène, est égale 1. Les équations du modèle étant toutes deux juste identifiées, le modèle est donc juste identifié. Les méthodes d'estimation adéquates sont les MCI et les DMC. L'estimation par les DMC est présentée en raison de la dimension des matrices.

Tableau 4: Estimation de *valeurpr* par les doubles moindres carrés

Variables	Coefficient	t-statistic
c	6,837***	5,146
lqmof	0,223**	2,049
logqfert	0,150***	2,740
logage_cm	0,650**	2,306
lqmol	0,079	1,063
lsuptot	0,049	0,348
lvalstoce	0,185**	2,250
instruct	- 0,004	- 0,327
traction	- 0,145	- 0,589
logtpermal	- 0,329*	-1,967
R-squared	0,330	
Adjusted R-squared	0,273	
S.E. of regression	0,804	
F-statistic	7,486	
Prob (F-statistic)	0,000	

Variables	Coefficient	t-statistic
Mean dependent var	12,447	
S.D. dependent var	0,943	
Sum squared resid	68,476	
Durbin-Watson stat	1,635	

***, **, * désignent respectivement la significativité à 1%, 5% et 10%.

Source : estimation à partir des données de l'enquête du projet « Convergence/Burkina, 2010 »

Les variables sont prises à leur valeur en logarithme. On dénombre quatre variables explicatives non exogènes. Il s'agit de la quantité de main d'œuvre louée, de la superficie totale, de l'instruction et de la traction. Toutes les autres variables, la constante comprise, expliquent la valeur de la production. Les signes des coefficients de l'âge, de la quantité de fertilisants, de la main d'œuvre familiale et de la valeur du stock d'équipement sont positifs.

Interprétations des résultats

L'âge du chef de ménage influe positivement sur la valeur de la production. La moyenne d'âge des producteurs est telle que ceux-ci peuvent avoir une bonne influence sur les décisions de management du travail. Toute chose égale par ailleurs, une augmentation de l'âge du chef du ménage de 1% peut accroître la valeur de la production de 0,64%. La quantité de fertilisants utilisée augmente la valeur de la production. L'estimation montre qu'elle peut contribuer de 0,15% à l'accroissement de la production si elle augmente de 1%. L'augmentation de 1% de la valeur du stock de capital et de la quantité de main d'œuvre familiale au seuil de 5%, augmentent la production respectivement de 0,19% et de 0,22%.

L'instruction n'est pas significative pour expliquer la productivité agricole et cette situation peut s'expliquer par l'analphabétisme de la majorité des chefs de ménages. Quant à la non-significativité de la main d'œuvre louée, elle serait due au non-recours à ce type de main d'œuvre par les ménages en cas de maladie. Le niveau élevé du prix de la main d'œuvre loué et la contrainte de liquidité que connaît la plupart de ménages seraient à

l'origine de cette situation. On remarque aussi que le coefficient de la superficie n'est pas significatif dans l'estimation de la valeur de la production.

Le signe négatif de *tpermal* qui apparaît dans le tableau est celui qui était attendu. Le temps perdu par les ménages a un effet négatif sur la production. Le lien entre la baisse de la production et le mauvais état de santé des producteurs est ainsi établi. Un mauvais état de santé entraîne des pertes de jours de travail par la main d'œuvre familiale. Bien que la substitution de la main d'œuvre malade par une main d'œuvre louée soit possible, elle n'empêche pas le ménage de faire des pertes de production. Ces résultats rejoignent ceux de Girardin et al. (2004) qui ont trouvé un lien entre mauvais état de santé des producteurs et les pertes de production.

Selon l'enquête « Convergences/Burkina, 2010 », 91,9% des ménages n'ont pas de Centre de Santé et de Promotion Sociale (CSPS) dans leur village. On pourrait donc supposer que la proximité d'un centre de soins peut atténuer les effets des maladies sur la production agricole. Cette hypothèse peut être testée à partir de l'équation estimée précédemment. Cette fois, la variable *tpermal* est expliquée par les anciennes variables instrumentales et *dispovcs* (disposition de vaccins dans le centre de santé, une variable binaire prenant 1 si un vaccin quelconque est disponible dans le centre de santé et 0 sinon).

Tableau 5 : Estimation de *valeurpr* avec *dispovcs* comme variable explicative de *tpermal*

Variables	Coefficient	t-statistic
c	6,803***	5,176
Logage_cm	0,644**	2,309
logqfert	0,151***	2,795
lqmof	0,221**	2,052
lqmol	0,0772	1,051
lsuptot	0,0427	0,310
lvalstoce	0,186**	2,285
instruct	- 0,003	- 0,284
traction	- 0,146	- 0,598
logtpermal	- 0,306*	- 1,915

***, **, * désignent respectivement la significativité à 1%, 5% et 10%.

Source : estimation à partir des données de l'enquête du projet « Convergence/Burkina, 2010 »

La régression de *valeurpr* avec *disprovcs* comme variable expliquant aussi le temps perdu pour cause de maladie, indique que lorsqu'on passe d'un village n'ayant pas de centre de santé à un autre qui en possède, cela réduit les pertes de temps de 0,33% à 0,31%. Les estimations économétriques ont consisté à appliquer le modèle d'analyse de cette étude. Le test de Hausman appliqué à la variable *tpermal* a montré que cette valeur était corrélée au terme d'erreurs dans l'équation (4.3) du modèle, donc elle était endogène. Les conditions d'identification du modèle ont permis d'établir la méthode adéquate d'estimation du modèle à équations simultanées. L'estimation par les DMC a donné le pourcentage des pertes de productions qui s'élèvent à 32,9% de la valeur de la production. Cette valeur prouve que le manque de santé a bel et bien un effet négatif sur la production à travers les pertes de jours de travail des agriculteurs.

Conclusion recommandations

L'objectif de cette recherche a été d'analyser les effets des maladies sur la production agricole avec pour hypothèse principale que les pertes de jours pour cause de maladie réduisent la production agricole. A la lumière des études antérieures portant sur la question, un cadre d'analyse fortement inspiré de celui de Larochelle et Dalton (2006) et de celui de Nyirongo (2011) a été adopté. Il consistait à estimer d'abord les pertes de temps, tout en supposant que celles-ci pouvaient être entachées d'erreurs de mesures. Il s'est avéré que, grâce à la méthode de Hausman (1978), l'éloignement du centre de santé, le nombre de malade et les dépenses en santé contribuaient à faire perdre au ménage du temps qui aurait pu être mis à profit pour accroître la production.

Grâce à un système d'équations simultanées, estimé par les DMC, il a été trouvé que les pertes de jours de travail occasionnent des pertes de 0,33% sur la valeur de la production. Par la suite, on a montré que cela représente pour le ménage 93 330 F CFA pour toute la saison agricole. Pour réduire les pertes de jours de travail, on pourrait jouer sur les éléments qui les favorisent, pour donner plus de chance aux producteurs de maximiser leur production. C'est ainsi que l'hypothèse a été faite que la présence d'un

centre de santé pouvait diminuer ce temps perdu. Cette hypothèse, qui a été faite en référence aux normes de l’OMS (2010) qui veut qu’il n’y ait que 5 kilomètres au maximum qui séparent le ménage d’un centre de santé, est confirmée par les estimations. En conclusion, on note que la présence d’un centre de santé est une condition nécessaire pour l’accès des populations aux soins de santé.

Cependant, la simple présence d’un centre de santé dans le village (où à 5 kilomètres du village) ne garantit pas que les personnes malades puissent avoir une prise en charge rapide et même effective. En effet, si le ratio "nombre population par agent de santé" est trop élevé, ce qui est généralement le cas au Burkina Faso (surtout dans le milieu rural), on peut surestimer l’effet réduction de perte de temps lié à la présence du centre de santé. De même, on traite tous les villages ayant accès à un centre de santé sur le même pied, alors que l’effectivité et le niveau de prise en charge des personnes malades surtout en saison pluvieuse (ou on enregistre beaucoup de cas de paludisme et autres maladies) ne sont pas les mêmes. Dans des recherches futures, la prise en compte de cet aspect dans les analyses pourrait apporter plus de précision.

Bibliographie

Alaba, A., and A. Olumuyiwa (2006). Malaria in rural Nigeria: Implications for the Millennium Development Goal. *African Economic Research Consortium (AERC)-Cornell Conference on “Bottom-Up Interventions and Economic Growth in Sub-Saharan Africa* May 31-June 1, 2007, Nairobi, Kenya.

Antle, J. M., and P. L. Pingali. (1994) Pesticides, productivity, and farmer health: A Philippine case study. *American Journal of Agricultural Economics* 76:418–430.

Attanayake, N., J. Fox-Rushby, and A. Mills (2000). Household costs of 'malaria' morbidity: A study in Matale district, Sri Lanka. *Tropical Medicine and International Health* 5 (9): 595-606.

Becker S. (1965) “A Theory of the Allocation of Time,” *Economic Journal* 75 (299).

Bhargava, A., T. Dean, L. J. Jamison, and C. J. L. Murray. (2001) Modeling the effects of health on economic growth. *Journal of Health Economics* 20: 423–440.

Bliss, C., and N. Stern (1978). Productivity, wages and nutrition: Part I: The theory. *Journal of Development Economics* 5:331–62.

Croppenstedt, A., and C. Muller. (2000). The impact of farmer’s health and nutrition status on their productivity and efficiency: Evidence from Ethiopia. *Economic Development and Cultural Change* 48:475–502.

Fogel, R. W. (1994). The relevance of Malthus for the study of mortality today: Long-run influences on health, mortality, labor force participation, and population growth. In K.

Fogel, R. W. (2004). Health, nutrition, and economic growth. *Economic Development and Cultural Change* 52: 643- 658.

Fox, M. P., S. Rosen, W. B. MacLeod, M. Wasunna, M. Bii, G. Foglia, and J. L. Simon. (2004). The impact of HIV/AIDS on labour productivity in Kenya. *Tropical Medicine and International Health* 9:318–324.

Girardin, O. D. (2004). Opportunities and limiting factors of intensive vegetable farming in malaria endemic Côte d'Ivoire. *Acta Tropica* 89 (2):109-123.

Goodchild, M., Sanderson, K., Nana, G. (2002). Measuring the total cost of injury in New Zealand: a review of alternative cost methodologies Report to The Department of Labour: BERL 4171. *Business and Economic Research Limited*.

Grossman M. (1972), On the concept of health capital and the demand for health, *Journal of Political Economy*, vol. 80.

Hausman J.A. (1978), Specification tests in econometrics. *The Econometric Society, Econometrica*, 46 (6): 1251-1271.

<http://www.jstor.org/stable/1913827>. Date d'accès: 07/02/2011 18:17

Kim, A., A. Tandon, and A. Hailu (1997). Health and labour productivity: Economic impact of onchocercal skin disease. *Policy Research Working Paper* 1836, World Bank.

Konradsen, F., W. van Der Hoek, P.H. Amerasinghe, and F.P. Amerasinghe (1997). Measuring the economic cost of malaria to households in Sri Lanka. *American Journal of Tropical Medicine and Hygiene* 56 (6): 656–660.

Koopmans, T. C. et O. Reiersol, (1995), The Identification of Structural Characteristics, *The Annals of Mathematical Statistics*, 21(2): 165–81.

Larochelle, C. and Dalton, T. J. (2006). Transient health shocks and agricultural labor demand in rice-producing households in Mali. *International Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast Australia*: Department of Resource Economics and Policy, University of Maine.

Leighton, C., and R. Foster (1993). Economic impacts of malaria in Nigeria. *Health Financing and Sustainability Project, 6.*, Bethesda, Abt Associates, Maryland.

Miguel, E., and M. Kremer. (2004). Worms: Identifying impacts on education and health in the presence of treatment externalities. *Econometrica* 72: 159–217.

Nyirongo, K. (2011). Economic burden of malaria at household level: do insecticide treated bednets (ITNs) reduce the burden in Tigray, Ethiopia? *Norwegian University of life Science*.

OMS. (2010). *Burkina Faso Fiche d'information des statistiques sanitaires*.

Picheral H. (2001). Dictionnaire raisonné de géographie de la santé. Montpellier, Université Montpellier 3 – PaulValéry.

Rice, D.P., MacKenzie, E.J. and Associates (1989). *Cost of Injury in the United States: A Report to Congress, 1989*, San Francisco, CA: Institute for Health & Aging, University of California and Injury Prevention Center, The Johns Hopkins University.

Singh, I., L. Squire, and J. Strauss. (1986) A survey of agricultural household models: Recent findings and policy implications. *The World Bank Economic Review* 1:149–179.

Strauss, J. (1986) Does better nutrition raise farm productivity? *Journal of Political Economy* 94:297–320.

Van Beeck, E.F., van Roijen, L., Mackenbach, J.P. (1997). *Medical costs and economic production losses due to injuries in the Netherlands*, *The Journal of trauma*, 42(6), p. 1116-1123.

Welch, F. (1970) Education in production. *The Journal of Political Economy* 78:35–59.