

Déterminants socio-économiques des défrichements agricoles en zone sud-soudanienne du Burkina Faso

Mathieu OUEDRAOGO • Institut international de recherche sur les cultures des zones tropicales semi-arides (ICRISAT), Bamako, Mali ; Institut de l'environnement et de recherches agricoles (INERA), Bobo-Dioulasso, Burkina Faso
m.ouedraogo@cgiar.org ; oued_mathieu@yahoo.fr

Taladidia THIOMBIANO • Institut de formation et de recherche en économie appliquée Thiombiano (IFREAT), Ouagadougou, Burkina Faso

Cette étude analyse les facteurs socio-économiques des défrichements agricoles en zone sud-soudanienne du Burkina Faso, à partir d'une modélisation économétrique fondée sur la théorie de la rente foncière. Les données ont été collectées en 2008 à travers des enquêtes auprès d'un échantillon de 538 ménages agricoles riverains des forêts de Boulon et de Koflandé. L'analyse révèle que les défrichements agricoles sont en accroissement dans la zone d'étude. Ces défrichements sont favorisés par la baisse du revenu net agricole par hectare, la culture du coton et du sorgho, le statut de marié et de riche du chef de ménage. Les résultats suggèrent qu'il faut promouvoir l'intensification de la production agricole comme moyen de réduction des défrichements agricoles dans l'Ouest du Burkina Faso.

MOTS-CLÉS : défrichements agricoles, rente foncière, modèle Probit, Burkina Faso

Socio-economic determinants of agricultural land clearings in South-Sudan zone of Burkina Faso

This study analyzes the socio-economic factors of agricultural land clearings in the south-Sudan zone of Burkina Faso using an econometric modeling based on the theory of land rent. Data were collected through household surveys on a sample of 538 households bordering the forests of Boulon and Koflandé in 2008. The study shows that land clearings is increasing in the study area. These clearings are associated with the decrease of farm net income per hectare, the grow of cotton and sorghum, the marital and the poverty status of the head of the household. Findings suggest that they have to promote the agricultural intensification as option to reduce land clearings in the Western region of Burkina Faso. (JEL: Q12, Q15).

KEYWORDS: land clearings, land rent, probit model, Burkina Faso

La déforestation constitue une préoccupation environnementale majeure de la communauté internationale. Plusieurs pays dans le monde et plus particulièrement en Afrique sont confrontés à un grave processus de déforestation. En effet, de 2000 à 2010, le monde a perdu en moyenne 5,2 millions d'hectares (ha) de forêt par an, soit un taux de régression annuel moyen de 0,13 % (FAO, 2011). Au cours de la même période, la perte annuelle

nette de couvert végétal en Afrique a été de 3,4 millions d'ha représentant 65,45 % du recul du couvert végétal enregistré dans le monde (FAO, 2011). Au Burkina Faso, les superficies des formations forestières (forêts, savanes et steppes) sont passées de 14,16 millions d'ha en 1992 à 13,31 millions d'ha en 2002, soit une perte moyenne de 110 500 ha par an entre 1992 et 2002 (MECV, 2007). Elles ont régressé en moyenne de 59 900 ha par an entre 1990

et 2010 (MEDD, 2011). Ces chiffres indiquent clairement que la déforestation constitue un phénomène qui prend de plus en plus d'ampleur et nécessite des investigations pour en connaître les véritables causes et envisager des solutions.

Les causes de la déforestation sont multiples et peuvent être classées en trois catégories (Geist et Lambin, 2001 ; Angelsen et Kaimowitz, 1999 ; FAO, 1995). La première catégorie est constituée d'agents de déforestation (individus, ménages, entreprises ou institutions), qui affectent le couvert forestier et constituent les sources de la déforestation. La seconde catégorie se rapporte aux causes directes de déforestation (expansion des activités agro-pastorales, extraction de bois et expansion des infrastructures) qui affectent directement le couvert forestier (FAO, 1995). Enfin, la troisième catégorie concerne les causes indirectes ou sous-jacentes de la déforestation (causes sociales, politiques et institutionnelles, économiques, technologiques et culturelles), qui vont jouer sur l'occurrence et l'intensité des causes directes. Il ressort de la littérature que la déforestation résulte généralement d'une combinaison de causes directes et indirectes opérant simultanément à différentes échelles géographiques et temporelles, mais aussi de rétroactions entre ces différentes causes (Giliba *et al.*, 2011). Cette complexité des causes de la déforestation fait que chaque région du monde constitue un cas d'école pour l'étude des facteurs de déforestation (Déry, 1996).

Malgré cette diversité de causes, l'expansion agricole demeure la principale cause du déboisement au niveau mondial (FAO, 2011). Au Burkina Faso, le recul des superficies forestières observé au cours des périodes 1992 et 2002 s'est fait au profit des terres agricoles qui ont connu un accroissement annuel moyen de 0,52 % pour les territoires agricoles avec présence d'espaces naturels importants, de 1,31 % pour

le territoire agroforestier et de 0,83 % pour les cultures pluviales entre 1992 et 2002 (MECV, 2007). Le recul des superficies forestières résulte principalement des défrichements liés à l'extension des terres de culture qui serait due à la forte croissance démographique, à la dégradation des sols et à la péjoration climatique. En plus des défrichements agricoles, les feux de brousse, la coupe abusive du bois, le surpâturage, la mortalité naturelle des espèces forestières sont d'autres facteurs majeurs de la dégradation des ressources forestières au Burkina Faso (MEDD, 2011). Ces facteurs à la fois anthropiques et environnementaux de la déforestation se manifestent à travers les interactions entre les populations et les ressources forestières.

Au Burkina Faso, la relation entre la population et l'environnement est marquée par un déséquilibre entre les régions saturées, dégradées et souvent surexploitées du Nord et du Plateau Central et les zones relativement peu peuplées, bien dotées en potentiel agro-écologique du Sud-Ouest, de l'Ouest et de l'Est (Mathieu, 2001). Ce déséquilibre s'exprime dans la répartition de la population, dans la richesse et la productivité des ressources naturelles, dans la répartition des productions et des revenus du secteur primaire. Ce déséquilibre a entraîné un mouvement des populations des zones défavorisées vers les zones les plus nanties du pays. Les problèmes de surexploitation ou de destruction des ressources végétales connus dans les régions de départ s'observent au fur et à mesure dans les régions d'accueil (Ouédraogo, 2012a). Ainsi, les ressources forestières qui étaient relativement abondantes dans les zones d'accueil sont menacées comme partout ailleurs dans le pays, d'une dégradation accélérée sous l'effet conjugué des facteurs climatiques et anthropiques. C'est le cas de la région des forêts de Boulon et de Koflandé qui présente un cadre pertinent d'analyse des facteurs de défrichements

agricoles, en ce sens qu'elle constitue une zone de front pionnier¹ au Burkina Faso. Cette étude vise à identifier et analyser les facteurs socio-économiques des défrichements agricoles afin de les prendre en compte dans les stratégies de gestion forestière durable. Elle part de l'hypothèse que les défrichements agricoles sont dus à des facteurs socio-économiques complexes parmi lesquels l'introduction de culture de rente, comme celle du coton, joue un rôle primordial.

L'article est structuré en quatre parties. Les deux premières parties présentent le cadre théorique et la méthodologie de l'étude. Dans la troisième et la quatrième sont donnés et discutés les principaux résultats de l'étude à l'issue de laquelle les principales conclusions sont tirées.

Cadre théorique de l'analyse des facteurs socio-économiques des défrichements agricoles

La revue des modèles de déforestation montre que l'analyse de la déforestation tropicale peut être abordée selon plusieurs modèles économiques (Kaimowitz et Angelsen, 1998). Ces modèles diffèrent les uns des autres en fonction de l'échelle et de la méthode d'analyse. Selon l'échelle d'analyse, on distingue des modèles de ménages ou d'exploitations (micro), des modèles régions (mésos) et des modèles nationaux (macro). Selon la méthode d'analyse, on distingue des modèles analytiques, de programmation mathématique et de simulation, et des modèles économétriques. L'ensemble de ces modèles cherche à expliquer la déforestation en fonction d'un ensemble de facteurs. Angelsen et Kaimowitz (1999)

ont distingué cinq catégories de variables dans le cadre conceptuel des facteurs de déforestation. La première catégorie de variables est représentée par l'état de la déforestation en termes de localisation et d'intensité. Elle constitue la principale variable dépendante dans les modèles de déforestation. La deuxième catégorie se rapporte aux agents de la déforestation et leurs caractéristiques, notamment les individus ou les exploitations forestières qui utilisent les terres et les ressources forestières. Ces variables sont exogènes. La troisième catégorie concerne les variables de décisions. En effet, les agents de déforestation prennent des décisions par rapport aux activités qu'ils mènent. Ces variables sont endogènes et peuvent expliquer le niveau de déforestation. La quatrième catégorie se rapporte aux paramètres de décision des agents. Ces variables influent sur les décisions des agents. Elles sont pour la plupart du temps exogènes. La dernière catégorie concerne les variables au niveau macro et les instruments de politiques. Ces variables affectent la déforestation en influençant les paramètres de décision. Les instruments de politiques et le cadre macroéconomique affectent les institutions, les infrastructures, le marché et la technologie. Ces derniers vont influencer sur les décisions des agents de la déforestation dont les actions vont déterminer le niveau de la déforestation.

L'analyse des facteurs de défrichements agricoles repose sur le modèle de la rente foncière (Deininger et Minten, 2002). Selon ces auteurs, la rente foncière R_{ik} pour une utilisation k de la terre i est définie comme la différence entre la valeur de la production de cette terre et le coût de production.

Si Q_{ik} et X_{ik} représentent la production et les quantités de facteurs de production aux prix respectifs P_{ik} et C_{ik} , alors :

$$R_{ik} = P_{ik}Q_{ik} - C_{ik}X_{ik} \quad \text{Équation 1}$$

1. Un front pionnier est un espace en cours de peuplement et de mise en valeur par les hommes. C'est la limite entre d'une part la zone exploitée (principalement par l'agriculture) et d'autre part la zone encore non défrichée.

Nous supposons que la production suit une fonction de type Cobb-Douglas de coefficient S_{ik} qui désigne le changement de productivité dû aux variations des conditions de l'environnement (climat, fertilité des sols, etc.). Les agriculteurs prennent en considération ces variations et ajustent leurs facteurs de production et leurs produits en fonction de l'environnement biophysique et socio-économique. Selon la théorie du producteur, les agriculteurs sont supposés maximiser leurs revenus nets en utilisant les facteurs de production en fonction des caractéristiques de leur exploitation et en faisant face aux conditions climatiques, aux conditions des sols, aux caractéristiques socio-économiques et aux prix des facteurs (Ouédraogo, 2012b). Les prix des facteurs de production et des produits sont donc affectés par un ensemble de facteurs Z_{ik} tels que la distance par rapport aux infrastructures, etc. On peut donc définir la production en fonction des prix des produits et des facteurs de production comme suit :

$$Q_{ik} = S_{ik} X_{ik}^{\beta_k} \text{ avec } 0 < \beta_k < 1 \quad \text{Équation 2}$$

$$P_{ik} = \exp(\gamma_{0k} + \gamma_{ik} Z_{ik}) \quad \text{Équation 3}$$

$$C_{ik} = \exp(\delta_{0k} + \delta_{ik} Z_{ik}) \quad \text{Équation 4}$$

Ce qui permet d'exprimer la rente foncière en fonction du changement de productivité (S_{ik}) et des variables affectant le prix (Z_{ik}).

$$R_{ik} = \frac{1 - \beta_k}{\beta_k} \exp \left(\frac{\beta_k \delta_{0k} + \gamma_{0k} + (\beta_k \delta_{ik} + \gamma_{ik}) Z_{ik}}{1 - \beta_k} \right) \times (S_{ik} \beta_k)^{\frac{1}{1 - \beta_k}} \quad \text{Équation 5}$$

En appliquant le logarithme à l'équation 5 et en faisant des arrangements sur les coefficients, on obtient :

$$\ln R_{ik} = \alpha + \beta \ln Z_{ik} + \gamma \ln S_{ik} + v_{ik} \quad \text{Équation 6}$$

De façon empirique, nous distinguons deux formes d'utilisation de la terre : l'usage agricole et l'occupation par la forêt (Deininger et Minten, 2002). Soit $k = 1$ pour l'usage agricole et $k = 0$ pour l'occupation de la terre par la forêt.

À l'instant t , la terre sera allouée à l'agriculture si et seulement si $R_{it1} > R_{it0}$.

Sur la base de cette définition on aura :

$$L_i = 1 \text{ si } R_i^* > 0 \quad \text{Équation 7}$$

$$L_i = 0 \text{ sinon.}$$

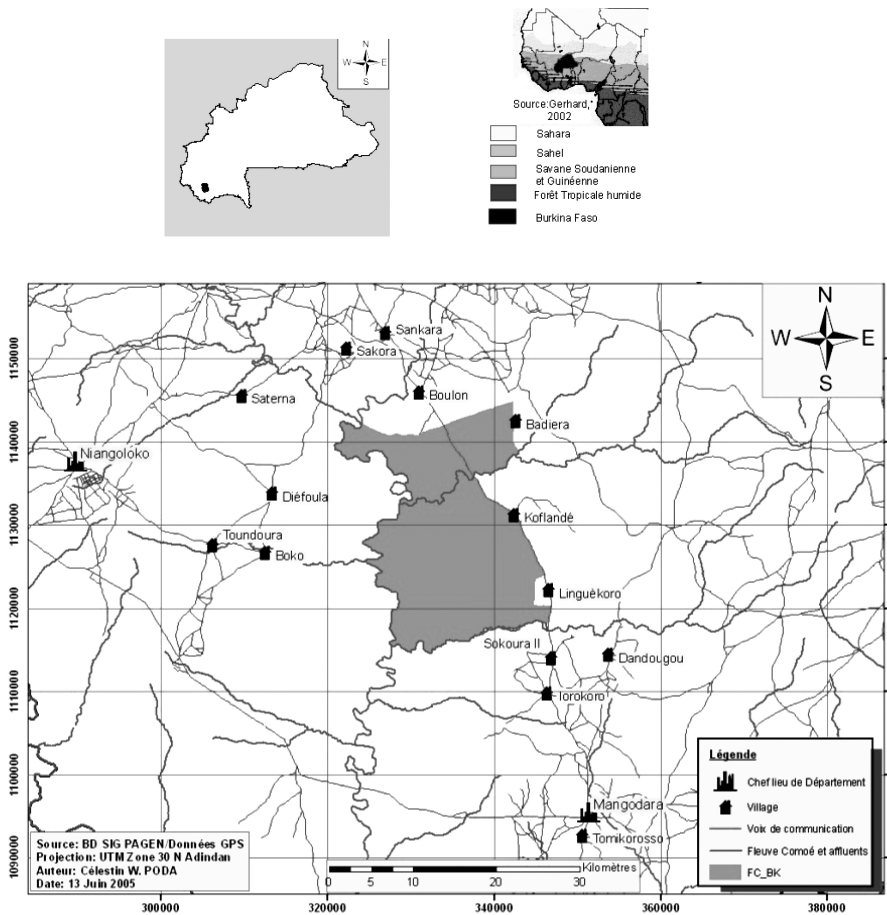
L'analyse des facteurs des défrichements agricoles revient donc à expliquer le changement de l'utilisation de la terre en fonction des variables affectant la productivité S_{ik} et les prix Z_{ik} . En supposant que le changement de l'utilisation de la terre ne peut prendre que deux modalités (1 = si défrichement et 0 = sinon), les déterminants des défrichements agricoles peuvent être analysés à l'aide d'un modèle probit. Ce type de modèle admet pour variable expliquée la probabilité d'apparition de l'événement (défrichement), conditionnellement aux variables exogènes.

Méthodologie de la recherche

1. Zone d'étude

L'étude a concerné la région environnante des forêts de Boulon et de Koflandé, située en zone sud-soudanienne du Burkina Faso. Les forêts de Boulon et de Koflandé sont situées à l'extrême sud-ouest du Burkina Faso, dans la province de la Comoé. Leurs limites géographiques sont comprises entre 1 110 000 et 1 150 000 latitude nord, 320 000 et 360 000 longitude ouest (figure 1). Elles sont à cheval entre les départements de Mangodara au sud, de Niangoloko à l'est, ceux de Tiéfiora au nord-est et de Sidéradougu à l'est. Les forêts de Boulon et de Koflandé constituent une entité de forêt classée avec une superficie totale de 42 000 ha. Elles appartiennent

Figure 1. Localisation des forêts de Boulon et de Koflandé et des villages environnants



Source : les auteurs.

à une zone à fort potentiel agro-sylvo-pastoral. La pluviométrie est abondante et des terres fertiles y sont encore disponibles. L'agriculture y est diversifiée, avec le développement de cultures de rente (coton, arachide, sésame) et de l'arboriculture (agrumes, manguiers, anacardiers). La production céréalière est excédentaire dans cette zone. Du fait de ces conditions favorables, la zone accueille depuis quelques décennies des migrants venus principalement des régions du Nord et du Plateau central du pays, affectées par la péjoration climatique et les sécheresses répétitives (Lalba *et al.*, 2005).

Depuis 2002, la crise ivoirienne a entraîné une arrivée de rapatriés dans cette zone. Ces mouvements de populations ont conduit à une poussée démographique relativement importante avec un solde migratoire positif de 49 240 personnes en 2006 (INSD, 2008), qui provoque une pression sur les ressources naturelles, notamment sur les terres agricoles. Ces migrants exerçant pour la plupart des activités agricoles ou/et pastorales, nous assistons donc à l'extension des surfaces cultivées et au développement de l'élevage extensif (transhumant) qui empiète sur les ressources forestières.

2. Collecte et analyse des données

Les données primaires de l'étude ont été collectées à travers une enquête approfondie auprès d'un échantillon représentatif des ménages riverains des forêts de Boulon et de Koflandé. L'échantillon a été constitué sur la base d'un échantillonnage stratifié à deux niveaux. Au premier niveau, les villages d'étude ont été choisis de façon raisonnée, sur la base de leur participation à la gestion des forêts de Boulon et de Koflandé. Ainsi, tous les 14 villages riverains impliqués dans la gestion de ces forêts ont été retenus dans l'échantillon de villages. Il s'agit des villages de Badiéra, Dandougou, Koflandé, Linguékoro, Sokoura 2, Tomikorosso, Torokoro, Boko, Diéfoula, Toundoura, Boulon, Sakora, Sankara, Saterna. Au second niveau, les ménages ont été choisis selon un sondage aléatoire simple sans remise. La base de sondage des ménages est constituée par les enquêteurs à travers un recensement des ménages. Un échantillon total de 538 ménages a été enquêté, soit un taux de sondage d'environ 20 % de l'ensemble des ménages des 14 villages riverains des forêts. Ce même taux a été appliqué à chaque village.

Les données primaires ont été collectées par voie de questionnaires structurés à passage unique au cours des mois d'août et de septembre 2008. Elles ont porté sur les caractéristiques socio-économiques des ménages, les facteurs de production (terres, intrants, équipements et main-d'œuvre), les productions agro-sylvo-pastorales (culture, animaux et produits forestiers).

À partir de ces données primaires, nous avons calculé le revenu des ménages en considérant quatre sources (la production végétale, l'élevage, la collecte des produits forestiers non ligneux (PFNL) et autres).

Les revenus de la production végétale, de l'élevage et des PFNL ont été évalués à partir des comptes d'exploitation de chaque activité. Le revenu de l'activité est

défini comme étant la différence entre le produit brut de l'activité et les coûts de production associés.

Le produit brut de culture est égal à la valeur de la production des cultures (vendue, consommée, donnée ou échangée) évaluée au prix du marché. Les coûts de production de culture sont liés à l'achat des intrants agricoles (semences, engrais et pesticides), aux coûts de la main-d'œuvre salariée et aux coûts de l'équipement agricole (petits matériels, équipements et matériels lourds, animaux de trait). Le coût des intrants agricoles est évalué au prix du marché tandis que celui de l'équipement agricole est pris en compte à travers leur amortissement.

La valeur de la production animale est constituée de la vente des animaux et des produits d'élevage (lait et œufs principalement), de l'autoconsommation, des dons et des échanges. Les coûts associés à l'élevage sont les achats des animaux, les achats des produits vétérinaires et soins, les achats des aliments de bétail et la main-d'œuvre salariée. La valeur de la production et les coûts des intrants sont évalués aux prix du marché.

Le revenu des PFNL est constitué uniquement de la valeur des PFNL (vendue et consommée). Cette valeur est évaluée au prix du marché des villages d'étude. En effet, la collecte de PFNL est effectuée surtout par les femmes et les enfants. La main-d'œuvre utilisée est de type familial. La collecte des PFNL ne nécessite pas d'intrants et d'équipements spécifiques. Le matériel utilisé, tels les paniers, fait partie de l'équipement de la famille.

Les autres revenus sont issus des activités commerciales, de l'artisanat, de la location de champs, de la location d'équipements agricoles et d'animaux de trait, du travail agricole payé, des salaires et des pensions, de la pêche et de la chasse, des dons reçus des autres personnes. Ils sont obtenus par déclaration du chef de ménage.

Ces revenus ont permis de caractériser les ménages selon leur niveau de pauvreté.

Les données secondaires ont été collectées à travers une revue documentaire et ont concerné la population et la superficie des départements qui ont permis de déterminer la densité du peuplement humain.

Les données ont été analysées à l'aide de statistiques descriptives et de la modélisation économétrique (Probit) avec le logiciel Stata 11.

3. Spécification du modèle économétrique des facteurs socio-économiques

Dans cette étude, l'analyse des facteurs socio-économiques des défrichements agricoles repose sur une modélisation économétrique des ménages agricoles avec le modèle probit. La variable dépendante prend la valeur 1 si le ménage a défriché un champ en 2008 et 0 dans le cas contraire. Le choix des variables explicatives s'est basé sur une revue de la littérature des facteurs de changement de l'occupation des terres. Dans leurs travaux, Deininger et Minten (2002) ont distingué deux catégories de variables qui expliquent le changement de l'occupation de la terre. Il s'agit des variables qui affectent la productivité physique des sols et celles qui affectent les prix des produits et des facteurs de production. La première catégorie de variables regroupe les facteurs physiques (fertilité des sols, pluviométrie, etc.) et sont généralement collectées au niveau de la parcelle. La seconde catégorie est constituée par les facteurs socio-économiques. Dans cette recherche, il est question de mettre en exergue le rôle de cette dernière catégorie sur les défrichements agricoles. Parmi ces facteurs, on peut retenir : le sexe, la situation matrimoniale, l'âge, l'origine, le niveau d'instruction du chef de ménage, la taille, le niveau d'équipement, le statut de pauvreté, le revenu agricole, l'introduction de nouvelles cultures, la densité de la population, et la proximité avec la forêt.

Ces variables qui sont susceptibles d'expliquer les défrichements agricoles au Burkina Faso sont décrites ci-dessous.

- *Le sexe et situation matrimoniale* : les hommes mariés s'installent à leur propre compte en défrichant de nouveaux champs. Ainsi, le sexe masculin et la situation matrimoniale auront un effet positif sur les défrichements agricoles.
- *L'âge* : les producteurs procèdent à de nouveaux défrichements pour répondre aux besoins de plus en plus croissants de leur famille qui évoluent généralement avec l'âge. Ainsi, l'âge devrait avoir un effet positif sur les défrichements agricoles.
- *L'origine du chef de ménage* : l'installation des migrants s'accompagne de nouveaux défrichements. Le statut de migrant du chef de ménage devrait avoir un effet positif sur les défrichements agricoles et celui d'autochtone un effet négatif.
- *Le niveau d'éducation* : les personnes instruites sont mieux informées de la problématique de la gestion de l'environnement et des ressources. Elles sont donc susceptibles de préserver la forêt et d'être modérées par rapport aux actions de défrichements. L'effet attendu du niveau d'instruction est négatif.
- *La taille du ménage* : la capacité à défricher de nouveaux champs est liée à l'existence de force de travail au sein du ménage (Scouvar et Lambin, 2006). Ainsi, le nombre de personnes du ménage devrait avoir un effet positif sur les défrichements agricoles.
- *Le niveau d'équipement* : le niveau d'équipement agricole des ménages affecte les défrichements agricoles. La possession d'un attelage permet aux ménages de mettre en culture des superficies plus grandes (Dugué *et al.*, 2004). La possession d'une charrue devrait

donc avoir un effet positif sur les défrichements agricoles.

- *Le statut de pauvreté* : selon la thèse du *nexus*, les pauvres ne prendraient pas en compte le long terme dans leurs pratiques agraires et leurs modes de gestion des ressources naturelles (Picouet *et al.*, 2004). Ils défrichent les forêts et cultivent de nouvelles terres pour maintenir les niveaux des production car ils ne peuvent pas financer les investissements nécessaires pour préserver ou améliorer la qualité des sols de leurs terres (Purnamasari, 2010). Cependant, d'autres auteurs estiment que les ménages pauvres manquent de capitaux nécessaires pour mettre en culture de nouvelles terres et ceci devrait contribuer à réduire la déforestation (Rudel et Horowitz, 1993). Ainsi, l'effet de la pauvreté sur les défrichements agricoles est indéterminé.
- *Le revenu net agricole par hectare* : la baisse des rendements engendre une baisse des revenus agricoles. Pour compenser cette baisse de revenus, les producteurs augmentent la taille de leurs champs en faisant de nouvelles défriches (Ouédraogo *et al.*, 2013). Par ailleurs, des revenus agricoles intéressants peuvent aussi stimuler l'entrepreneuriat agricole et entraîner une expansion des champs. Ainsi, l'effet attendu du revenu agricole sur les défrichements agricoles est indéterminé.
- *Les types de cultures* : l'introduction de culture de rente dans les assolements des paysans a toujours été décriée comme un des principaux facteurs de défrichements agricoles (Dugué *et al.*, 2004). C'est pourquoi nous anticipons que les introductions de la culture du coton, de l'anacardier, de l'igname et du sorgho auront chacune un effet positif sur les défrichements agricoles.

– *La densité de la population* : à long terme, la croissance de la population influe sur l'utilisation du sol, par l'augmentation de la demande de produits de subsistance (donc de terres agricoles) et de la force de travail (donc de la capacité à déboiser) (Scouvert et Lambin, 2006). Ainsi, la densité de la population devrait avoir un effet positif sur les défrichements agricoles.

– *La distance par rapport à la forêt* : les populations les plus proches des forêts sont généralement les premières à défricher les terres forestières. Ainsi, la distance du lieu de résidence par rapport à la forêt devrait avoir un effet négatif sur les défrichements agricoles. En d'autres termes, plus les populations s'éloignent des forêts moins elles s'adonnent aux défrichements du fait des difficultés de déplacement.

Le modèle de défrichements agricoles se présente comme suit :

$$\begin{aligned}
 Def08_i = & \alpha + \beta_1 Sexe_i + \beta_2 Statmar_i + \beta_3 Age_i \\
 & + \beta_4 Pauvrete_i + \beta_5 Nivinst_i \\
 & + \beta_6 Autoch_i + \beta_7 Tailmen_i \\
 & + \beta_8 Revnetagr_i + \beta_9 Igname_i \\
 & + \beta_{10} Anacarde_i + \beta_{11} Coton_i \\
 & + \beta_{12} Sorgho_i + \beta_{13} Denspop_i \\
 & + \beta_{14} Charrue_i + \beta_{15} Distfkm_i + \varepsilon_i
 \end{aligned}$$

Équation 8

où : α est la constante, ε_i représente l'erreur du modèle qui résume l'information manquante dans l'explication des valeurs de $Def08_i$ à partir des variables retenues dans le modèle, β_i sont les paramètres à estimer.

Les variables du modèle des défrichements agricoles et leurs signes attendus sont présentés dans le *tableau 1*.

Tableau 1. Définition des variables du modèle et hypothèses de travail

Variable	Définition de la variable	Effet attendu
Def08	Défricher une nouvelle terre en 2008 (1 = oui, 0 = non)	Variable dépendante
Sexe	Sexe du chef de ménage (1 = homme, 0 = femme)	+
Sitmat	Situation matrimoniale du chef de ménage (1 = marié, 0 = autre)	+
Âge	Âge du chef de ménage (en années)	+
Pauvreté	Statut de pauvreté du ménage (1 = revenu total par tête < seuil de pauvreté ; 0 = revenu total par tête > seuil de pauvreté*)	+/-
Nivinst	Niveau d'instruction du chef de ménage (1 = instruit, 0 = non)	-
Autoch	Origine du chef de ménage (1 = autochtone, 0 = migrant)	-
Taimen	Taille du ménage (en nombre de personnes)	+
Revagrnnet	Revenu agricole net par ha du ménage (millier de FCFA/ha)	+/-
Igname	Pratique de la culture de l'igname (1 = oui, 0 = non)	+
Anacarde	Pratique de la culture de l'anacarde (1 = oui, 0 = non)	+
Coton	Pratique de la culture du coton (1 = oui, 0 = non)	+
Sorgho	Pratique de la culture du sorgho (1 = oui, 0 = non)	+
Densité	Densité de la population du département (habitant/km ²)	+
Charrue	Possession de charrue (1 = oui, 0 = non)	+
Distfor	Distance du lieu de résidence par rapport à la forêt (km)	-

Note : *seuil de pauvreté au Burkina Faso = 108 454 FCFA/tête/an (SCADD, 2011) ; 1 € = 655,957 FCFA.

Source : les auteurs.

Résultats

1. Caractéristiques des ménages et pratiques agricoles

Caractéristiques socio-économiques et démographiques des ménages

Le tableau 2 indique que la quasi-totalité des ménages de l'échantillon d'étude (98,7 %) est dirigée par des hommes. La faible représentation des femmes s'explique par l'organisation sociale en milieu rural qui ne permet pas aux femmes de rester seules et d'être chef de ménage, sauf dans des situations extrêmes de veuvage. Concernant, la situation matrimoniale, environ 94,2 % des chefs de ménage sont mariés. L'échantillon est constitué de 50,7 % d'autochtones contre 49,2 % de migrants. Les principales régions de provenance des migrants sont : la région du Nord avec 19,6 % des migrants, les Cascades (19,3 %), la Côte d'Ivoire (17,4 %), les Hauts-Bassins (15,9 %) et le Mouhoun (12,8 %). Nous constatons

une forte migration interne à la zone agro-écologique de l'Ouest en général et à la région des Cascades en particulier. L'âge moyen des chefs de ménage est de 44 ans et varie entre 18 et 90 ans. Environ 57,4 % des chefs de ménage ont entre 30 et 50 ans contre seulement 13,0 % qui ont moins de 30 ans. Les chefs de ménage ont un faible niveau d'instruction. Presque la moitié (46,6 %) de ces derniers est analphabète. Seulement 13,7 % des chefs de ménage ont fait l'école formelle (primaire, secondaire, supérieur). L'école non formelle (alphabétisation, école rurale, école coranique) occupe une place importante et concerne 38,7 % des chefs de ménage. La principale activité des chefs de ménage demeure l'agriculture qui occupe 88,5 % de l'échantillon, suivie de l'élevage qui est pratiqué en activité principale par 6,7 % des ménages. La taille moyenne des ménages est de 11 personnes avec un nombre moyen d'actifs de 6.

Tableau 2. Caractéristiques socio-économiques des chefs de ménage

Caractéristiques	Modalités	Effectif	Pourcentage (%)
Sexe	Homme	531	98,70
	Femme	7	1,30
Situation matrimoniale	Marié	507	94,24
	Célibataire	21	3,90
	Veuf	8	1,49
	Divorcé	2	0,37
Origine	Autochtone	273	50,74
	Migrant	265	49,26
Région de provenance des migrants	Cascades	51	19,25
	Nord	52	19,62
	Côte d'Ivoire	46	17,36
	Hauts-Bassins	42	15,85
	Mouhoun	34	12,83
	Centre-Nord	11	4,15
	Sud-Ouest	9	3,40
	Reste du pays	20	7,55
Intervalle d'âge	Moins de 30 ans	70	13,01
	31 à 50 ans	309	57,43
	Plus de 50 ans	159	29,55
Niveau d'instruction	Analphabète	256	47,58
	Coranique	101	18,77
	Alphabétisé en langue locale / française	94	17,47
	Primaire	57	10,59
	Secondaire	17	3,16
	Autre (école rurale et franco-arabe)	13	2,42
Activité principale	Agriculture	476	88,48
	Élevage	37	6,88
	Commerce	9	1,67
	Fonction publique	2	0,37
	Autres	14	2,60

Note : N = 538.

Source : les auteurs.

Type de cultures et assolements

Le *tableau 3* met en évidence une diversité de cultures pratiquées au niveau de l'échantillon d'étude. Il indique une forte pratique des cultures céréalières, notamment le maïs qui est cultivé par 96 % des ménages et constitue l'aliment de base des populations de la région. Nous observons également une pratique relativement importante des cultures d'arachide (60 %), de coton (44 %), de niébé (39 %)

et d'anacarde (39 %) qui sont des cultures de rente pour cette région.

Le *tableau 3* indique également que 43 % des superficies cultivées par l'échantillon d'étude sont occupées par les céréales (maïs, sorgho, mil et riz), 22 % par les arbres fruitiers (anacardier et manguiers), 15 % par le coton, 10 % par l'arachide, 4 % par le niébé, 3 % par le sésame. Les superficies mises en culture par ménage varient entre 0,25 et 50,25 ha

Tableau 3. Taux de pratique et importance des cultures au niveau de l'échantillon d'étude

Culture	Taux de pratique (%)	Superficie moyenne par ménage (ha)	Superficie totale au niveau de l'échantillon (ha)	Importance relative en superficie (%)
Maïs	97,58	2,32	1219	30,01
Arachide	59,67	1,27	408	10,04
Coton	43,68	2,60	612	15,06
Niébé	39,03	0,85	179	4,42
Anacarde	39,22	4,01	846	20,84
Sorgho	36,80	1,57	310	7,64
Sésame	23,05	1,00	124	3,05
Vouandzou	15,61	0,54	45	1,11
Mil	17,29	1,59	148	3,64
Riz	15,61	0,64	54	1,33
Patate	7,06	0,36	14	0,34
Igname	5,95	0,85	27	0,67
Manguier	3,16	3,46	59	1,45
Manioc	0,93	0,47	2	0,06
Autres	2,97	0,90	14	0,35
Total	–	–	4061	100

Source : enquête ménages de l'étude, 2008/2009.

avec une moyenne de 7,50 ha. Les grandes superficies sont observées au niveau des cultures fruitières, du coton et des cultures céréalières autres que le riz. Notons que les cultures fruitières sont généralement associées avec des cultures annuelles. Les autres cultures (patate, manioc, etc.) se pratiquent sur de petites superficies inférieures à l'hectare.

Défrichements agricoles et raisons perçues

L'enquête a révélé que le nombre de personnes impliquées dans les défrichements ainsi que les superficies défrichées sont en nette augmentation dans la zone d'étude. Le taux de personnes ayant défriché un nouveau champ est passé de 7,1 % en 2002 à 27,5 % en 2008, soit un accroissement moyen annuel de 21,46 % pour ladite période (tableau 4). Parallèlement, les superficies totales défrichées par an au niveau de l'échantillon sont passées de 93 ha en 2002 à 220 ha en 2008, soit un accroissement annuel moyen de 13,06 %. La superficie cumulée des défrichements

est de 943 ha pour la période 2002-2008. Ces résultats indiquent clairement que les défrichements agricoles sont un phénomène croissant dans la zone riveraine des forêts de Boulon et de Koflandé. Cette tendance constitue une menace réelle pour ces forêts.

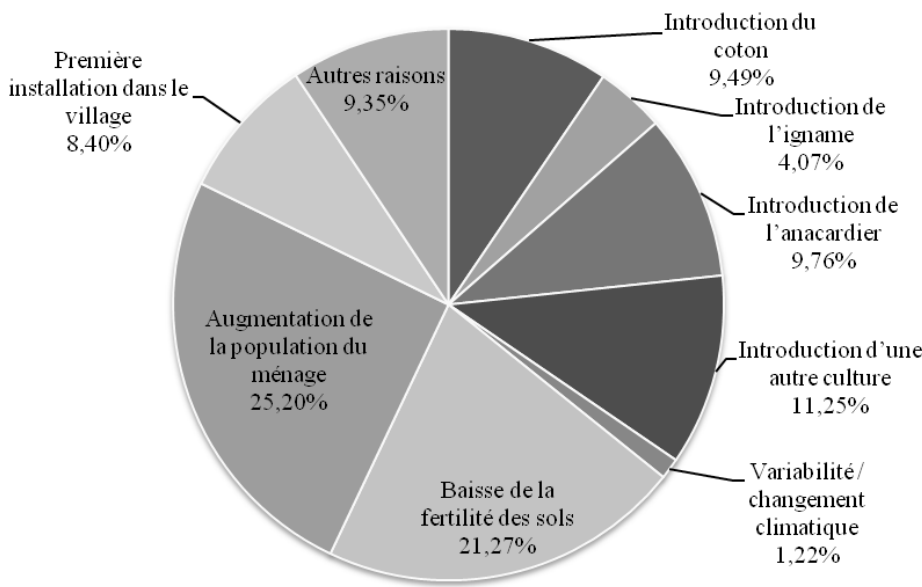
Les acteurs participant aux défrichements des terres obéissent à différentes incitations économiques et sociales. Ainsi, plusieurs raisons ont été avancées par les populations pour expliquer les nouveaux défrichements autour des forêts de Boulon et de Koflandé. La figure 2 indique que 25 % des nouveaux défrichements sont liés à l'augmentation de la taille du ménage tandis que la baisse de la fertilité des sols explique à 21 % ces défrichements. Les introductions de nouvelles cultures, notamment l'anacardier, le coton et l'igname, représentent 35 % des raisons de nouveaux défrichements. Ces défrichements sont également dus à l'installation de nouveaux arrivants sur les sites. C'est ainsi que 8 % des défrichements sont

Tableau 4. Évolution de la proportion de ménages ayant défriché un champ et des superficies défrichées au niveau de l'échantillon 2002 à 2008 (ha)

Année	Proportion de producteurs ayant défriché un champ (ha)	Superficie défrichée (ha)
2002	7,06	93
2003	8,18	83,75
2004	11,52	142,50
2005	13,57	124,75
2006	16,36	126,50
2007	18,03	151,25
2008	27,51	220,75
Taux d'accroissement annuel moyen	21,46 %	13,06 %

Source : enquête ménages de l'étude, 2008/2009.

Figure 2. Les raisons perçues des défrichements (%)



Source : enquête ménages de l'étude, 2008/2009.

expliqués par une première installation des ménages dans le village. La perception de la variabilité et du changement climatique explique moins de 1,2 % les défrichements agricoles.

Équipements des exploitations agricoles

Le tableau 5 montre que les exploitations agricoles de la zone d'étude sont

faiblement équipées. Seulement 0,19 % des ménages possèdent un tracteur. Le type de mécanisation le plus couramment rencontré est la traction animale. Le taux d'équipement est de 73 % pour la charrue et 33 % pour la charrette. Les animaux de traits sont les bœufs et les ânes qui sont possédés respectivement par 67 % et 22 % des ménages.

Tableau 5. Niveau d'équipement agricole des ménages de l'échantillon d'étude

Variable	Taux d'équipement (%)	Équipement moyen	Écart-type	Minimum	Maximum
Tracteur	0,19	1,00	0,00	1	1
Charrue	73,05	1,62	0,84	1	5
Charrette	33,46	1,07	0,28	1	3
Pulvériseur	2,60	1,14	0,54	1	3
Sarcluse	14,87	1,19	0,57	1	5
Butteur	3,35	1,22	0,42	1	2
Bœuf	66,73	2,73	1,54	1	17
Âne	22,12	1,27	0,58	1	4

Source : enquête ménages de l'étude, 2008/2009.

2. Déterminants des défrichements agricoles

L'analyse des déterminants des défrichements agricoles a été faite à l'aide d'un modèle Probit. Les résultats de la régression sont présentés dans le *tableau 6*. L'effet marginal des caractéristiques socio-économiques des ménages sur la probabilité de défricher un nouveau champ est calculé sur la base des moyennes des variables explicatives du modèle Probit.

Qualité de l'ajustement et signification statistique des coefficients de régression

Dans cette étude, nous avons soupçonné la variable « revagnret » d'être endogène. L'endogénéité suppose l'existence de variables dans le terme d'erreur qui soient corrélées avec les variables explicatives jusqu'alors supposées exogènes. Cette corrélation fausse l'hypothèse d'orthogonalité des résidus, ce qui biaise les coefficients de ces variables exogènes. Nous avons utilisé le test de Nakamura et Nakamura (1981) pour tester l'endogénéité de la variable « revagnret ». Ce test consiste à régresser la variable douteuse à savoir « revagnret » sur l'ensemble des variables explicatives y compris les instruments. Les variables instrumentales utilisées sont la pratique de la culture de l'igname, de l'anacarde, du coton et du sorgho car celles-ci sont susceptibles de déterminer le niveau de revenu net agricole des exploitations. Nous retenons le résidu de l'équation d'instrumentation

qu'on introduit comme variable de test dans le modèle de base. Ce test a donné un coefficient associé aux résidus de 0.001 non significatif (p value = 0.833). Ce qui permet de conclure que la variable « revagnret » est donc exogène. Nous pouvons appliquer le modèle probit simple dont les résultats sont présentés dans le *tableau 6*. Ces résultats de régression indiquent que la statistique de Wald χ^2 à 15 degrés de liberté est de 41,01. Elle est supérieure au χ^2 théorique montrant que le modèle de régression Probit est globalement significatif au seuil de 1 %. Le pourcentage de bonne prédiction est de 74 %. Le test de signification individuelle des coefficients des variables explicatives montre que les coefficients des variables « culture de coton » et « revagnret » sont significatifs au seuil de 1 %. Ceux des variables (statut de pauvreté, culture du sorgho, statut matrimonial, densité de la population) sont significatifs au seuil de 5 %. Le coefficient de la variable « charrue » est significatif au seuil de 10 %. Par contre le sexe, l'âge, le niveau d'instruction, l'origine du chef de ménage, la culture de l'igname, de l'anacarde et la distance par rapport aux forêts n'ont pas d'effet significatif sur la déforestation.

Signification économique des coefficients et effets marginaux

L'analyse de la signification économique des coefficients de régression ainsi que celle des effets marginaux portent sur les

Tableau 6. Résultats des régressions probit et test d'endogénéité

Variable	Régression probit du défrichement agricole (def08)		Test d'endogénéité	
	Coefficients	Effet marginal	Régression linéaire du revagrnet	Probit du défrichement agricole avec la variable résidu de la régression linéaire revagrnet
			Coefficients	Coefficients
sex_masc	-0,134 (0,642)	-0,045 (0,224)	-16,058 (29,942)	0,002 (0,633)
Sitmatr	0,695** (0,350)	0,176*** (0,063)	-12,595 (15,301)	0,706** (0,338)
Âge	0,002 (0,005)	0,001 (0,002)	0,081 (0,264)	0,001 (0,005)
Pauvreté	-0,346** (0,157)	-0,117** (0,055)	-55,796*** (6,924)	-0,350 (0,273)
Nivinst	0,085 (0,175)	0,028 (0,059)	2,459 (6,632)	0,076 (0,176)
Autoch	0,108 (0,134)	0,035 (0,043)	-8,490 (5,526)	0,261** (0,133)
Taimen	-0,012 (0,010)	-0,004 (0,003)	1,352*** (0,461)	-0,006 (0,011)
Revagrnet	-0,003*** (0,001)	-0,001*** (0,000)	- -	-0,002 (0,004)
Igname	0,197 (0,228)	0,067 (0,081)	9,147 (7,978)	- -
Anacarde	0,008 (0,130)	0,003 (0,042)	-27,031*** (4,839)	- -
Coton	0,379*** (0,129)	0,124*** (0,042)	10,927** (5,144)	- -
Sorgho	0,282** (0,127)	0,093** (0,043)	-5,746 (5,076)	- -
Densité	-0,016** (0,008)	-0,005** (0,003)	0,753** (0,331)	-0,015* (0,008)
Charrue	-0,109* (0,062)	-0,035* (0,020)	-5,295* (2,711)	-0,124* (0,064)
Distfkm	-0,003 (0,007)	-0,001 (0,002)	-0,292 (0,267)	-0,000 (0,007)
E (résidus)	- -	- -	- -	-0,001 (0,004)
Constant	-0,518 (0,681)	- -	136,592*** (32,386)	-0,564 (0,843)
Wald chi2 (15) = 41,01 ; Prob > chi2 = 0,0003 ; Log pseudolikelihood = -295; Pseudo R ² = 0,069; Pourcentage de bonne prédiction = 73,79%			R ² = 0,223	

Notes : N = 538 ; Robust standard errors in parentheses ; ***p < 0,01, **p < 0,05, *p < 0,1.

Source : les auteurs.

variables à effet statistiquement significatif, présentées dans le *tableau 6*.

Il ressort de ce tableau que parmi les caractéristiques des ménages, c'est le statut de marié qui a eu un effet positif sur les défrichements agricoles. Ce qui est conforme à l'effet attendu de cette variable. L'effet marginal de cette variable indique qu'un producteur marié a 17,6 % plus de chance de défricher un nouveau champ plus qu'un célibataire. Les autres caractéristiques des ménages telles que le statut de pauvre, le revenu net agricole par hectare, la possession de la charrue ont eu des effets négatifs sur les défrichements agricoles. L'effet marginal de ces variables montre qu'une baisse du revenu net agricole par hectare de 1 000 F CFA augmente la probabilité de défricher un nouveau champ augmente de 0,1 % tandis que la possession d'une charrue diminue la probabilité de défricher un nouveau champ de 3,5 %. Les ménages dont le revenu est inférieur au seuil de pauvreté ont 12,4 % moins de chance de défricher un nouveau champ que ceux dont le revenu est supérieur au seuil de pauvreté.

Concernant les pratiques agricoles, ce sont les cultures du coton et du sorgho qui ont eu chacun un effet positif sur les défrichements agricoles. Ceci est conforme aux effets attendus pour ces deux variables. Les effets marginaux indiquent qu'un ménage qui cultive du coton a 11,7 % de chance en plus de défricher un nouveau champ qu'un ménage qui ne produit pas du coton. De même, la pratique de la culture du sorgho augmente la probabilité de défricher un champ de 9,3 %.

Concernant l'environnement socio-économique, le *tableau 6* indique que c'est la densité de la population qui a eu un effet négatif sur les défrichements agricoles. En effet, une augmentation de la densité de population de 1 point diminue la probabilité de défricher un champ d'environ 0,5 %. Cet effet est contraire à l'effet attendu de cette variable.

Discussion

Les résultats de l'étude montrent que les défrichements agricoles sont en accroissement dans la zone environnante des forêts de Boulon et de Koflandé et sont dus à plusieurs facteurs.

Selon les perceptions des chefs de ménage enquêtés, les nouveaux défrichements sont principalement dus à l'augmentation de la taille du ménage, à la baisse de la fertilité des sols, à l'introduction de nouvelles cultures (anacardier, coton, igname) et à l'installation de nouveaux arrivants sur les sites de production agricole. Les causes climatiques des défrichements ont été faiblement rapportées par les populations. Cette situation peut s'expliquer par le fait que les conditions climatiques de la zone d'étude sont relativement bonnes. Une autre raison serait que la variabilité et le changement climatiques sont parfois perçus à travers leurs effets sur la baisse de la fertilité des terres (Ouedraogo *et al.*, 2010).

L'analyse économétrique confirme que la baisse de la fertilité et l'introduction de nouvelles cultures favorisent les défrichements agricoles. L'effet de la baisse de la fertilité est mis en évidence ici à travers la baisse du revenu net agricole. En effet, le revenu agricole par hectare dépend d'une part de la productivité physique de la terre qui est liée aux types de cultures pratiquées, aux quantités des facteurs utilisés et d'autre part, aux prix des produits et des facteurs de production. Dans un système d'agriculture minière, la productivité physique de la terre (ou rendement agricole) est liée surtout à la fertilité des sols. Par conséquent, une baisse de la fertilité des sols entraîne inéluctablement une baisse des revenus agricoles. C'est pourquoi tous les facteurs qui permettent d'augmenter la productivité de la terre ont eu un effet négatif sur les défrichements agricoles. Il s'agit de la possession de charrue qui détermine le niveau d'équipement des exploitations agricoles et de la taille du ménage qui détermine le

niveau de main-d'œuvre familiale disponible pour le ménage. En ce qui concerne l'introduction de nouvelles cultures, c'est celle du coton et du sorgho qui explique les défrichements agricoles dans la zone d'étude. Des résultats similaires ont été obtenus par Chougourou *et al.* (2008) qui ont montré que les cultures du coton et du sorgho étaient des facteurs précurseurs de la dégradation des forêts dans la commune de Gogounou au Bénin.

La modélisation économétrique ne confirme pas l'effet de la taille du ménage et de l'installation de nouveaux arrivants sur les sites de production agricole sur les défrichements agricoles. En effet, le rôle des nouvelles installations de populations peut être appréhendé de plusieurs manières. De nouvelles installations sont faites dans la région par des autochtones indiquant l'effet positif mais non significatif du statut d'autochtone. En effet, lorsque dans le ménage, les hommes se marient, ils se retirent de l'exploitation agricole familiale pour créer leur propre exploitation. Ils obtiennent généralement de petites portions de champs de leurs parents, qu'ils agrandissent à travers de nouveaux défrichements. C'est pourquoi le statut de marié a un effet positif sur les défrichements agricoles. Cette situation indique que c'est l'éclatement des familles qui explique les défrichements agricoles plutôt que la migration.

L'effet négatif du statut de pauvre sur les défrichements agricoles indique que ce sont les ménages dont le revenu est supérieur au seuil de pauvreté qui s'adonnent aux défrichements. Ceci s'explique d'une part par le fait qu'ils disposent de plus de moyens pour faire les défrichements et d'autre part, par le fait que leur richesse repose sur l'exploitation de grandes superficies agricoles, leur principale activité étant l'agriculture. Ce résultat conforte l'argument de Rudel et Horowitz (1993) selon lequel les ménages pauvres manqueraient

de capitaux nécessaires pour mettre en culture de nouvelles terres.

Par ailleurs, la modélisation a mis en exergue un effet négatif de la densité de la population sur les défrichements agricoles dans la zone d'étude. Cet effet inattendu de la densité de la population sur les défrichements agricoles semble remettre en cause l'idée malthusienne qui attribue invariablement et exclusivement au fléau de la pression démographique le recul des espaces vierges (Gillis *et al.*, 1998). Cependant, cet effet négatif peut s'expliquer par le fait qu'au fur et à mesure que la population augmente, les paysans s'adonnent dans un premier temps aux défrichements. Il s'ensuit une saturation des espaces disponibles, obligeant les populations à réduire puis à abandonner les défrichements (Faure, 2005).

En somme, l'étude a mis en évidence un caractère multifactoriel des causes des défrichements agricoles. Il s'agit de la baisse du revenu agricole par hectare, la pratique des cultures du coton, et du sorgho, le statut de marié et le statut de riche qui favorisent les défrichements agricoles. Ces facteurs doivent être considérés dans un contexte spécifique où l'expansion des superficies est d'abord le fait de petits paysans contrairement à ce qui s'observe dans les grandes régions forestières d'Amérique latine, d'Asie du Sud-Est ou d'Afrique tropicale et équatoriale.

*

* *

Cette étude visait à identifier les facteurs socio-économiques des défrichements agricoles. Elle a montré que la zone d'étude connaît une déforestation croissante liée aux défrichements à vocation agricole. Elle a permis de confirmer l'hypothèse de recherche selon laquelle les défrichements agricoles sont dus à des facteurs socio-économiques complexes tout en réaffirmant le rôle de la culture du coton dans les défrichements agricoles. Aussi, la baisse

de la productivité des terres, la culture du sorgho et la modification des structures familiales expliquent-elles, l'importance des défrichements dans la zone d'étude. Au regard des facteurs socio-économiques des défrichements agricoles mis en évidence dans cette étude, on peut affirmer que les défrichements se poursuivront dans la zone d'étude. Cependant, des mesures portant sur l'amélioration de la productivité des sols peuvent contribuer à ralentir ce phénomène. Ainsi, la principale implication économique de cette étude est qu'il faut promouvoir une intensification de la production agricole dans la région d'étude.

En effet, le principal facteur des défrichements agricoles reste la baisse de la productivité physique et économique de la terre. Cette situation amène les populations à augmenter les superficies cultivées d'une part et à introduire des cultures de rente comme le coton d'autre part, dans l'optique de compenser la diminution des rendements des champs et des revenus. Si les populations arrivent à se nourrir et à avoir des revenus substantiels sur des petites superficies, elles n'auront peut-être plus besoin d'étendre les superficies cultivées. Ainsi l'intensification de la production semble être une meilleure option pour réduire les défrichements agricoles. Cependant, la littérature montre que l'effet de l'intensification agricole sur les défrichements agricoles dépend des

technologies d'intensification mises en œuvre. Une intensification basée sur des technologies à forte intensité de main-d'œuvre a plus de chance de réduire la pression sur la forêt et les parcours que celle augmentant généralement les rendements (Angelsen et Kaimowitz, 2001). Par ailleurs, une intensification basée sur des technologies à coût élevé aura peu de chance d'être adoptée par les ménages, du fait de leur faible capacité financière. De même, des technologies complexes ont peu de chance d'être adoptées, du fait du faible niveau d'instruction des ménages. Ainsi, des options d'intensification à mettre en œuvre, doivent être à faible coût et simples d'appropriation par les ménages pour augmenter les chances de leur adoption. C'est le cas par exemple de l'utilisation de la fumure organique, l'utilisation des plantes de couverture, l'utilisation des techniques d'agroforesterie. Dans tous les cas, des mesures d'accompagnement doivent être entreprises dans le sens de la promotion des technologies d'intensification. ■

Cette recherche a été initiée dans le cadre du Projet SUN « Sustainable Use of Natural Vegetation in West Africa » coordonné par l'Université d'Aarhus (Danemark) et financé par l'Union européenne (FP6 INCO-dev 031685). Les auteurs remercient tous les membres de l'équipe du projet, les agents enquêteurs et les populations riveraines des forêts de Boulon et de Koflandé.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Angelsen A., Kaimowitz D. (1999). Rethinking the Causes of Deforestation: Lessons from Economic Models. *The World Bank Research Observer*, vol. 14, n° 1, pp. 73-98.
- Angelsen A., Kaimowitz D. (2001). *Agricultural Technologies and Tropical Deforestation*. Cabi, Cifor, UK, USA, 436 p.
- Chougourou D.C., Houssou C.S., Ouinakonhan C.M. (2008). Importance du coton dans l'assolement des exploitations et la dégradation des formations forestières de la commune de Gogounou au Bénin. *Annales des Sciences Agronomiques du Bénin*, vol. 11, n° 2, pp. 165-178.
- Deininger K., Minten B. (2002). Determinants of Deforestation and the Economics of Protection: An application to Mexico. *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 84, n° 4, pp. 943-960.

- Déry S. (1996). Expansion agricole et déforestation : le modèle sud-est asiatique. *Cahiers de géographie du Québec*, vol. 40, n° 109, p. 29-48, doi:10.7202/022543ar
- Dugué P., Vall E., Lecomte P., Klein H.D., Rollin D. (2004). Évolution des relations entre l'agriculture et l'élevage dans les savanes d'Afrique de l'Ouest et du Centre. *Revue oléagineux, corps gras, lipides*, juillet-octobre 2004, Agriculture/élevage : Nord-Sud, vol. 11, n° 4, pp. 268-76.
- FAO (1995). *Approche participative, communication et gestion des ressources forestières en Afrique sahélienne : Bilan et perspectives*. FAO, Rome <http://www.fao.org/docrep/v9974f/v9974f00.HTM>.
- FAO (2011). *Situation des forêts du monde*. Rome, FAO, 193 p.
- Faure G. (2005). Valorisation agricole des milieux de savanes en Afrique de l'Ouest : des résultats contrastés. *Les Cahiers d'Outre-Mer*, n° 229, pp. 5-24.
- Geist J.H., Lambin E.F. (2001). What Drives Tropical Deforestation? A meta-analysis of proximate and underlying causes of deforestation based on subnational case study evidence. *Land-Use and Land-Cover Change (LUCC) Report Series*, 4, LUCC International Project Office, University of Louvain, LUCC website: <http://www.geo.ucl.ac.be/LUCC>
- Giliba A.R., Boon K.E., Kayombo J.C., Chirenje I.L., Musamba B.E. (2011). The Influence of Socio-economic Factors on Deforestation: A Case Study of the Bereku Forest Reserve in Tanzania. *Journal Biodiversity*, vol. 2, n° 1, pp. 31-39.
- Gillis M., Perkins H.D., Roemer M., Snodgrass R.D. (1998). *Économie de développement*, 4^e éd., Bruxelles, 784 p.
- INSD (Institut National de la Statistique et de la Démographie) (2008). *Recensement général de la population et de l'habitat de 2006: résultats définitifs*. Ouagadougou, 52 p.
- Kaimowitz D., Angelsen A. (1998). *Economic Models of Tropical Deforestation: A Review*, Center for International Forestry Research, Indonesia, 153 p. http://www.cifor.cgiar.org/publications/pdf_files/Books/model.pdf.
- Lalba A., Zoundi S. J., Tiendrebeogo J.P. (2005). Politiques agricoles et accès aux parcours communs dans le terroir de Ouara à l'ouest du Burkina Faso : une analyse économique et environnementale à l'aide de la programmation linéaire. *Biotechnologie, Agronomie, Société et Environnement*, vol. 9, n° 1, pp. 43-52.
- MECV (ministère de l'Environnement et du Cadre de vie). (2007). *Programme national de gestion durable des ressources forestières au Burkina*. MECV, 75 p.
- MEDD (ministère de l'Environnement et du Développement durable) du Burkina Faso (2011). *Programme d'Investissement Forestier. Rapport et appendices*.
- Nakamura A., Nakamura M. (1981). On the relationships among several specification error tests presented by Durbin, Wu and Hausman. *Econometrica*, n° 49, pp. 1583-1588.
- Ouédraogo M. (2012a). *Analyse socio-économique de l'interaction population-ressource naturelle en zone sud-soudanienne du Burkina Faso : cas des forêts de Boulon et de Koflandé*. Thèse de doctorat unique en Sciences économiques, Université Ouaga 2, Burkina Faso.
- Ouédraogo M. (2012b). Impact des changements climatiques sur les revenus agricoles au Burkina Faso. *Journal of Agriculture and Environment for International Development-JAEID*, vol. 106, n° 1, pp. 3-21.
- Ouédraogo M., Dembélé Y., Somé L. (2010). Perceptions et stratégies d'adaptation aux changements des précipitations : cas des paysans du Burkina Faso. *Sécheresse*, vol. 21, n° 2, pp. 87-96
- Ouédraogo M., Ouédraogo D., Thiombiano T., Hien M., Lykke A.M. (2013). Dépendance économique aux produits forestiers non ligneux : cas des ménages riverains des forêts de Boulon et de Koflandé au Sud-Ouest du Burkina Faso. *Journal of Agriculture and Environment for International Development-JAEID*, vol. 107, n° 1, pp. 45-72.
- Picouet M., Boissau S., Brun B., Romagny B., Rossi G., Sghaier M., Weber J. (2004). Le renouvellement des théories population environnement. In Picouet M., Sghaier M., Genin D., Abaab A., Guillaume H., Elloumi M. (dir.), *Environnement et sociétés rurales en mutation, Approches alternatives*, Paris, IRD Éditions, pp. 17-43.

- Purnamasari R. S. (2010). Dynamiques de la déforestation à petite échelle en Indonésie : effets de la pauvreté et du développement socio-économique. *Forêts et Biodiversité, Unasylva*, vol. 234-235, n° 61, pp. 14-21.
- Rudel T.K., Horowitz B. (1993). *Tropical Deforestation: Small Farmers and Local Clearing in the Ecuadorian Amazon*. New York, Columbia University Press.
- Scadd (2011). *Stratégie de croissance accélérée et de développement durable 2011-2015*. 116 p.
- Scouvart M., Lambin É.F. (2006). Approche systémique des causes de la déforestation en Amazonie brésilienne : syndromes, synergies et rétroactions. *L'Espace géographique*, vol. 35, n° 3, pp. 241-254. www.cairn.info/revue-espace-geographique-2006-3-page-241.htm.