

## **Liens sociaux, origine ethnique et performance des contrats de métayage dans la cacaoculture ivoirienne**

ASSI Tano Maxime, Université Peleforo Gon Coulibaly de Korhogo (Côte d'Ivoire)

Auteur de correspondance : tanass24@yahoo.fr

### **Résumé**

Dans la cacaoculture ivoirienne, les contrats de métayage ne sont jamais indépendants des relations sociales qui les lient. Lesquelles relations naissent suite à l'accueil d'un migrant par un tuteur qui lui confie une parcelle à exploiter en échange de prestations sociales. L'article étudie l'effet des liens sociaux et de l'origine ethnique sur la performance des contrats de métayage dans la cacaoculture ivoirienne. Les données proviennent de ménages cacaoculteurs cultivant plusieurs parcelles en métayage au centre-ouest ivoirien. Nous estimons un modèle à effets aléatoires avec variables instrumentales afin de prendre en compte le biais d'endogénéité. Les résultats montrent que l'inefficacité des contrats de métayage est atténuée en présence de relations de dépendance et de clientélisme. Car les relations de dépendance et de clientélisme sont associées à une variation significativement positive de la production agricole. La possibilité pour le manœuvre agricole de disposer de sa propre exploitation est une source d'incitation dans un contexte où la durée du contrat n'est pas explicitement définie. Quant aux relations de parenté, elles sont associées à une variation positive mais non significative de la production. Les résultats indiquent aussi que les incitations à produire augmentent significativement pour les manœuvres agricoles autochtones contrairement à ceux qui proviennent des autres régions de la Côte d'Ivoire (les allochtones) et des pays à la frontière nord ivoirienne (Allogènes). Les conflits fonciers et la crise militaro-politique ont contribué à la dégradation des rapports de production et de travail entre les migrants agricoles et les autochtones. La méfiance entre propriétaire foncier et manœuvre agricole d'une part, et entre autochtones et migrants agricoles d'autre part accentue le risque d'insécurité foncière. Ainsi, le renforcement des droits de propriété et l'amélioration du statut économique des paysans peuvent inciter à l'effort et améliorer la production agricole.

**Mots clés : Cacaoculture, Métayage, liens sociaux, inefficacité marshalienne, Côte d'Ivoire.**

### **Abstract**

In Ivorian cocoa farming, sharecropper contracts are never independent of the social relations that bind them. These relationships arise following the reception of a migrant by a tutor who entrusts him with a plot of land to be exploited in exchange for social benefits. This paper investigates the effect of social ties and ethnic origin on the performance of sharecropping contracts in Ivorian cocoa farming. The data come from cocoa farming households growing several plots in sharecropping in central-western of Ivory Coast. We estimate a random effects model with instrumental variables taking into account the heterogeneity of social ties. The results show that the inefficiency of sharecropper contracts is mitigated in the presence of relationships of dependency and clientelism. Because the relationships of dependency and clientelism are associated with a significantly positive variation in agricultural production. The possibility for the farm labourer to have his own holding is a source of incentive in a context where the duration of the contract is not explicitly defined. As for kinship relationships, they are associated with a positive but not significant change in output. As for kinship relationships, they are associated with a positive but not significant change in output. The results also indicate that production incentives are increasing significantly for indigenous agricultural labourers, unlike those from other regions of Ivory Coast (allochthonous) and countries on the northern Ivorian border (allogenic). Land conflicts and the military-political crisis have contributed to the deterioration of the productive and labour relations between agricultural migrants and indigenous people. Mistrust between landowner and agricultural labourer on the one hand, and between indigenous people and agricultural migrants on the other, increases the risk of land insecurity. Thus, strengthening property rights and improving the economic status of peasants can encourage effort and improve agricultural production.

**Keywords : Cocoa farming, Sharecropping, social ties, Marshalian inefficiency, Ivory Coast**

## 1- Introduction

Le centre-ouest de la Côte d'Ivoire, relativement fertile et peu peuplé, attire depuis plusieurs décennies un grand nombre de migrants internes et externes cherchant à améliorer leurs conditions de vie. Des relations de dépendance et de clientélisme naissent suite à l'accueil du migrant par un tuteur qui lui confie une parcelle à exploiter en échange de prestations sociales (Delville et al., 2001). Ces arrangements contractuels, définis dans le cadre des contrats de partage tel que le contrat de métayage, ne sont jamais indépendants des relations sociales qui les lient. Ils exigent de tout bénéficiaire d'une délégation de droits fonciers, un devoir permanent de reconnaissance vis-à-vis de son tuteur (Chauveau, 2000). Cette reconnaissance se manifeste par la participation aux dépenses du tuteur lorsque celui-ci est confronté à des événements sociaux particuliers (décès, funérailles) ou à des problèmes financiers occasionnels. L'émergence d'un lien social de clientélisme et de dépendance peut aboutir à un contrat implicite de cession de parcelle. Ainsi, la possibilité pour le manœuvre agricole de disposer de sa propre exploitation est une source d'incitation au travail.

Par ailleurs, en voulant faciliter la transmission de l'héritage foncier, certains enfants s'engagent du vivant de leur père, comme tenancier dans l'exploitation familiale. Dans ce cas précis, le statut du busantier renvoie, dans une certaine mesure, à l'agricultural ladder<sup>1</sup>. La relation entre père et fils a servi à contourner la transmission en ligne matrilineaire de la terre (Lavigne et al., 2001).

Il semble que les accords avec des personnes proches, liées par des relations de dépendance et d'alliance, de parenté ou de clientélisme, peuvent permettre aux acteurs de se prémunir contre des manœuvres opportunistes et favorisent un arbitrage intra-familial ou inter-ethnique. De ce fait, en réduisant le problème d'aléa moral et de coût de surveillance (Cheung, 1969) ces accords améliorent l'efficacité des contrats agricoles. Ainsi, les incitations à produire peuvent aussi augmenter par l'appartenance au même groupe ethnique à travers la réduction des affrontements intra-ethniques, d'une part et la garantie sécuritaire pour les deux parties, d'autre part (Ghebru et Holden, 2015).

L'effet des liens sociaux sur les incitations à produire varie selon la nature de ces relations sociales. En effet, des analystes ont montré une excellente complémentarité qui existerait entre des liens de parenté et les incitations à produire (Sadoulet et al., 1997). D'autres parlent d'une certaine incompatibilité (Kassie et Holden, 2007 ; Holden et Bezabih, 2008). Alors que penser ? La prise en compte de l'hétérogénéité des relations sociales peut permettre de mieux apprécier la nature de la relation entre les liens sociaux et l'effort de production. La réponse est nuancée.

En effet, les relations de parenté qui impliquent une obligation morale plus forte du métayer peuvent réduire les conflits d'intérêts et conduire à des transactions interdépendantes pour les assistances par étapes durant le cycle de vie, d'une part et permettre de se prémunir des manœuvres opportunistes et des risques d'insécurité foncière, d'autre part (Sadoulet et al., 1997). D'ailleurs, Ghebru et Holden (2015) ne trouvent aucune perte d'efficacité significative sur les parcelles métayées exploitées par des parents en Éthiopie. L'inefficacité serait associée au statut économique et à une faible sécurité foncière.

De même, les contrats agricoles apparentés témoignent aussi de la capacité des agriculteurs d'inventer d'une façon pragmatique des institutions de coopération pour gérer les biens communs (Ostrom, 2009) afin d'éviter les tentatives de passagers clandestins. Ainsi, les contrats agricoles apparentés peuvent faciliter le partage des risques, en particulier dans un environnement incertain (Stiglitz, 1974).

Cependant, les liens sociaux peuvent réduire la possibilité d'utiliser la menace d'expulsion comme moyen d'incitation. Ils représentent pour le mandataire un bouclier de protection même s'il se dérobaît à l'effort et ne donnent pas au mandant la possibilité de punir l'agent pour comportement inapproprié. En effet, Kassie et Holden (2007) dans leur étude dans la région d'Amhara en Éthiopie, montrent que les exploitations non gérées par des parents sont plus productives que les exploitations gérées par des parents. De même, Holden et Bezabih (2008)

---

<sup>1</sup> Il s'agit d'un thème décrivant l'évolution du statut du travailleur agricole. L'exploitant évolue progressivement du statut d'aide familial vers celui de salarié, de métayer, de fermier, avant de devenir propriétaire et, sur la fin de sa vie, de concéder à son tour des terres en fermage ou en métayage.

constatent que l'inefficacité du métayage est associée au fait que les femmes propriétaires louent leurs terres à des beaux locataires dans la même région d'Éthiopie.

La question centrale est donc de savoir comment concilier performance agricole et risque de comportement opportuniste en présence de liens sociaux ? Par liens sociaux nous attendons les relations de parenté, de dépendance et de clientélisme. Ces relations dépendent de l'origine ethnique qui comprend les migrants externe (allogènes) et internes (allochtones) et les autochtones.

L'objectif de cet article est d'analyser, l'effet de la distance sociale (liens sociaux et origines ethniques) sur la performance des contrats de métayage dans la cacaoculture ivoirienne. Il utilise des données provenant de manœuvres agricoles producteurs de cacao cultivant plusieurs parcelles en métayage au centre-ouest ivoirien. Pour se faire, nous reproduisons un modèle théorique qui prend en compte l'effort du manœuvre agricole et les impacts des liens sociaux et de l'origine ethnique.

L'article présente à la section 2, le modèle théorique d'analyse. La section 3 explique la méthode d'estimation. La section 4 présente les variables. Les résultats et leur interprétation sont analysés à la section 5. La section 6 conclut le document.

## 2- Modèle théorique d'analyse

Nous prenons appui sur le modèle de maximisation de l'utilité développé par Pi (2013). Contrairement à Pi (2013) qui a montré comment le partage égalitaire de la production est compatible avec l'incitation à la production, nous augmentons le modèle pour prendre en compte l'effet des liens sociaux et de l'origine ethnique dans un contrat de métayage où le manœuvre agricole reçoit le tiers de la production. Le modèle est composé de deux agents dans le paradigme Principal-Agent avec aléa moral où les deux agents sont neutres au risque.

Nous considérons donc un propriétaire foncier et un manœuvre agricole (un paysan) liés par un contrat de métayage. En accord avec Dubois (2002), pour une surface donnée, on note  $y_t = Cl_t f(x_{t-1}, e_t)$  [1], la production, notée  $y_t$ , de la période  $t$  avec  $e_t$  l'effort du manœuvre agricole à la période  $t$  et  $x_{t-1}$  un index de fertilité de la terre à la fin de la période  $t - 1$ . La variable aléatoire positive représentant l'aléa climatique est notée  $Cl_t$ . La fonction de production  $f$  est concave en ses deux arguments.

Le propriétaire foncier et le paysan peuvent être liés, soit par des relations de parenté, soit par des relations d'alliance, soit par des relations de dépendance et de clientélisme dans lesquelles l'altruisme joue un rôle important. On suppose que le propriétaire foncier est altruiste au sens de Becker (1976). L'altruisme béckerin incorpore dans la fonction d'utilité d'un individu  $i$  la fonction d'utilité d'un individu  $j$  avec  $i \neq j$  (Becker, 1976; Hochman et Rodgers, 1969).

A l'instar de Pi (2013), les fonctions d'utilité du propriétaire foncier (individu  $i$ ) et du paysan (individu  $j$ ) se présentent respectivement de la façon suivante:

$$U_p = (1 - \alpha)eVa + m\alpha eVa, \quad [2]$$

$$U_m = \alpha eVa - \frac{x}{2}e^2 + m(1 - \alpha)eVa, \quad [3]$$

L'utilité du propriétaire foncier (équation 2) dépend donc de l'utilité du paysan (premier terme de l'équation), d'une part et de sa propre utilité (second terme de l'équation) émanant de la part de la production qui lui revient, d'autre part.

De même, l'utilité du paysan (équation 3) dépend de l'utilité du propriétaire foncier (premier terme de l'équation), du coût de son effort (second terme de l'équation) et de sa propre utilité (troisième terme de l'équation).

avec:

-  $U_p$  et  $U_m$ , les fonctions d'utilité respectivement du propriétaire foncier et du paysan;

-  $e$ , l'effort du paysan, tel que  $0 < e < 1$ ;

-  $Va$ , la valeur ajoutée émanant de l'effort du paysan, tel que  $Va > 0$ ;

-  $m$ , est la distance sociale (lien social et origine ethnique) entre le propriétaire foncier et le paysan, tel que  $0 < m < 1$ .  $m$  exprime la force de la relation entre le propriétaire foncier et le paysan. Lorsque  $m$  tend vers 0, cela signifie que le propriétaire et le paysan sont égoïstes. Ce climat de méfiance qui renforce le risque de conflit foncier incite moins à l'effort et est susceptible de réduire la production. Par contre, lorsque  $m$  tend vers 1, cela implique que le propriétaire et le paysan entretiennent d'excellents rapports de production et travail favorables à la production.

Le propriétaire foncier et le paysan dans le cadre de leur contrat de partage reçoivent chacun une partie de la production. Ainsi,  $(1 - \theta)$  est la part affectée au propriétaire foncier, avec  $\theta$  la part du paysan, sachant que le paysan reçoit le tiers de la production. Le coût de l'effort du paysan ou sa désutilité est donnée par  $\frac{x}{2}e^2$ , tel que  $x > 0$  avec  $x$  l'index de fertilité de la terre.

Le programme de maximisation de l'utilité du propriétaire foncier est le suivant :

$$\begin{aligned} & \max_{\theta} (1 - \theta)eVa + m\theta eVa \\ \text{s.t. } & \theta \arg \max_{\theta} \left[ \theta eVa - \frac{x}{2}e^2 + m(1 - \theta)eVa \right] \geq 0 \end{aligned} \quad [4]$$

A partir de l'équation [4] on obtient  $e = \frac{\theta Va + m(1 - \theta)Va}{x}$ . Ce résultat confirme l'influence de la distance sociale (lien social et origine ethnique) sur l'effort du paysan et donc sur la production.

Il convient maintenant de proposer une vérification empirique de l'effet des liens sociaux et de l'origine ethnique sur la performance des contrats de métayage au centre-ouest ivoirien.

### 3- Méthode d'estimation

Etant donné l'objectif de notre recherche qui est d'analyser l'effet des liens sociaux sur la performance des contrats de métayage en cacao-culture, le modèle d'estimation est un modèle à effets aléatoires dont la forme fonctionnelle se présente comme suite :

$$y_{it} = \alpha + \sum_k \beta_k X_{kit} + \sum_p \phi_p Z_{pit} + \mu_i + \varepsilon_{it}, \text{ tels que } \begin{cases} i = 1, \dots, N \\ t = 1, \dots, T_i \end{cases}$$

avec :

$N$  , le nombre d'individus observés sur  $T_i$  périodes de temps et  $K$  variables explicatives,

$\alpha$  , désigne la composante fixe et  $\mu_i$  la composante stochastique individuelle,

$X_{kit}$  , désigne les facteurs explicatifs variables dans le temps,

$Z_{pi}$  , mesure l'effet des facteurs explicatifs invariants dans le temps,

$\varepsilon_{it}$  , le terme d'erreurs.

### 3.1- La spécification du modèle

Il s'en suit que le modèle à erreurs composées appliqué à la cacaoculture ivoirienne prend en compte les liens sociaux et l'origine ethnique susceptibles d'atténuer le risque d'aléa moral. Le modèle se présente comme suit :

$$y_{it}^p = \beta_0 + \beta_1 ds_{ijt} + \beta_2 se_t + \beta_3 sc_{it}^p + \beta_4 mg_{it}^p + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad [6]$$

avec :

$y_{it}^p$  , le logarithme de la production agricole réalisé par un paysan  $i$  sur la parcelle  $p$  à la période  $t$  . Cette variable mesure la performance des contrats de métayage,

$ds_{ijt}^t$  , un vecteur de variables explicatives mesurant la distance sociale à savoir l'origine ethnique entre un propriétaire foncier  $j$  et un paysan  $i$  du même groupe ethnique et les liens sociaux entre un propriétaire foncier  $j$  et un paysan  $i$  sur une parcelle  $p$  à la période  $t$  ,

$se_t$  , un vecteur de variables explicatives représentant les caractéristiques des parcelles et des ménages telles que l'âge des paysans et la superficie totale cultivée par le ménage en valeur logarithmique, les restrictions liées aux activités agricoles du manœuvre, les modes de contrôle desdites activités, l'état des équipements de production, les revenus hors ferme et l'appartenance à une organisation paysanne à la période  $t$  ,

$sc_i^p$  , un vecteur de variables explicatives prenant en compte la sécurité foncière du paysan  $i$  sur une parcelle  $p$  telles que le climat social et les modes d'accès à la terre à la période  $t$  ,

$mg_i^p$  , un vecteur de variables définissant les clauses du contrat de métayage entre un propriétaire foncier  $j$  et le paysan  $i$  sur une parcelle  $p$  à savoir la durée du contrat, son renouvellement et sa transmissibilité.

$\varepsilon_{it}$  est une perturbation aléatoire non observable telle que la variation de la qualité du sol, la sensibilité de la parcelle aux changements climatiques, etc.

$\mu_i$  , un effet individuel, une perturbation propre à chaque individu tel que l'effort du paysan  $i$  ,

$\beta_0$  est une constante.

$\beta_k$  sont les coefficients des variables régresseurs avec  $k = 1...4$

### 3.2- Eléments de méthode

#### *Zone d'étude*

Les enquêtes ont été réalisées dans les zones de production de cacao du centre-ouest ivoirien. Le climat est de type subéquatorial, chaud et humide. Les précipitations moyennes s'établissent à 1200 mm par an. Les températures moyennes annuelles sont comprises entre 24 et 28°C (Dibi Kangah et Mian, 2016). La végétation naturelle est la forêt dense humide. Elle couvrait près de 16 millions d'hectares dans les années 1960. Ayant été surexploitée, il n'en reste plus que des reliques estimées à moins de 2,5 millions d'hectares (FAO, 2003).

#### *Méthode d'échantillonnage et choix des sites d'enquêtes*

Une méthode d'échantillonnage stratifié a été privilégiée pour sélectionner les sites d'enquêtes. Quatre (4) strates ont été considérées à savoir l'identification de la principale région de production, des départements, des sous-préfectures et des localités (villages ou campements). S'agissant tout d'abord de la principale région de production, la région de la Nawa située au centre-ouest ivoirien, a été sélectionnée. La Région de la Nawa couvre quatre (04) départements à savoir Soubré, Buyo, Méagui et Guéyo. Cette région est un territoire doté d'atouts importants. En effet, la région de la Nawa est la première zone productrice de cacao en Côte d'Ivoire avec 400.000 tonnes par an, soit environ de 40% de la production nationale. Son climat adéquat a fait d'elle une région propice à l'installation de peuples originaires de divers horizons.

Ensuite, le département de Méagui a été retenu. De ce département, ont été sélectionnés 2 sous-préfectures. Il s'agit des sous-préfectures de Méagui et d'Oupoyo. Et enfin, à l'issue d'une pré-enquête réalisée auprès des différents présidents d'associations de producteurs de cacao, des représentants des jeunes et des chefs de communautés, un total de 10 localités, soit trois (3) villages et sept (7) campements ont été identifiés.

Suite à cette pré-enquête, un échantillon aléatoire initial de 40 producteurs de cacao a été défini afin de limiter autant que faire se peut des résultats biaisés.

En effet, l'échantillonnage boule de neige peut être source de biais de surreprésentation du fait de la forte représentation des caractéristiques sociales des répondants ayant des relations sociales plus développées aux dépens de celles aux relations sociales plus faibles (Erickson, 1979). L'invitation des participants à inviter leurs pairs à prendre part à l'étude permet de limiter le biais de sélection. De même, le quota de coupons réduit les biais associés à la surreprésentation des participants (Heckathorn, 2002). Ainsi, la définition de proportions de producteurs à interroger par groupe ethnique a permis de minimiser le biais de la surreprésentation des participants.

#### *Choix des producteurs et collecte des données*

Pour sélectionner les manœuvres agricoles producteurs de cacao en contrat de métayage, la technique d'échantillonnage par réseau ou boule de neige (Goodman, 1961) a été privilégiée. L'échantillonnage en boule de neige fait référence à un plan d'échantillonnage non probabiliste par dépistage de liens dans lequel un chercheur commence par une petite population d'individus connus et élargit l'échantillon en demandant à ces premiers participants d'en identifier d'autres qui devraient participer à l'enquête et ainsi de suite pour un nombre fixé d'étapes ou de cycles.

Le plan d'échantillonnage est donc un plan en boule de neige à une étape avec échantillon aléatoire initial de 40 nœuds. Nous nous sommes limités à suivre trois (3) sous-échantillons de liens à partir de ces nœuds. Ces sous-échantillons comprennent les Bakwés, les Baoulés et les Burkinabés dont les proportions de producteurs interrogés par groupe ethnique s'établissent respectivement à 21,31%, 27,32% et 28,69% (ENSEA, 2002). Cette technique nous a permis de restituer autant que faire se peut la diversité des rapports sociaux et des groupes ethniques.

Nous menons une étude sur les producteurs de cacao en contrat de métayage. Par conséquent, nous n'avions pas besoin d'un échantillonnage aléatoire qui inclut les producteurs en fermage ou en contrat de garantie. Certes l'échantillonnage en boule de neige peut ne pas aboutir à un échantillon représentatif des producteurs de cacao en contrat de métayage à des fins statistiques. Cependant, il est très simple à mettre en œuvre et une bonne technique pour mener des recherches qualitatives avec une population spécifique difficile à identifier ou à localiser. C'est donc une option viable pour l'échantillonnage rigoureux de populations réticentes ou méfiantes.

La méfiance des populations du département de Méagui vis-à-vis de l'enquêteur résulte de la crise militaro-politique que la Côte d'Ivoire a connu à partir de 1999. La crise a fragilisé les relations intercommunautaires de sorte à installer un climat de méfiance tant au sein des groupes ethniques (les migrants Baoulé et Burkinabé et les autochtones Bakwé) que vis-à-vis de l'enquêteur. La répression des autorités ivoiriennes du travail des enfants dans la cacaoculture ivoirienne a aussi accentué leur réticence. De plus, l'ouest et le sud-ouest ivoirien sont encore des zones de grandes insécurités et d'instabilité du fait des groupes rebelles et miliciens qui y ont régné en maître durant plusieurs années.

Pour que les producteurs acceptent d'identifier d'autres membres de leur groupe ethnique, il nous a fallu développer un rapport et une réputation de fiabilité et de confiance. Cela a nécessité un temps considérable à travers des séjours dans les villages et campements où nous avons été accueillis, nourris et logés par les autorités villageoises.

L'enquête a été réalisée avec le concours de l'Agence Nationale de Développement Rural de la région de San-Pédro. Elle a permis de collecter des informations portant sur les caractéristiques socioéconomiques, le statut du foncier, la nature des liens sociaux et l'origine ethnique, le niveau de la production, le climat social, etc. Les données ont été collectées auprès de 197 manœuvres agricoles producteurs de cacao en contrat de métayage. Elles ont été traitées et analysées à partir de la modélisation économétrique à l'aide du logiciel Stata16.

#### **4- Définition des variables et tests diagnostiques**

##### **4.1- La définition des variables**

###### *- La variable réponse*

La variable réponse est la performance des contrats de métayage mesurée à partir de la production agricole en kilogramme. Il s'agit de la quantité de cacao produite en fonction de la surface cultivée. La production agricole est déterminée pour chaque ménage pour les campagnes cacaoyères de 2016 et 2019, avec un rendement moyen de 498 kg/h.

###### *- Les variables régresseurs*

Les variables régresseurs comprennent les variables de la distance sociale, les caractéristiques des ménages et des parcelles, la sécurité foncière et les clauses des contrats.

Les variables de la distance sociale concernent l'origine ethnique des métayers et les liens sociaux entre les propriétaires fonciers et les métayers. Ces derniers sont en majorité composé de migrants (Baoulé principalement) : 50.25% et d'allogènes (Burkinabé notamment) : 36.54%. Les politiques d'accès à la terre et de migration prônées par les autorités ivoiriennes après l'indépendance en 1960 ont provoqué des vagues migratoires en provenance des autres régions de la Côte d'Ivoire et des pays à la frontière nord ivoirienne. Ainsi, on a assisté au déplacement des Baoulés suite à la destruction de leurs villages lors de la construction du barrage de Kossou au centre de la Côte d'Ivoire. Quant à la migration des Burkinabés, elle s'inscrit dans une longue historicité depuis la période coloniale jusqu'à ce jour. La variable origine ethnique privilégie les relations entre un propriétaire foncier et un manœuvre agricole du même groupe ethnique. Selon Kotchikpa (2017), cette variable peut être utilisée dans le modèle comme variable de restriction d'exclusion pour une identification plus robuste du modèle.

Quant aux liens sociaux, ils se réfèrent aux relations de parenté, d'alliance, de dépendance et de clientélisme. Ces relations se sont créées dans le cadre des rapports de travail et de production entre un propriétaire foncier et un manœuvre agricole. L'effet des liens sociaux sur les incitations à produire est nuancé. En ce qui concerne des relations de parenté, par exemple, Sadoulet et al., (1997) parle d'une excellente complémentarité entre des liens de parenté et les incitations à produire ; alors que Kassie et Holden (2007) et Holden et Bezabih (2008) soutiennent une véritable incompatibilité.

Les caractéristiques des ménages et des parcelles concernent l'âge du chef du ménage, la superficie totale cultivée par le ménage, l'état des équipements de production, les autres activités économiques, l'appartenance à une organisation paysanne, les restrictions liées aux activités agricoles et les moyens de contrôle de l'exécution du contrat. S'agissant tout d'abord de l'âge des exploitants, il varie entre 23 et 89 ans avec une moyenne de 51 ans. L'âge du chef de ménage est un élément déterminant pour l'expérience dans l'activité agricole. L'âge peut produire des effets positifs ou négatifs sur les adoptions de pratiques agro-environnementales (Baidu-Forson, 1999 ; Lapar et Pandey, 1999 ; Bekele et Drake, 2003), d'innovation (Kassie et al., 2013). En effet, les agriculteurs les plus âgés sont susceptibles d'avoir plus d'expérience en agriculture et de réagir favorablement à l'adoption d'innovation. Cependant, les jeunes agriculteurs ayant des horizons de planification plus longs, sont susceptibles d'investir davantage dans la conservation du sol (Amsalu et De Graaff, 2007).

La superficie totale cultivée par le ménage quant à elle, s'établit en moyenne à 1.62 hectare. Les ménages propriétaires de grande superficie de terre agricole peuvent mettre en location/métayage une partie de leur terre Edja (2001) ou en céder une partie pour permettre au manœuvre agricole de produire sa propre nourriture (Tano, 2012). Aussi, Kotchikpa (2017) montre que la superficie de la ferme peut être associée à une plus forte diversification des cultures chez les petits producteurs agricoles au Burkina Faso.

L'état des équipements de production porte sur les équipements hors d'usage, en panne ou en bon état. C'est une variable mesurant l'accès aux équipements agricoles. Pour Mesfin et al. (2011), l'accès aux équipements agricoles peut améliorer la diversification des cultures.

Pour ce qui est des revenus hors ferme, ils ont trait aux activités de commerce, de transport, à l'artisan et au sillage de bois (Bûcheron). L'accès aux revenus hors ferme peut améliorer le pouvoir de négociation (Hosaena et Ghebru, 2015), favoriser l'adoption des pratiques de conservation du sol (Mbagal-Semgalawe et Folmer, 2000) ou au contraire être associé à une faible incitation à l'adoption des pratiques d'agriculture durable (Amsalu et De Graaff, 2007).

L'appartenance à une organisation paysanne concerne les producteurs membres d'une coopérative agricole. Ces derniers peuvent être fréquemment en contact avec les services de vulgarisation et profiter des expériences des autres agriculteurs, membre de l'organisation (Adegbola et Gardebroek, 2007).

Les restrictions liées aux activités agricoles comprennent l'interdiction de mettre la parcelle en location, d'y exercer une autre activité autre que la cacaoculture, l'interdiction de consommer les produits de la parcelle et la non transmissibilité du contrat. Selon Foning et al. (2014), tant que le propriétaire ne peut pas s'engager de manière crédible dans la durabilité du contrat, les investissements spécifiques ne sont pas optimaux.

Les moyens de contrôle de l'exécution du contrat sont caractérisés par des visites régulières sur la parcelle, la confiance entre les deux parties, la présence permanente sur la parcelle, le suivi régulier des clauses du contrat, le suivi des travaux par les membres de la famille et le contrôle des résultats de la vente. Pour Cheung (1969), si l'effort de travail du métayer peut être observé et contrôlé sans frais par le propriétaire, l'hypothèse de l'inefficacité marshallienne du métayage peut être réfutée.

Les droits de propriété et la sécurité foncière ont été appréhendés par le biais de deux variables à savoir les modes d'accès à la terre et le climat social. Les modes d'accès à la terre portent sur l'héritage, l'achat et le don ou legs. Les études qui se sont davantage penchées sur la relation entre droits de propriété et revenu agricole se sont focalisées sur l'évaluation d'impact des programmes d'enregistrement et de certification foncière (titre foncier). Très peu ont porté sur l'impact des autres modes d'accès à la terre (location, métayage, héritage, prêt ou don,

etc.). Ainsi, Holden et Ghebru (2011) montrent que les dépenses par tête des ménages agricoles éthiopiens disposant de certificats fonciers augmentent avec la durée de la possession du certificat. De même, Mandola et Simtowe (2015) soutiennent que les ménages qui ont un titre foncier ont un revenu agricole significativement plus élevé que les ménages sans titre foncier au Malawi. Les droits de propriété clairement définis sont censés apaiser le climat social. Cette variable est appréhendée à travers les risques de conflit foncier, les affrontements interethniques et l'absence de conflit.

Pour finir, les variables relatives aux clauses du contrat de métayage visent à répondre aux trois questions suivantes : Le contrat est-il transmissible ? renouvelable ? Sa durée est-elle connue ? Plus précisément, il s'agit des contrats à durée connue, renouvelables et transmissibles ; des contrats à durée non connue, renouvelables et non transmissibles, des contrats à durée non connue, renouvelables et transmissibles, des contrats à durée non connue, renouvelables et non transmissibles. Le tableau ci-dessous présente la statistique descriptive des variables retenues dans le modèle en tenant compte de la qualité et de la disponibilité des données.

**Tableau 1 : Statistiques descriptives des variables du modèle**

Blocs de variables	Composantes des variables	Variabes	Mean	Std. Dev.	Description
<b>Distance sociale</b>	Origine ethnique	Autochtones	0,14	0,35	Le manœuvre agricole est autochtone (1=oui, 0=non)
		Migrants agricoles	0,48	0,5	Le manœuvre agricole est un migrant agricole, soit allogène, soit allochtone (1=oui, 0=non)
	Liens sociaux	Relation d'alliance	0,05	0,22	Le manœuvre agricole est lié au propriétaire foncier par une relation d'alliance (1=oui, 0=non)
		Relation de dépendance et de clientélisme	0,53	0,49	Le manœuvre agricole est lié au propriétaire foncier par une relation de dépendance et de clientélisme (1=oui, 0=non)
		Relation de parenté	0,22	0,41	Le manœuvre agricole est lié au propriétaire foncier par une relation de parenté (1=oui, 0=non)
<b>Caractéristiques des ménages et des parcelles</b>	Âge des paysans	Âge des paysans	51,26	11,52	Âge du chef de ménage en année révolue
	Superficie totale cultivée	Superficie totale cultivée	1,62	0,99	Superficie en hectare des parcelles cultivées (1=oui, 0=non)
	Restrictions liées au contrat	Faire que du cacao	0,005	0,07	Interdiction de produire d'autres cultures : Faire que du cacao (1=oui, 0=non)
		Non consommation des autres produits de la parcelle	0,005	0,07	Non consommation des autres produits de la parcelle (1=oui, 0=non)
	Contrôle de l'exécution du contrat	Contrôle de l'exécution du contrat : Contrôle des résultats de la vente	0,03	0,17	Contrôle des résultats de la vente (1=oui, 0=non)
		Contrôle de l'exécution du contrat : Présence permanente sur la parcelle	0,005	0,07	Présence permanente sur la parcelle (1=oui, 0=non)
	Revenu hors ferme	Artisan	0,18	0,38	Revenu hors agricole provenant de l'artisanat (1=oui, 0=non)
		Bûcheron	0,025	0,15	Revenu hors agricole provenant du sillage de bois (1=oui, 0=non)
	Etat des équipements de production	Equipements en bon état	0,19	0,39	Equipements en bon état (1=oui, 0=non)
	Responsabilité sociale	Appartenance à une organisation paysanne	0,55	0,49	Membre de coopérative (1=oui, 0=non)
<b>Sécurité sociale</b>	Mode d'accès à la terre	Héritage	0,25	0,43	Mode d'accès à la terre par héritage (1=oui, 0=non)
		Achat	0,29	0,45	Mode d'accès à la terre par achat (1=oui, 0=non)
	Climat social	Affrontements interethniques	0,22	0,41	Affrontements interethniques (1=oui, 0=non)
Clause du	Clause du	Durée non connue	0,01	0,12	Durée non connue renouvelable non

contrat	contrat	renouvelable non transmissible			transmissible (1=oui, 0=non)
		Durée connue renouvelable non transmissible	0,02	0,15	Durée connue renouvelable non transmissible (1=oui, 0=non)

**Source :** Données enquête à partir de Stata16.

Les statistiques descriptives sur les variables utilisées dans les analyses sont présentées dans le Tableau 1 ci-dessous. Les statistiques montrent que les métayers de l'échantillon sont 63% autochtones contre 48% pour les migrants agricoles, notamment les burkinabé et les baoulé. De plus, 5% d'entre eux sont liés aux propriétaires fonciers par des relations d'alliance, 53% par des relations de dépendance et de clientélisme et 22% par des relations de parenté.

#### 4.2- Tests diagnostiques

Tout d'abord, le test de Hsiao a été réalisé en vue de choisir la spécification du modèle. Les résultats du test de Fisher  $F_3 = 22.24 > F_{196,571}^{0.05} = 1.00$  rejettent l'hypothèse nulle d'égalité des constantes. Ainsi, le panel admet une structure à effets individuels. Par la suite, trois autres tests ont été réalisés en vue de déterminer le type de modèle à estimer, d'une part et de corriger le biais d'endogénéité, d'autre part. Le biais d'endogénéité provient du rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des erreurs dans le temps car la Prob > F = 0.00 est inférieure à 5% (Voir annexe).

Les trois autres tests concernent les tests du multiplicateur de Lagrange, de suridentification de Sargan et d'endogénéité de Hausman. Premièrement, le test du multiplicateur de Lagrange (voir annexe) nous a permis de valider empiriquement le choix d'une structure à erreurs composées. La probabilité du test d'hétérogénéité (Prob>chibar2=0.00) étant inférieure au seuil de 5%, les effets aléatoires sont donc globalement significatifs. Le test accepte donc la spécification d'une structure à erreurs composées. Deuxièmement, pour remédier au problème de l'endogénéité de l'origine ethnique des manœuvres agricoles, nous avons estimé un modèle avec variables instrumentales. Le test de suridentification de Sargan (voir annexe) a permis de tester la validité des instruments utilisés. La probabilité du test étant de 0.31 > 5%. On accepte donc l'hypothèse nulle  $H_0$ , de validité des instruments. Troisièmement, la robustesse des estimations a été mise à l'épreuve à travers le test d'endogénéité de Hausman (voir annexe). Les résultats montrent que les estimations de l'origine ethnique des manœuvres agricoles, instrumentalisées par celle de leur épouse ne sont pas biaisées. En effet, la probabilité du test (P = 0.07) étant supérieur au seuil critique de 5%, on accepte l'hypothèse nulle d'exogénéité des variables. Les résultats du modèle avec variables instrumentales sont analysés au point suivant.

#### 5- Résultats et interprétations

**Tableau 2 : Robustesse de l'estimation par variables instrumentales**

Variables		Coef.	P-Value
Origine ethnique	Migrants	0.16	0.05**
	Autochtones	0.41	0.00*
Liens sociaux	Relation d'alliance	-0.26	0.00*
	Relation de dépendance et de clientélisme	-0.18	0.00*
	Relation de parenté	-0.14	0.00*
Âge des exploitants	Âge	0.29	0.00*
Superficie totale cultivée	Superficie	0.71	0.00*
Etat des équipements	Équipements de production en bon état	0.13	0.00*
Restrictions liées au contrat	Faire que du cacao	0.65	0.00*
	Non consommation des autres produits de la parcelle	0.57	0.00*
Moyens de contrôle de l'exécution du contrat	Contrôle des résultats de la vente	-0.09	0.34
	Présence permanente sur la parcelle	0.50	0.00*

Revenus hors ferme	Artisan	-0.18	0.00*
	Bûcheron	-0.41	0.00*
Appartenance à une organisation paysanne	Membre de coopérative	-0.12	0.00*
Mode d'accès à la terre	Accès à la terre par héritage	0.24	0.00*
	Accès à la terre par achat	0.22	0.00*
Climat social	Affrontements interethniques	-0.26	0.00*
Clause du contrat	Durée connue, contrat renouvelable et non transmissible	-0.60	0.00*
	Durée non connue, contrat renouvelable et non transmissible	-0.39	0.00*
_cons		5.94	0.00*
Number of obs = 788 Wald chi2(20) = 2184.48 Prob > chi2 = 0.00 R-squared = 0.57 Root MSE = 0.43			

NB: \*Significativité au seuil de 1% ; \*\*Significativité au seuil 5%

### **Source : Données enquête à partir de Stata16.**

Tout d'abord, en prenant en compte l'hétérogénéité des liens sociaux, les résultats montrent que les incitations à produire diminuent en présence de relations d'alliance, de parenté, de dépendance et de clientélisme. Les arrangements contractuels qui ont permis aux manœuvres agricoles d'accéder à la terre ont été remis en cause par les descendants des propriétaires fonciers et provoqué une faible incitation à produire de la part des manœuvres agricoles. De même, les relations de parenté sont associées à une variation négative et significative de la production. Ce résultat est contraire à celui de Sadoulet et al. (1997) qui montrent que l'aléa moral est atténué dans les contrats de métayage en présence de liens de parenté. Un tel résultat s'oppose aussi à celui de Kassie et Holden (2007) et Holden et Bezabih (2008) qui soutiennent une efficacité marshallienne dans les exploitations non gérées par des parents aux dépens des exploitations gérées par des parents. L'inefficacité marshallienne associée aux contrats de métayage dans la cacaoculture ivoirienne repose essentiellement sur la déstructuration des rapports de travail et de production du fait des conflits fonciers (Tano, 2012). La méfiance entre propriétaire foncier et manœuvre agricole parenté d'une part, et entre propriétaire foncier et manœuvre agricoles apparenté d'autre part accentue le risque d'insécurité foncière. Alors que la sécurité foncière peut jouer un rôle important dans l'amélioration des activités agricoles à travers l'intensification agricole et l'amélioration de la fertilité de la terre (Chankrajang, 2015). Ainsi, le climat de méfiance induit une inefficacité des contrats de métayage.

Les résultats indiquent aussi que les incitations à produire augmentent significativement pour les manœuvres agricoles autochtones et pour les migrants en provenance des autres régions de la Côte d'Ivoire (les allochtones) et des pays à la frontière nord ivoirienne (Allogènes). Autrement dit, un manœuvre agricole allogène, par exemple, en contrat de métayage avec un propriétaire du même groupe ethnique est davantage incité à produire que lorsqu'il est associé à un propriétaire foncier d'un autre groupe ethnique. C'est l'absence de menace d'expulsion et la sécurité foncière qui incitent à l'effort de production. En effet, dans un contexte d'épuisement des ressources forestières, d'une part et de risques d'affrontements interethniques d'autre part, la méfiance entre producteurs et manœuvre peut être atténuée par la prise en compte des rapports de travail et de production au sein d'un même groupe ethnique. Ce résultat s'oppose aux conclusions de Bardhan (1984) et Banerjee et al. (2002) qui à partir de modèles d'agent à deux périodes ont montré comment une menace d'expulsion sur des performances insatisfaisantes peut inciter l'agent à travailler dur au cours de la première période.

De même la production augmente de façon significative avec l'âge des exploitants, la superficie totale cultivée et lorsque les équipements de production sont en bon état. Les expériences accumulées par les migrants en provenance des anciennes boucles du cacao (sud-est notamment) en matière de lutte contre les ravageurs de culture, de gestion des conflits et de stratégies d'adaptation au changement climatique (Tano, 2012) sont favorables à l'amélioration de la production.

De plus, les incitations à produire proviennent aussi des restrictions liées au contrat. Plus précisément, l'inefficacité marshallienne est atténuée lorsqu'il est interdit aux manœuvres de consommer les autres produits de la parcelle tels que le bois de chauffe, les produits vivriers, etc. (autres que ceux tirés de la parcelle qui lui a été offerte en début de contrat), d'une part et de ne mener aucune autre activité de production autre que celle de la cacaoculture sur la parcelle en métayage, d'autre part. Dans ce cas, l'essentiel de l'effort du manœuvre est orienté à la seule production de cacao, l'objet du contrat.

Les résultats indiquent aussi que l'accès à la terre par héritage et par achat est significativement associé à une variation positive de la production. Un tel résultat peut s'expliquer par la réduction de l'insécurité foncière qui affecte positivement le comportement d'investissement et de production des manœuvres agricoles. Ce résultat qui confirme l'hypothèse que l'insécurité foncière relative à la faible titrisation des terres qui est défavorable à l'investissement, est conforme aux conclusions de Falco, Laurent-Lucchetti et Veronesi (2015). Ces derniers soutiennent que la sécurité foncière réduit de 40% la probabilité d'un ménage agricole de connaître des conflits fonciers en Éthiopie. C'est pratiquement tous les conflits fonciers qui sont éliminés du fait des droits de propriété sécurisés en Amazonie brésilienne selon Fetzer et Marden (2016).

Cependant, le contrôle de l'exécution du contrat en amont, c'est-à-dire au moment de la vente des produits est associé à une variation négative mais non significative de la production. Par contre, lorsque le contrôle de l'exécution du contrat est effectué en aval, c'est-à-dire pendant l'exécution du contrat de travail à travers la présence permanente du propriétaire foncier sur la parcelle, l'hypothèse de l'inefficacité marshallienne (Marshall, 1920) est atténuée avec une incitation à la production du manœuvre. Ce dernier ne peut se dérober à l'effort.

Alors que Hosaena et Ghebru (2015) soutiennent que le statut économique peut améliorer le pouvoir de négociation et réduit le risque d'expulsion, nos résultats indiquent au contraire que le statut économique des ménages est significativement associé à une variation négative de la production. Plus précisément, il y a diminution de la production pour les ménages qui ont accès à un revenu hors ferme telles que le sillage de bois et l'artisanat. Un tel résultat peut s'expliquer par la faiblesse des revenus tirés de ces activités secondaires du manœuvre. Ce qui ne lui permet pas d'améliorer son pouvoir de négociation.

Aussi, les résultats montrent une inefficacité marshallienne en présence d'un manœuvre agricole membre d'une coopérative. Un tel résultat peut s'expliquer par la méfiance des producteurs vis-à-vis des coopératives qui sont souvent accusés de détournement de fonds ou de mauvaises gestions. En effet, les difficultés de financement et les querelles internes qui affaiblissent les coopératives ont occasionné des départs massifs de producteurs d'après le témoignage d'un producteur baoulé à Korhoh au sud-ouest ivoirien : « *les coopératives nous ont toujours déçu. On vend individuellement nos produits* » (Tano, 2012).

De même, les résultats montrent que les incitations à produire diminuent en présence d'affrontements interethniques. Le renouvellement des générations ayant conduit à la remise en cause des arrangements contractuels qui ont permis à beaucoup de manœuvre agricole d'accès à la terre, les conflits fonciers tiennent au sentiment d'insécurité de chaque partie. D'un côté, les autochtones ont peur de perdre leurs terres ancestrales tandis que, de l'autre côté, les migrants ont peur qu'on leur reprenne les terres qu'ils cultivent depuis des décennies. Nos résultats sont conformes à ceux de Baumann et al. (2015) et Eklund et al. (2016) qui soutiennent que les conflits entraînent une baisse de la production agricole du fait de l'exode rural et des pertes en vie humaine. Ce résultat qui confirme aussi les affirmations selon lesquelles la sécurité foncière atténue la menace d'expulsion et le risque d'aléa moral est conforme aux conclusions de Bellemare et al. (2018). Ces auteurs ont montré dans le cas du Vietnam, que la garantie de la sécurité foncière peut être associée à une plus grande probabilité d'investissement en cultures annuelles dans la technologie d'irrigation ou la conservation des sols et de l'eau du fait de l'absence de la menace d'expulsion. Par contre, Eklund et al. (2017) montrent une expansion des terres cultivées en 2015 dans les pays sous contrôle de l'Etat Islamique, notamment en Syrie et en Irak. L'effet des conflits sur l'agriculture dépend de la nature du conflit selon Noubissi et Njangan (2020).

Les résultats démontrent aussi que les incitations à produire sont mauvaises lorsque la durée du contrat est connue. Fixer une durée au contrat peut être interprétée par le paysan comme un frein à l'accès au foncier et par conséquent une moindre incitation à l'effort. Ces résultats ne sont pas conformes à ceux de Foning et al. (2014)

qui montrent que tant que le propriétaire ne peut pas s'engager de manière crédible dans la durabilité du contrat, les investissements spécifiques ne sont pas optimaux. Il en est de même pour la non transmissibilité des contrats. Aussi, lorsque la durée du contrat n'est pas connue, sa non transmissibilité peut supposer une rupture du contrat et la remise en cause des possibilités des descendants du manœuvre d'accéder au foncier. Ainsi, les incitations à produire proviennent des clauses du contrat, notamment lorsque le contrat est renouvelable et transmissible. En espérant un renouvellement de son contrat jusqu'à l'aboutissement d'une cession de terre, le manœuvre est davantage incité à l'effort.

## 6- Conclusion

Des relations de dépendance et de clientélisme naissent suite à l'accueil du migrant par un tuteur qui lui confie une parcelle à exploiter en échange de prestations sociales (Delville et al., 2001). Ces arrangements contractuels, définis dans le cadre des contrats de métayage, ne sont jamais indépendants des relations sociales qui les lient. Cet article vise à étudier l'effet des liens sociaux et de l'origine ethnique sur la performance des contrats de métayage dans la cacaoculture ivoirienne. Les données proviennent de ménages cacaoculteurs cultivant plusieurs parcelles en métayage au centre-ouest ivoirien. En prenant en compte de l'hétérogénéité des liens sociaux, les résultats montrent que les incitations à produire diminuent en présence de relations d'alliance, de dépendance et de parenté. Les arrangements contractuels qui permettaient aux manœuvres agricoles l'accès à la terre ont été remis en cause par les descendants des propriétaires fonciers et provoqué une faible incitation à produire de la part des manœuvres agricoles. L'inefficacité marshallienne associée aux contrats de métayage dans la cacaoculture ivoirienne repose essentiellement sur la déstructuration des rapports de travail et de production du fait des conflits fonciers. La méfiance entre propriétaire foncier et manœuvre agricole parenté d'une part, et entre propriétaire foncier et manœuvre agricoles apparenté d'autre part, a accentué le risque d'insécurité foncière. Les résultats indiquent aussi que les incitations à produire augmentent significativement entre manœuvres agricoles et propriétaires fonciers du même groupe ethnique. En favorisant les incitations à produire, l'appartenance au même groupe ethnique peut réduire les affrontements intra-ethniques, d'une part et constituer une garantie sécuritaire pour les deux parties, d'autre part. Ainsi, le renforcement des droits de propriété et l'amélioration du statut économique des paysans peuvent inciter à l'effort et améliorer la production agricole.

## Bibliographie

- Adegbola P. & Gardebroek C. (2007) « The effect of information sources on technology adoption and modification decisions », *Agricultural Economics*, vol.37, n°1, p.55-65.
- Amsalu, A. & De Graaff J. (2007) « Determinants of adoption and continued use of stone terraces for soil and water conservation in an Ethiopian highland watershed », *Ecological Economics*, vol.61, n°2-3, p.294–302.
- Baidu-Forson J. (1999) « Factors influencing adoption of land enhancing technology in the Sahel: lessons from a case study in Niger », *Agricultural Economics*, vol.20, n°3, p.231-239.
- Banerjee, A. V., Gertler, P. J. & Ghatak, M. (2002) « Empowerment and Efficiency: Tenancy Reform in West Bengal », *Journal of Political Economy*, vol.110, n°2.
- Bardhan, P. (1984) « Land, Labor and Rural Poverty: Essays in Development Economics », Columbia University Press, New York and Oxford University Press, New Delhi.
- Baumann M., V.C. Radeloff, V. Avedian, & T. Kuemmerle (2015) « Land-use change in the Caucasus during and after the Nagorno-Karabakh conflict », *Regional Environmental Change*, n°15, p.1703–1716, <https://doi.org/10.1007/s10113-014-0728-3>
- Becker, G. S. (1976) « Altruism, egoism, and genetic fitness: Economics and sociobiology », *Journal of Economic Literature*, vol.4, n°3, p.817–826.
- Chauvin E. et Magrin G. (2020) « Violences et régionalisation en Afrique centrale », *Belgeo* [En ligne], 4 | 2020, mis en ligne le 09 novembre 2020, consulté le 22 février 2021, url: <http://journals.openedition.org/belgeo/43632>, DOI : <https://doi.org/10.4000/belgeo.43632>.
- Chankrajang T. (2015) « Partial Land Rights and Agricultural Outcomes: Evidence from Thailand », *Land Economics*, vol.91, n° 1, p.126-148.
- Cheung, Steven N.S. (1969) « The Theory of Share Tenancy », University of Chicago Press, Chicago
- Dibi Kangah P A., Mian K. A. (2016) « Analyse agroclimatique de la zone cacaoyère en Côte d’Ivoire », *Revue de Géographie de l’Université Ouaga I Pr Joseph KI-ZERBO*, vol.2, n°05, Oct., p.45-68.
- Dubois P. (2002) « Moral Hazard, Land Fertility and Sharecropping in a Rural Area of the Philippines », *Journal of Development Economics*, vol.68, n°1, p.35-64.
- Dubois P. (2001) « Contrats agricoles en économie du développement: une revue critique des théories et des tests empiriques », *Revue d'économie du développement*, 9ème année n°3, p.75-106; doi : <https://doi.org/10.3406/recod.2001.1065>.
- Eklund L., Degerald, M., Brandt, M., Prishchepov, A. V., & Pilesjö, P. (2017) « How conflict affects land use: Agricultural activity in areas seized by the Islamic State », *Environmental Research Letters*, 12(5) 054004, DOI: [10.1088/1748-9326/aa673a](https://doi.org/10.1088/1748-9326/aa673a)
- Eklund L., Persson A. & Pilesjö P. (2016) « Cropland changes in times of conflict, reconstruction, and economic development in Iraqi Kurdistan », *Ambio*, n°45, p.78–88. <https://doi.org/10.1007/s13280-015-0686-0>
- ENSEA (2002) Programme pour la durabilité des cultures arbustives : production et offre du cacao et du café en Côte d’Ivoire, Ecole Nationale Supérieure de l’Economie Appliquée, Rapport d’Enquête, Abidjan, 128p.

Erickson, B.H. (1979) « Some problems of inference from chain data », *Sociological Methodology*, vol.10, p. 276-302.

FAO (2003) L'étude prospective du secteur forestier en Afrique (FOSA) : Document national de prospective - Côte d'Ivoire, <http://www.fao.org/docrep/003/X6780F/X6780F00.htm>, consulté le 21 juillet 2021.

Fetzer T. & Marden S. (2016) « Take what you can: property rights, contestability and conflict », discussion papers (SERCDP0194), Spatial Economics Research Centre, London, UK.

Foning N., Kane M., Ambagna G. Q., Fondo J. J. & Abayomi Oyekale S. (2014) « The effect of incomplete land tenure contracts on agricultural investment and productivity in Cameroon », *Journal of Food, Agriculture & Environment*, vol.12, n°1, p.234-237.

Ghebru H. & Holden S. T. (2015) « Reverse-share-tenancy and agricultural efficiency: Farm-level evidence from Ethiopia », *Journal of African Economies*, vol.24, n°1, p.148-171.

Ghebru H. & Holden S. T. (2015) « Technical Efficiency and Productivity Differential Effects of Land Right Certification: A Quasi-Experimental Evidence », *Quarterly Journal of International Agriculture*, vol.54, n°1, p.1-31.

Goodman L. A. (1961) « Snowball sampling », *Annals of Mathematical Statistics*, vol.20, p.572-579.

Heckathorn, D.D. (2002) « Respondent driven sampling II: deriving valid population estimates from ChainReferral samples of hidden populations », *Sociological Problems*, vol.49, Suppl. 1, p.11-34.

Hochman, H., & Rodgers, J. (1969) « Pareto optimal redistribution », *American Economic Review*, vol.59, n°4, p.542-557.

Holden S. T. & Bezabih M. (2008) « Gender and Land Productivity on Rented Land in Ethiopia », In: S. T. Holden, K. Otsuka and F. M. Place. *The Emergence of Land Markets in Africa: Impacts on Poverty, Equity, and Efficiency*. Washington DC, Resource For the Future (RFF) publisher.

Holden S.T. & Ghebru H. (2011) « Household welfare effects of low-cost land certification in Ethiopia. Center for Land tenure studies », Working Paper, n°03/11. [http://www.umb.no/statisk/clts/papers/CLTS\\_WP3\\_2011.pdf](http://www.umb.no/statisk/clts/papers/CLTS_WP3_2011.pdf), consulté le 20 septembre 2021.

Kassie M. & Holden S. (2007) « Sharecropping Efficiency in Ethiopia: Threats of Eviction and Kinship », *Agricultural Economics*, vol.37, n°2-3, p.179-188.

Kassie M., Jaleta M., Shiferaw B., Mmbando F., & Muricho G. (2013) « Adoption of interrelated sustainable agricultural practices in smallholder systems: evidence from Tanzania », *Technological Forecasting and Social Change*, vol.80, n°3, p.525-540.

Kotchikpa G. L. (2017) *Droits de propriété foncière, aversion au risque et performance des petits producteurs agricoles*, Thèse de doctorat en agroéconomie, Québec, Canada, 174p.

Di Falco S., Laurent-Lucchetti J., Veronesi M. (2015) *Property rights and conflicts: theory and evidences from the Highland of Ethiopia Preliminary and incomplete*, disponible sur [https://www.tse-fr.eu/sites/default/files/TSE/documents/conf/energy\\_climat/Papers/laurent-lucchetti.pdf](https://www.tse-fr.eu/sites/default/files/TSE/documents/conf/energy_climat/Papers/laurent-lucchetti.pdf), consulté le 28 janvier 2020.

Lapar A. L., & Pandey S. (1999) « Adoption of soil conservation: the case of the Philippine uplands », *Agricultural Economics*, vol.21, n°3, p.241-256

Lavigne Delville, P., Toulmin, C., Colin, JP et Chauveau, JP (2001). L'accès à la terre par les procédures de délégation foncière (Afrique de l'Ouest rurale): Modalités, dynamiques et enjeux. Paris: IIED, GRET, IRD RÉFO.

Mandola, M., and Simtowe, F. (2015) « The Welfare Impact of Land Redistribution: Evidence from a Quasi-Experimental Initiative in Malawi », *World Development*, 72, p.53–69.

Mbaga-Semgalawe Z., & Folmer H. (2000) « Household adoption behaviour of improved soil conservation: the case of the North Pare and West Usambara Mountains of Tanzania », *Land Use Policy*, vol.17, n°4, p.321–336.

Mesfin W., Fufa B., & Haji J. (2011) « Pattern, trend and determinants of crop diversification: Empirical evidence from smallholders in Eastern Ethiopia », *Journal of Economics and Sustainable Development*, vol.2, p.78–89.

Noubissi D. E. & Njangan H. (2020) « The impact of terrorism on agriculture in African countries », *African Development Review*, p.1-14.

Ostrom E. (2010) *Gouvernance des biens communs*, De Boeck, Bruxelles.

Pi J. (2013) « A New Solution to the Puzzle of Fifty- Fifty Split in Sharecropping », *Ekonomiska istraživanja-Economic Research*, vol.26, n°2, p.439-450.

Sadoulet E., De Janvry, A., & Fukui, S. (1997). The meaning of kinship in sharecropping contracts. *American Journal of Agricultural Economics*, vol.79, n°2, 394-406.

Stiglitz J.E. (1974). Incentives and risk sharing in sharecropping. *The Review of Economic Studies*, 219-255.

Tano A. M. (2012) *Crise cacaoyère et stratégies des producteurs de la sous-préfecture de Méadji au sud-ouest ivoirien*, Thèse de Doctorat, Umr Dynamiques Rurales, université de Toulouse 2-Le Mirail (France).

## Annexes

### 1. Test d'autocorrélation des résidus

```
Source |      SS      df    MS    Number of obs =    197
-----+----- F(3, 193)    = 5757.61
   Model | 93.1821695      3 31.0607232 Prob > F      = 0.0000
   Residual | 1.04118105     193 .00539472 R-squared    = 0.9889
-----+----- Adj R-squared = 0.9888
   Total | 94.2233506     196 .480731381 Root MSE    = .07345
```

```
-----+-----
   u |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|   [95% Conf. Interval]
-----+-----
   u |
   L1. | 1.473595   .0589769   24.99  0.000   1.357273   1.589917
   L2. | -.1646747  .1055285   -1.56  0.120  -.3728119  .0434625
   L3. | -.2909559  .0521679   -5.58  0.000  -.3938483  -.1880634
   |
  _cons | -.0178475  .0055376   -3.22  0.001  -.0287694  -.0069256
-----+-----
```

### 2. Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

production[Ménage\_id,t] = Xb + u[Ménage\_id] + e[Ménage\_id,t]

Estimated results:

```
      |      Var      sd = sqrt(Var)
-----+-----
production | .2477881   .4977832
   e | .025641   .1601282
   u | .1885544   .4342286
```

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 148.62  
Prob > chibar2 = 0.0000.

### 3. Tests of endogeneity

Ho: variables are exogenous

Robust score chi2(1) = 3.13357 (p = 0.0767)  
Robust regression F(1,766) = 3.13458 (p = 0.0770)

. estat firststage

First-stage regression summary statistics

```
-----+-----
      |      Adjusted   Partial   Robust
Variable | R-sq.   R-sq.   R-sq.   F(2,766) Prob > F
-----+-----
Migrants | 0.3846  0.3677  0.1646  60.6068  0.0000
-----+-----
```

### 4. Test of overidentifying restrictions

Score chi2(1) = 1.00606 (p = 0.3158)