

## « Appartenance ethnique, accès à la terre et production de cacao en contrat de métayage »

### Résumé

Cet article avait pour objectif d'analyser l'effet de l'appartenance ethnique sur la production de cacao en contrat de métayage dans la région de la Nawa, au Centre-ouest de la Côte d'Ivoire. Elle estime les déterminants de la production de cacao à partir de la méthode de panels d'erreurs corrélés, corrigées (PCSE). Il ressort des résultats que l'augmentation de la production de cacao en contrat de métayage est liée à l'âge, au Sexe, à la superficie totale cultivée, au statut du propriétaire terrien, au contrôle des activités du manœuvre agricole de même que l'appartenance des cocontractants à la même ethnie. Ces résultats nous permettent d'élaborer des recommandations de politique agricole dans divers domaines à l'endroit des propriétaires fonciers, des manœuvres agricoles et du Gouvernement.

**Mots clés : Cacaoculture, Contrat de métayage, liens sociaux, panels d'erreurs corrélés, corrigées, Côte d'Ivoire.**

### Abstract

The aim of this article was to analyze the effect of ethnicity on cocoa production under sharecropping contracts in the Nawa region of west-central Côte d'Ivoire. It estimates the determinants of cocoa production using the correlated error corrected panel (CERP) method. The results show that the increase in cocoa production under sharecropping contracts is linked to age, gender, total area under cultivation, landowner status, control over farming activities and the ethnicity of the co-contractors. These results enable us to develop agricultural policy recommendations in various areas aimed at landowners, farm labourers and the Government.

**Key words: Cocoa farming, sharecropping contract , Ethnicity, correlated error panels, corrected, Ivory Coast.**

JEL : D1, O13, O18, Q12, Q15

M. Assi Tano Maxime  
Université Peleforo Gon Coulibaly (Korhogo)  
M. Kouassi Dedje Sylvestre Éric  
Université Peleforo Gon Coulibaly (Korhogo)  
M. SOUMAHORO SEKOU  
Coordonnateur des activités communautaires DRSHPCMU PORO (Korhogo)

## Introduction

En Afrique, les modalités d'accès à la terre et l'amélioration de la production agricole dans les zones rurales sont en crise depuis plusieurs décennies (Ruf et Varlet, 2017 ; Barral et Pinaud, 2017 ; Ruf, 2011). L'organisation des échanges fonciers fonctionne comme un moyen de choix dans lequel l'appartenance ethnique joue un rôle important. L'appartenance ethnique fait référence à un groupe d'individus partageant une langue et des croyances culturelles communes (William et Ron, 2013). L'accès à la terre est façonné par des pratiques coutumières, supervisées par les chefs traditionnels (Ouédraogo et Millogo, 2007).

Les contestations ethniques sur les terres et les ressources naturelles dans les zones coutumières rurales ont fait l'objet d'une large attention de la part des chercheurs (Manji, 2020). La raison principale de ces contestations réside dans l'épuisement des terres du fait du changement climatique (Ruf, 2018) et des pressions foncières suite à l'importance des vagues de migrants internes et externes cherchant à améliorer leurs conditions de vie (Lavigne *et al.*, 2003). La rareté des espaces forestiers disponibles pour l'installation des migrants conduit certains à occuper les forêts classées (Jagoret *et al.*, 2020). Pourtant, l'agriculture, principale source de survie de beaucoup de personnes vivant en milieu rural, nécessite un accès sûr à des terres productives pour les producteurs (Daudu *et al.*, 2022). L'accès à la terre peut contribuer à accroître la productivité agricole et le potentiel de revenus en milieu rural.

Beaucoup travaux scientifiques sur l'étude du foncier agricole mettent en évidence la capacité à payer des agriculteurs comme mode d'accès au foncier (Cavailhès *et al.*, 2011). Cette approche fait donc des prix, la clé de l'analyse de la distribution des terres. Pour d'autres auteurs, les disparités entre les sexes (Bhatasara et Chiweshe, 2017 ; Mutopo, 2011), l'appartenance à une lignée ou à un clan (Mujere, 2011 ; Tsikata, 2015) demeurent aussi une préoccupation majeure de l'accès à la terre. Certains auteurs présentent l'ethnicité (Tsikata, 2015) et l'âge (Chipenda, 2018 ; Chiweshe *et al.*, 2015) comme les principaux marqueurs de l'accès et du contrôle de la terre. Cependant, l'ethnicité peut être à la fois un marqueur d'inclusion ou d'exclusion (Obala, 2011 ; Barral et Pinaud, 2017), une source inégalités sociales et économiques (Levy *et al.*, 2005) et à l'origine de tensions et de conflits fonciers (Obala, 2022 ; Gebeyehu, 2022). Ces travaux montrent donc que l'accès à la terre n'est pas ouvert à tous dans les mêmes conditions, particulièrement dans une région agricole de forte

diversité ethnique du fait des migrations et où la concurrence sur les terres est forte. Pour ce faire, l'effet de l'accès à la terre sur la production agricole peut être mitigé, ce qui nécessite un réexamen de la question. La question centrale que soulève une telle préoccupation est la suivante : quels effets l'appartenance ethnique peut-elle produire sur la production agricole ?

A ce propos, le Centre-ouest de la Côte d'Ivoire constitue un cadre propice à l'analyse de telle question. En effet, cette région, relativement fertile, attire depuis plusieurs décennies un grand nombre de migrants internes et externes cherchant à améliorer leurs conditions de vie (Hema et al., 2018 ; Ruf, 2018). Au moins trois modes d'accès à la terre peuvent être établis suite à l'accueil du migrant agricole par son tuteur. Il s'agit du contrat de métayage avec partage de la production, le fermage, un contrat de location de terre et le salariat où le manœuvre agricole est un employé. Il ne travaille donc pas à son compte. De ces trois modes d'accès à la terre, le métayage est le plus répandu du fait de sa capacité à valoriser le capital foncier (Colin et Bignebat, 2010). C'est d'ailleurs l'arrangement contractuel privilégié dans ce travail dont l'objectif est d'approfondir notre compréhension de l'influence de l'appartenance ethnique sur la production de cacao en contrat de métayage.

Après avoir exposé la revue de la littérature, nous présentons la méthode de collecte de données et spécifions le modèle. Avant la conclusion, les résultats de la recherche sont présentés et discutés.

## **1- Revue de littérature**

### **1.1. Eléments d'obstacles à la production agricole**

Un accès inadéquat à la terre, au financement et à la technologie, un régime politique incohérent, un manque d'infrastructures et les impacts défavorables du changement climatique ont tous été soulignés dans la littérature comme des obstacles à la production agricole et à la sécurité alimentaire (FAO, 2017 ; Oladapo et Olajide, 2015).

Daudu *et al.* (2022) ont identifié une série de facteurs susceptibles d'influencer l'accès à la terre et par ricochet la production agricole des ménages au Nigéria. Il s'agit de l'état matrimonial, le sexe, le niveau d'éducation, l'accès au crédit et l'appartenance à une association. Dans le cas du Burkina

Faso, Kotchikpa (2017) montre que la superficie de la ferme peut être associée à une plus forte diversification des cultures chez les petits producteurs agricoles.

L'effet de l'aléa climatique, facteur non observable, sur la production agricole a été analysé par beaucoup d'auteurs, notamment par Bunn *et al.* (2017) et Acheampong *et al.* (2013). Ces auteurs craignent que les principales régions productrices de cacao soient complètement inadaptées à la production. En effet, la hausse des températures peut être associée à de faibles taux d'assimilation causés par un déficit de pression de vapeur pendant la saison sèche (Acheampong *et al.*, 2013) avec des conséquences néfastes sur la production de cacao (FAO, 2007). D'autres auteurs ont conclu dans leurs études que les impacts négatifs du changement climatique en Afrique de l'Ouest affectent la production de cacao (Läderach *et al.*, 2013 ; Schroth *et al.* 2016) et les rendements (Anim-Kwapong et Frimpong, 2008). Le changement climatique, en limitant les zones propices à la cacaoculture (Jagoret *et al.*, 2020), exacerbe la pression parasitaire, entraînent la dégradation précoce du verger et la réduction des rendements des exploitations (FIRCA, 2010).

## **1.2. Des déterminants socioéconomiques à la production agricole en contrat de métayage**

S'agissant des facteurs socioéconomiques, il semble que les contrats de métayage de parenté ne sont pas compatibles avec la productivité agricole. En effet, Kassie et Holden (2007) ont montré, dans le cas de l'Éthiopie, une productivité agricole plus élevée sur les parcelles en contrat de métayage où le propriétaire foncier (PF) et le manœuvre agricole (MA) n'entretiennent aucun lien de parenté que sur les parcelles en fermage où PF et le MA sont des parents. Un résultat similaire est obtenu par Holden et Bezabih (2008) dans la même région. L'efficacité du métayage par rapport au fermage repose ici sur la menace d'expulsion en cas de comportement inapproprié. Par contre, Ghebru et Holden (2015) ne trouvent aucune perte d'efficacité significative sur les parcelles métayées exploitées par des parents en Éthiopie. Selon ces auteurs, les relations de parenté qui impliquent une obligation morale plus forte du métayer peuvent réduire les conflits d'intérêts, d'une part et permettre de se prémunir des manœuvres opportunistes, d'autre part. Ainsi, les accords avec des personnes liées par des relations de parenté (Sadoulet *et al.*, 1997) et d'altruisme (Pi, 2016) justifient le choix du métayage comme un système de motivation, et donc un substitut au contrôle (Lucas, 1979). Ghebru et Holden (2015) soutiennent aussi que l'accès aux revenus hors ferme peut améliorer le pouvoir de négociation.

## **2- Éléments de méthode**

Dans ce travail, le niveau d'analyse est basé sur l'appartenance du propriétaire foncier (PF) et du manœuvre agricole (MA) au même groupe ethnique ou pas. Dans la partie suivante, nous exposons la population cible, les variables du modèle et le modèle d'analyse de l'étude.

### **2.1. Échantillonnage de l'étude**

La population cible de cette étude est constituée des producteurs de cacao en contrat de métayage. Les enquêtes ont été réalisées dans la région de la Nawa au Centre-ouest ivoirien. Cette région qui couvre 4 départements (Soubré, Buyo, Méagui et Guéyo) représente 40% de la production nationale. L'enquête a été réalisée au cours de la campagne cacaoyère de 2019-2020. Les producteurs ont été enrôlés dans deux sous-préfectures du département de Méagui en l'occurrence les sous-préfectures de Méagui et d'Oupoyo. Ces sous-préfectures ont été choisies à cause de l'importance de la cacaoculture de la région à laquelle ils appartiennent. Les informations sur les caractéristiques des producteurs, leur ménage et leur parcelle et sur les clauses du contrat de métayage et les liens sociaux entre les propriétaires fonciers (PF) et leurs manœuvres agricoles (MA) ont été recueillies. Au total, 197 producteurs (PF et MA confondus) ont été enquêtés dans 19 localités, soit 8 villages et 11 campements, chacune d'elle étant considérée comme strate pour la campagne.

### **2.2. Choix des variables et modèle d'analyse**

#### **Le choix des variables**

Le modèle est composé d'une variable dépendante et d'un ensemble de variables indépendantes. La variable dépendante est le logarithme de la production agricole en kilogramme. Il s'agit de la quantité de cacao produite. La production est déterminée pour chaque ménage pour la campagne cacaoyère 2019-2020. L'amélioration de la production est appréciée par un effet positif des variables indépendantes sur la production.

Les variables indépendantes comprennent une variable de la distance sociale à savoir le lien

social (coethnie) et la nationalité. Les caractéristiques des ménages et des parcelles renferment l'âge du métayer, la superficie cultivée, le genre, le statut familial et la taille du ménage. Les clauses du contrat de métayage renvoient à l'existence de moyens de son contrôle. Ces variables sont résumées dans le tableau 1 ci-dessous.

**Tableau 1. Définition des variables de l'étude et effets attendus sur la production**

Variables indépendantes	Définitions	Effets (+/-)
<b>Distance sociale</b>		
Coethnie	Variable binaire (prend la valeur 1 si le propriétaire et manœuvre sont de la même ethnie et 0 si non)	+/-
Nationalité	La nationalité du propriétaire terrien, une variable qualitative prenant les modalités « burkinabé », « ivoirienne » et « malienne »	+/-
<b>Caractéristiques des ménages et des parcelles</b>		
Âge	Le logarithme de l'âge du propriétaire agricole, une variable continue	+/-
Genre	Variable binaire (prend la valeur 1 si le propriétaire agricole est un homme et 0 si non)	+
Statut	Variable binaire (prend la valeur 1 si le propriétaire agricole est chef de famille et 0 si non)	+
Superficie	Le logarithme de la superficie totale en production, une variable continue	+
Taille	Le logarithme de la taille du ménage du propriétaire agricole, une variable continue	-
<b>Clauses du contrat</b>		
Contrôle	Variable binaire (prend la valeur 1 si existence de moyen de contrôle du contrat et 0 si non)	+

Source : auteurs de l'article à partir de la littérature et de l'observation du terrain

### Modèle d'analyse

L'unité statistique dans cette étude est le propriétaire participant au contrat de métayage. Nous évaluons l'effet de la présence d'un lien social entre le propriétaire foncier et le manœuvre agricole sur la production. Nous partons de l'hypothèse que la présence d'un lien social incite le manœuvre agricole à l'effort et donc à la production.

Le modèle d'estimation se présente sous la forme suivante :

$$Y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^J \alpha_i X_i + U \quad [1]$$

avec :

$Y$ , la variable à expliquer ;

$X_1 \dots X_J$  sont les  $J$  variables explicatives ;

$\alpha_0$ , une constante ;

$\alpha_i$ , les coefficients des variables explicatives ;

$U$ , le terme de l'erreur.

L'équation [1] devient :

$$\ln Production_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Taille_{it} + \alpha_2 \ln Age_{it} + \alpha_3 Genre_i + \alpha_4 \ln Superficie_{it} + \alpha_5 Statut_i + \alpha_6 Coethnie_i + \alpha_7 Nationalité_i + \alpha_8 Control_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

Afin de tester la significativité de la spécification du modèle, nous pratiquons le test de Ramsey-Reset (Voir annexe 1). Ce test consiste d'abord à régresser le modèle puis à récupérer la valeur prédite de la variable dépendante. Le modèle est régressé à nouveau cette fois-ci en y introduisant comme variables explicatives additionnelles la variable dépendante prédite au carré, au cube et à la puissance 4. Enfin, on réalise un test de Fisher sur la significativité globale de ses nouvelles variables introduites. Si la probabilité du F test est supérieure à 10%, on ne peut donc pas rejeter l'hypothèse  $H_0$  d'une bonne spécification du modèle. Dans le cadre de notre étude, on remarque que les probabilités obtenues sont supérieures à 10 %. Le modèle est donc bien spécifié (Voir tableau 2).

**Tableau 2. Définition des variables de l'étude et effets attendus sur la production**

Variables	F(1, 97)	Prob>F
Fit2	2,01	15,91
Fit3	1,97	16,38
Fit4	1,97	17,03

Source : auteurs de l'article à partir du logiciel Stata16.

### 3- Résultats de l'estimation et discussions

#### 3.1. Analyses statistiques

Les statistiques descriptives des participants sont inscrites dans les tableaux 3 et 4. Le tableau 3 montre qu'en moyenne la production est plus élevée lorsque le contrat de métayage est passé entre des personnes d'ethnies différentes.

**Tableau 3. Statistiques descriptives des variables du modèle**

Coethnies	Moyenne	Écart-type	minimum	maximum
0	2152,425	1092,517	0	6000

1	1924,473	1571,741	0	10000
Total	2012,147	1408,376	0	10000

Source : Auteur de l'article à partir des données d'enquête, campagne 2019-2020

Cependant, ce constat général n'est pas confirmé lorsqu'on considère les nationalités des propriétaires terriens. Dans notre échantillon, nous identifions trois nationalités : burkinabé, ivoirienne et malienne. Selon le tableau 4, les burkinabés et les ivoiriens de notre échantillon tissent des contrats de métayage à la fois avec des personnes de même nationalité et de nationalités différentes. Les maliens quant à eux, passent des contrats seulement avec des maliens.

On observe que le constat général selon lequel la production est plus élevée lorsque le contrat de métayage est passé entre des personnes d'ethnies différentes, se confirme seulement pour les propriétaires fonciers ivoiriens. Chez les burkinabés, la production est quasiment similaire bien qu'étant supérieur lorsque le contrat est passé entre burkinabé.

Tableau 4. Statistiques descriptives des variables du modèle

Nationalité	coethnies	Moyenne	Écart-type	minimum	maximum
Burkinabé	0	1918,3	1045,8	1160	3500
	1	1989,3	2196,8	0	10000
	Total	1980,8	2084,9	0	10000
Ivoirienne	0	2171,4	1100,9	0	6000
	1	1856,7	1161,5	0	5000
	Total	2014,1	1138,7	0	6000
Malienne	0	0	0	0	0
	1	2140,6	866,5	975	3500
	Total	2140,6	866,5	975	3500

Source : Auteur de l'article à partir des données d'enquête, campagne 2019-2020

### 3.2. Test de spécification des données de panel et du modèle

L'analyse des données de panel est précédée de trois principaux tests de spécification de la structure des données. Le premier test connu sous le nom de test de Fisher, vise à vérifier s'il existe un effet individuel significatif. Il s'agit de tester la significativité conjointe des effets fixes introduits. L'hypothèse nulle du test de Fisher est l'absence d'effets individuels contre l'hypothèse alternative de présence d'effets individuels. Le second test est celui de Hausman

qui distingue le modèle à effets fixes du modèle à effets aléatoires. Il permet ainsi de vérifier si les effets individuels sont corrélés avec les variables explicatives. Ce test repose sur l'hypothèse nulle « il n'y a pas de différence systématique entre les coefficients contre l'hypothèse alternative « il existe une différence entre les coefficients ». Le troisième test permet de confirmer la significativité des effets aléatoires. Il s'agit du test de Breusch-Pagan qui compare la régression à effets aléatoires et la régression OLS. Ce test suppose que les variances entre les entités sont égales à zéro.

La probabilité du test de Fisher est inférieure à 1% ce qui veut dire que les effets fixes introduits dans le modèle sont conjointement significatifs. Par ailleurs, la probabilité du test de Hausman (Voir annexe 2) est inférieure à 5% mais supérieure à 1%, le modèle à effets fixes est donc préférable au modèle à effets aléatoires au seuil de 5%, mais au seuil de 1% il n'y a pas de différences systématiques des coefficients des deux modèles. Kpodar (2005) soutient que le choix de l'un ou l'autre modèle doit être justifié rigoureusement, et il dépend de la conviction de chaque auteur sur la pertinence d'un modèle par rapport à l'autre en proposant trois arguments d'ordre général. Dans le cadre de notre étude, la forte variation intra-individuelle des variables par rapport à leur variation inter-individuelle milite en faveur du modèle à effets fixes que du modèle à effets aléatoires. Cependant, la dimension temporelle est réduite à deux périodes et la présence de variables explicatives invariantes dans le temps dont on veut estimer l'impact marginal, notamment la variable coethnie, nous amène à préférer le modèle à effets aléatoires au détriment du modèle à effets fixes qui donnera de moins bons résultats. La probabilité de la statistique du test de Breusch-Pagan d'effets aléatoires montre que les effets aléatoires sont globalement significatifs au seuil de 1% (Voir annexe 3).

Un test d'hétéroscédasticité a été conduit en vue d'examiner les variances des résidus des variables du modèle. Le test d'hétéroscédasticité utilisé dans notre étude est le test de Wald modifié basé sur l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. La probabilité du test en annexe 4 est inférieure à 1%, ce qui signifie que les résidus sont hétéroscédastiques.

## **4. Résultats**

### **4.1. Méthode d'estimation**

Les trois premiers tests suggèrent d'utiliser l'estimateur des moindres carrés quasi-généralisés

(MCG). Cependant, la corrélation contemporaine des résidus doit absolument être corrigée. Les tests de spécification des données de panel et les arguments relatifs à la variable d'intérêt qui est invariante dans le temps ont milité pour le choix du modèle à effets aléatoires. Ce qui justifie l'utilisation des estimateurs des moindres carrés généralisés (MCG). Toutefois, la présence d'erreurs hétéroscédastiques nécessite d'utiliser l'option « robust » pour corriger la matrice variance-covariance. Reed et Ye (2011) recommandent la méthode panels corrélés avec erreurs types corrigées (PCSE) lorsque  $N > T$ .

#### **4.2. Présentation et analyse des résultats**

Les résultats des estimations sont synthétisés dans le tableau 5 ci-dessous. Les méthodes fournissent des estimations globalement significatives. Tous les coefficients obtenus à partir de la méthode de panels d'erreurs corrélés, corrigés (PCSE) sont tous significatifs. Les signes attendus sont respectés sauf pour le logarithme de la taille du ménage. Autrement dit, plus la taille du ménage du propriétaire terrien augmente la production baisse.

##### ***Effet des caractéristiques démographiques et économiques des enquêtés***

L'âge, le sexe, le statut, la superficie cultivée et la présence de mécanisme de contrôle des activités du manœuvre agricole (MA) ont une influence positive et significative sur la production d'une campagne agricole.

Plus précisément, l'âge a un effet positif et significatif sur la production de cacao. Plus l'âge du MA est élevé, plus la production augmente. Ce résultat peut s'expliquer par les expériences accumulées des MA migrants en provenance des anciennes boucles du cacao, notamment du Sud-est ivoirien, en matière de lutte contre les ravageurs de culture, de gestion des conflits et de stratégies d'adaptation au changement climatique qui sont favorables à l'amélioration de la production. Au contraire, l'ICCO (2014) met en garde contre un risque de baisse de la production pour des planteurs plus âgés avec une espérance de vie de 60 ans. Dans notre échantillon, l'âge moyen des MA est de 49 ans. Ruf et al. (2020) doutent d'un vieillissement des producteurs à l'échelle nationale en Côte d'Ivoire. Sinon comment expliquer le doublement de la production entre 1996 et 2016, s'interrogent-ils.

Le genre agit aussi positivement et significativement sur la production. Les propriétaires sont

pour la majorité des hommes. Dans notre échantillon, un tel résultat peut s'expliquer par les difficultés d'accès à la terre et au statut de planteur par les femmes. Ruf et al. (2020) ont obtenu ce même résultat en parlant des planteurs de cacao de la Côte d'Ivoire en général. La cacaoculture étant considérée comme une activité essentiellement réservée aux hommes (Pédelahore, 2012). Cependant, Oxfam (2016) et Chan (2015) font remarquer que ce résultat ne signifie pas nécessairement que les femmes sont moins productives que les hommes. Car les femmes sont capables de produire des récoltes de meilleure qualité que les hommes lorsqu'elles reçoivent un soutien adéquat.

La production augmente aussi significativement avec la superficie cultivée. La résultante de certaines dynamiques notamment l'afflux massif d'immigrants et le retour à la terre des jeunes autochtones, d'une part et la demande de plus en plus croissante en produits chocolatés du fait de l'amélioration des niveaux de vie dans certains pays fortement peuplés tels que la Chine, l'Inde et le Brésil, d'autre part, conduisent à l'extension des vergers (Hema et al., 2018 ; Ruf, 2018). Si l'extension des vergers a contribué à l'amélioration de la production, elle a aussi fortement favorisé la dégradation rapide du couvert végétal<sup>1</sup>. Ce résultat est aussi similaire à ceux de Yovo et Lantomey (2023) qui ont montré que la production augmente avec la superficie car les grandes exploitations sont plus aptes à l'adoption de nouvelles technologies par rapport aux petites exploitations. En effet, par la taille de l'exploitation, l'échelle de production fait baisser les coûts moyens fixes d'adoption (Babah-daouda et al., 2021). Certains auteurs tels que Balaka et Yovo (2023) ont mis en évidence un effet négatif des superficies marginales et de substitution sur les rendements des cultures vivrières au Togo. Ils suggèrent que les nouvelles terres consacrées à chaque culture vivrière sont de moins en moins fertiles et que les pratiques agricoles n'ont pas pu améliorer leur fertilité.

La taille du ménage du propriétaire foncier a cependant une influence négative sur la production. La hausse de la taille du ménage du PF ne signifie pas nécessairement hausse de la main d'œuvre agricole familiale. Cette dernière peut être consacrée à des activités hors ferme. De plus, dans la cacaoculture, la main d'œuvre agricole est dans la majorité des cas payante et issu de migrations interne ou externe. Ce résultat est contraire à celui de Douswe et al. (2022) qui montrent une corrélation positive et significative entre la taille du ménage et le revenu

---

<sup>1</sup> En Côte d'Ivoire, les zones dégradées par l'agriculture sont estimées à 1000000 d'ha, dont 750000 ha par la cacaoculture (Stratégie nationale de Préservation, de Réhabilitation et d'Extension des Forêts, Ministère des eaux et forêts de Côte d'Ivoire, p26.

agricole dans l'extrême-nord du Cameroun.

L'effet sur la production du statut de chef de famille du manœuvre agricole (MA) est positif. Dans notre échantillon, la famille est composée d'un ensemble de ménage. Le manœuvre chef de famille peut donc disposer de la main d'œuvre de tous les membres de sa famille. Ce résultat est similaire à celui de Douswe et al. (2022) dans le cas du Cameroun.

### **Effet du contrôle**

L'existence de mécanisme de contrôle des activités du MA exerce un effet positif et significatif sur la production de cacao. Le contrôle imposé par le propriétaire terrien dans l'exécution du contrat oblige le MA à fournir plus d'effort pour garantir un éventuel renouvellement du contrat. Le contrôle de l'exécution du contrat permet de réduire les risques de comportements inappropriés (Cheung, 1968).

### **Effet de l'appartenance ethnique des cocontractants**

Cependant, l'appartenance ethnique des cocontractants joue négativement sur la production. Ainsi globalement, la production a tendance à baisser lorsque le propriétaire foncier et le manœuvre agricole sont de la même ethnie. Un tel résultat peut s'expliquer par l'absence de menace d'expulsion susceptible de favoriser des comportements opportunistes de la part du MA. Ce résultat est conforme à celui de Kassie et Holden (2007) ; Holden et Bezabih (2008) (1997) qui soutiennent une incompatibilité entre les liens de parenté et les incitations à produire dans le cas de l'Ethiopie. Au contraire, Bardhan (1984) et Banerjee et al. (2002), soutiennent que la menace d'expulsion en cas de performances insatisfaisantes augmentait l'incitation de l'agent à travailler dur au cours de la première période. Pour Rahmato (1984), la menace d'expulsion agit comme « l'épée de Damoclès » sur le manœuvre agricole qui n'a pas d'autre choix que de répondre à toutes les demandes de son propriétaire.

La baisse de la production lorsque le propriétaire foncier et le manœuvre agricole sont de la même ethnie est nuancé en considérant les nationalités. En effet, on observe que par rapport aux burkinabés, la production baisse lorsque les cocontractants sont ivoiriens et tous deux de

la même ethnie (soit Baoulé, soit Bakwé) tandis que la production augmente entre cocontractants maliens. L'augmentation de la production entre cocontractants de la même nationalité peut s'expliquer par les comportements altruistes des agents (Pi, 2016). D'une part, le propriétaire éprouve de la sympathie vis-à-vis du métayer lorsque la production diminue en cas d'effort élevé. D'autre part, le métayer a obligation morale de ne point réduire son effort au risque de subir un coût psychologique. Les incitations à produire augmentent donc en présence de comportement altruiste.

**Tableau 5 : Effets de l'appartenance ethnique des cocontractants sur la production**

Variables	REG		PCSE	
	Coefficients	P-value	Coefficients	P value
<b>lnAge</b>	1.05	0.31	0.44**	0.02
<b>lnTaille</b>	-0.34	0.24	-0.22***	0.00
<b>lnSuperficie</b>	0.28	0.20	0.30**	0.02
<b>Sexe</b>	0.64	0.64	0.62***	0.00
<b>Statut</b>	0.09	0.09	0.12***	0.00
<b>Coethnie</b>	-0.60	0.27	-0.55***	0.01
<b>Contrôle</b>	0.40	0.19	0.40**	0.02
<b>Nationalité</b>	Burkinabé		Burkinabé	
<b>1.Ivoirienne</b>	-0.19	0.23	-0.20***	0.00
<b>2.Malienne</b>	0.46	0.36	0.39**	0.03
<b>_cons</b>	1.67	1.61	3.65	0.16
<b>N</b>	203		203	

Source : Auteur de l'article à partir des données d'enquête, campagne 2019-2020

\* p < 0,1; \*\* p < 0,05 \*\*\* ; p < 0,01

## Conclusion

Cet article avait pour objectif d'analyser l'effet de l'appartenance ethnique sur la production de cacao en contrat de métayage dans la région de la Nawa, au Centre-ouest de la Côte d'Ivoire. Elle estime les déterminants de la production de cacao à partir de la méthode de panels d'erreurs corrélés, corrigées (PCSE). Il ressort des résultats que l'augmentation de la production de cacao en contrat de métayage est liée à l'âge, au Sexe, à la superficie totale cultivée, au statut du propriétaire terrien, au contrôle des activités du manœuvre agricole de même que l'appartenance des cocontractants à la même ethnie. Ces résultats nous permettent d'élaborer des

recommandations de politique agricole dans divers domaines à l'endroit des propriétaires fonciers, des manœuvres agricoles et du Gouvernement.

## **Références**

Adegbola P., Gardebroek C. (2007) The effect of information sources on technology adoption and modification decisions, *Agricultural Economics*, (37)1: 55-65.

Babah-Daouda M., Yabi J. (2021). Déterminants de l'adoption des stratégies d'adaptation par les producteurs maraîchers face aux variabilités climatiques dans les communes de Djougou et de Tanguiéta au Nord-Ouest du Bénin. *Revue africaine d'environnement et d'agriculture*, 4(5) : 24-33.

Balaka M. M., Yovo K. (2023) Effet du changement climatique sur la production vivrière au Togo DOI: 10.1111/1467-8268.12678 Effet du changement climatique sur la production vivrière au Togo. Par : Balaka, Manamboba Mitélama, Yovo, Koffi, *African Development Review / Revue Africaine de Développement*, 10176772, Mar2023, Vol. 35, Edition 1

Barral S. et Pinaud S. (2017). Accès à la terre et reproduction de la profession agricole : Influence des circuits d'échange sur la transformation des modes de production. *Revue Française de Socio-Économie*, 18, 77-99. <https://doi.org/10.3917/rfse.018.0077>

Becker G. S. (1976) Altruism, egoism, and genetic fitness: Economics and sociobiology, *Journal of Economic Literature*, (4)3: 817-826.

Bellemare M. F., Chua K., Santamaria J., & Vu K. (2020) Tenurial security and Agricultural investment: Evidence from Vietnam, *Food Policy*, 94(3). <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2020.101839>.

Boone C. (2007) Property and constitutional order: Land tenure reform and the future of the African state, *African Affairs*, (106)425: 557-586.

Chankrajang T. (2015) Partial Land Rights and Agricultural Outcomes: Evidence from Thailand, *Land Economics*, (91)1: 126-148.

Cheung S. (1968) Private Property Rights and Sharecropping, *Journal of Political Economy*: 76(6): 1107-1122.

Daudu, A. K., Awotide, B. A., Adefalu, L. L., Kareem, O. W. et Olatinwo, L. K. (2022). Impact de l'accès à la terre et de la propriété foncière sur la production agricole : preuves empiriques de l'analyse de genre dans le sud-ouest du Nigeria. *Revue africaine sur la politique foncière et les sciences géospatiales*, 5(1), 139-163. <https://doi.org/10.48346/IMIST.PRSM/ajlp-gs.v5i1.29079>

Dubois P. (2002) Moral Hazard, Land Fertility and Sharecropping in a Rural Area of the Philippines, *Journal of Development Economics*, (68)1: 35-64.

Eklund L., Persson A. & Pilesjö P. (2016) Cropland changes in times of conflict, reconstruction, and economic development in Iraqi Kurdistan, *Ambio*, 45(1): 78-88. <https://doi.org/10.1007/s13280-015-0686-0>.

- Erickson B.H. (1979) Some problems of inference from chain data, *Sociological Methodology*, (10): 276-302.
- Fetzer T. & Marden S. (2016) Take what you can: property rights, contestability and conflict, *Discussion papers*, SERCDP0194, Spatial Economics Research Centre, London, UK.
- FIRCA (2010), Regards croisés sur 50 ans d'agriculture en Côte d'Ivoire. La filière du progrès, hors-série, 94p.
- 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*, (12)1: 234-237.
- Ghebru H. & Holden S. T. (2015) Reverse-share-tenancy and agricultural efficiency: Farm-level evidence from Ethiopia, *Journal of African Economies*, (24)1: 148-171.
- Gebeyehu, Z. H. (2022). Accès à la terre et sécurité foncière dans le système administratif éthiopien à base ethnique. *Revue africaine sur la politique foncière et les sciences géospatiales*, 5(3), 521-541. <https://doi.org/10.48346/IMIST.PRSM/ajlp-gs.v5i3.32290>
- Heckathorn D.D. (2002) Respondent driven sampling II: deriving valid population estimates from Chain Referral samples of hidden populations, *Sociological Problems*, (49)1: 11-34.
- 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*, (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 sept. 2021.
- Jagoret P., Saj S. et Carimentrand A. (2020) Cacaoculture agroforestière en Afrique : l'art de concilier production durable et services écologiques. *Perspective*, 54, pp.1-4. [ff10.19182/perspective/31915ff.ffcirad-03022906f](https://doi.org/10.19182/perspective/31915ff.ffcirad-03022906f)
- 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*, 80(3): 525-540.
- Kassie M. & Holden S. (2007) Sharecropping Efficiency in Ethiopia: Threats of Eviction and Kinship, *Agricultural Economics*, (37)2-3: 179-188.
- 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. (2016) Property rights and conflicts: theory and evidences from the Highland of Ethiopia Preliminary and incomplete, *Working Paper Series*, WPS 16-03-2, Geneva School of Economics and Management.
- Lucas R. (1979) Sharing, Monitoring, and Incentives: Marshallian Misallocation Reassessed, *Journal of Political Economy*, 87: 501-521.

Lavigne D. P., Toulmin C., Colin J-P et Chauveau J-P (2003) 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, 213 p. ISBN 2-86844-135-1.

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

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*, (2): 78-89.

Newberry D. (1975) The Choice of Rental Contract In Peasant Agriculture, in Reynolds L. (ed.) *Agriculture in Development Theory*, New Haven, Yale University Press, 109-137.

OUÉDRAOGO M. (2012) Impact des changements climatiques sur les revenus agricoles au Burkina Faso, *Journal of Agriculture and Environment for International Development - JAEID2012*, 106 (1) : 3-21

Ouédraogo, S. & Millogo, M. (2007). Système coutumier de tenure des terres et lutte contre la désertification en milieu rural au Burkina Faso. *Natures Sciences Sociétés*, 15, 127-139. <https://www.cairn.info/revue--2007-2-page-127.htm>.

Pant C. (1983) Tenancy and Family Resources. A Model and Some Empirical Analysis, *Journal of Development Economics*, (12): 27-39.

Pi J. (2016) Altruism, moral hazard, and sharecropping, *Agricultural Economics-Czech*, 62(12): 575-584, doi: 10.17221/219/2015-AGRICECON.

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

Ruf, F. (2018). Crises politico-militaires et climatiques en Côte d'Ivoire. Du cacao à l'anacarde, de la rente forêt à la fumure animale. [Academic Journal], *Tropicultura*. apr-jun2018, vol.36, Issue 2, pp281-298.

Ruf F. (2011). The myth of complex cocoa agroforests: the case of Ghana. *Human Ecology*. n°39, pp.373-388.

Ruf F., Varlet F. (2017). The myth of zero deforestation cocoa in Côte d'Ivoire, *ETFRN NEWS*, n°58, JUNE, pp.86-92

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

Stiglitz J.E. (1974) Incentives and risk sharing in sharecropping, *Review of Economic Studies*, 41(2): 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).

Yovo K., Lantomey K. E. (2023) « Stratégies d'adaptation au changement climatique et production agricole dans la région maritime au Togo », *Économie rurale* [En ligne], 385 | juillet-septembre, mis en ligne le 04 janvier 2025, consulté le 21 août 2023. URL : <http://journals.openedition.org/economierurale/11783> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economierurale.11783>

## ANNEXES

### Annexes 1 : Test de Spécification de Ramsey-Reset

```
. test fit2 = 0
( 1) fit2 = 0
      F( 1, 97) = 2.01
      Prob > F = 0.1591

. test fit3 = 0
( 1) fit3 = 0
      F( 1, 97) = 1.97
      Prob > F = 0.1638

. test fit4 = 0
( 1) fit4 = 0
      F( 1, 97) = 1.91
      Prob > F = 0.1703
```

### Annexe 2 : Test de Hausman

```
. hausman fe
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fe	(B) .		
lnAge	2.354469	1.018245	1.336224	.5607364

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg  
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(1) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          = 5.68
Prob>chi2 = 0.0172
```

### Annexe 3 : Test de significativité des effets aléatoire de Breusch-Pagan

. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$\ln\text{Production}[id,t] = Xb + u[id] + e[id,t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
lnProdu~n	<b>1.104893</b>	<b>1.051139</b>
e	<b>.0102994</b>	<b>.1014857</b>
u	<b>1.00991</b>	<b>1.004943</b>

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = **99.00**  
Prob > chibar2 = **0.0000**

### Annexe 4 : Test d'Hétéroscédasticité

. xttest3

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity  
in fixed effect regression model

H0:  $\sigma(i)^2 = \sigma^2$  for all i

chi2 (102) = **1.0e+27**  
Prob>chi2 = **0.0000**