

## Composition des familles et influence sur la scolarisation des enfants dans les communautés cacaoyères de Soubré (Cote d'Ivoire)

*Abdoulaye Ouattara, Doctorant en Sociologie  
Zamblé Théodore Goin Bi, Maître de Conférences*

Université Peleforo GON COULIBALY (UPGC) de Korhogo, Cote d'Ivoire

---

Approved: 03 April 2026

Posted: 06 April 2026

Copyright 2026 Author(s)

Under Creative Commons CC-BY 4.0

OPEN ACCESS

*Cite As:*

Ouattara, A. & Goin Bi, Z.T. (2026). *Composition des familles et influence sur la scolarisation des enfants dans les communautés cacaoyères de Soubré (Cote d'Ivoire)*. ESI Preprints. <https://doi.org/10.19044/esipreprint.4.2026.p108>

---

### Résumé

Cette étude vise à analyser l'effet modérateur de la pression démographique et de la participation aux travaux agricoles sur la relation entre le capital éducatif parental et la scolarisation des enfants dans les communautés cacaoyères de Soubré, en Côte d'Ivoire. Reposant sur une approche quantitative, les données ont été collectées via des questionnaires numérisés (CAPI/KoboToolbox) auprès d'un échantillon probabiliste stratifié de 433 ménages agricoles. L'étude porte sur une population globale de 1193 enfants en âge scolaire (5 à 17 ans). L'analyse des déterminants s'appuie sur des tests bivariés (Khi-deux) et un modèle de régression logistique binaire permettant de générer des *Odds Ratios*. Le capital éducatif parental agit comme un puissant bouclier protecteur ; par exemple, un niveau collègue multiplie les chances de scolarisation par 220,9. Cependant, cet effet bénéfique est drastiquement neutralisé par une forte dépendance démographique, qui réduit les probabilités de scolarisation de 57,5 % en raison d'une « dilution des ressources » fragmentant le capital disponible pour chaque enfant. Parallèlement, le travail infantile entrave massivement l'éducation : un enfant non travailleur a 4,5 fois plus de chances d'être scolarisé. Toutefois, une nuance empirique fondamentale se dégage : la stricte non-participation aux activités agricoles réduit les chances de scolarisation (OR=0,549) par rapport à la participation. Ce paradoxe valide l'émergence de la figure de l'« écolier-travailleur », qui assume une lourde «

double charge » et s'insère dans l'économie de plantation pour financer temporairement sa propre scolarité.

---

**Mots clés :** Scolarisation, Travail des enfants, Composition familiale, Cacaoculture, Soubré, Côte d'Ivoire

---

## **Family Composition and its Influence on Children's Schooling in the Cocoa-Growing Communities of Soubré (Côte d'Ivoire)**

*Abdoulaye Ouattara, Doctorant en Sociologie*

*Zamblé Théodore Goin Bi, Maître de Conférences*

Université Peleforo GON COULIBALY (UPGC) de Korhogo, Cote d'Ivoire

---

### **Abstract**

This study aims to analyze the moderating effect of demographic pressure and agricultural child labor on the theoretically positive relationship between parental educational capital and children's schooling in the cocoa-growing communities of Soubré, Côte d'Ivoire. Based on a strictly quantitative approach, data were collected using digitized questionnaires (CAPI/KoboToolbox) from a stratified probability sample of 433 agricultural households. The study focuses on a global population of 1,193 school-aged children (5 to 17 years old). The analysis of the determinants relies on bivariate tests (Chi-square) and a binary logistic regression model to generate Odds Ratios. Parental educational capital acts as a powerful protective shield; for instance, a middle school education level multiplies the chances of schooling by 220.9. However, this beneficial effect is drastically neutralized by high demographic dependency, which reduces the probability of schooling by 57.5% due to a "dilution of resources" that fragments the capital available for each child. Simultaneously, child labor massively hinders education: a non-working child is 4.5 times more likely to be enrolled in school. Nevertheless, a fundamental empirical nuance emerges: strict non-participation in agricultural activities actually reduces the chances of schooling (OR=0.549) compared to participation. This paradox validates the emergence of the "student-worker" figure, who assumes a heavy "double burden" and enters the plantation economy to temporarily finance their own education.

---

**Keywords:** Schooling, Child labor, Family composition, Cocoa farming, Soubré, Côte d'Ivoire

## Introduction

En Côte d'Ivoire, l'économie cacaoyère, véritable « sève vitale » du pays (Koffi, 2025) générant environ 40 % des recettes d'exportation (Banque Mondiale, 2019 ; Toumbou, 2024), repose sur un paradoxe social profond. Malgré la loi n° 2015-635 du 17 septembre 2015 instituant l'école obligatoire pour les enfants de 6 à 16 ans (Journal Officiel, 2015 ; MENA, 2021), la tension entre les exigences de la scolarisation et les besoins en main-d'œuvre des exploitations familiales demeure une réalité structurelle (ILO & IPEC, 2015). Les statistiques révèlent l'ampleur de ce phénomène : environ 38 % des ménages agricoles dans les communautés cacaoyères ivoiriennes ont recours au travail des enfants (Sadhu et al., 2020 ; ICI, 2023), impliquant près de 1,56 million d'enfants dans la production de cacao à l'échelle de la Côte d'Ivoire et du Ghana (Commission européenne, 2020).

À Soubré, épicerie de cette économie de plantation, 26 % des enfants suivis par les systèmes de remédiation sont astreints au travail (Foubert et ICI, 2022). Face à la précarité et aux chocs agricoles qui déstabilisent l'investissement dans le capital humain, les familles se retrouvent contraintes d'opérer un arbitrage difficile entre l'éducation et la mise au travail des enfants pour assurer leur survie économique (Buono & Babo, 2013). En outre, l'analyse comparative de l'Indice Mondial du Savoir (GKI) 2024 révèle que la Côte d'Ivoire, avec un score global de 34,2, se positionne significativement en dessous de la moyenne mondiale (47,83). Si ces performances sont inférieures à celles de pays comme l'Afrique du Sud (44,67), la Côte d'Ivoire devance néanmoins le Burkina Faso (28,17) et le Bénin. Bien que 60 % des écoles primaires soient implantées en zone rurale, ces structures font face à un manque de commodités de base, comme l'électricité ou l'eau potable, ce qui fragilise le maintien scolaire des enfants issus de ces communautés agricoles (DSPA, 2021 ; DESPS, 2024). Bien que l'accès au cycle primaire soit en forte progression, avec un Taux Net de Scolarisation (TNS) passant de 92,10 % (2020-2021) à 96,46 % (2024-2025) au niveau national, et atteignant 99,74 % dans la région de la Nawa, le TNS au premier cycle du secondaire s'y effondre à 57,60 % (DESPS, 2024), le système éducatif se heurte à un décrochage massif lors de la transition vers le secondaire : dans la DRENA de Soubré, si le taux d'achèvement au primaire (TAP) se maintient à 83,81 % (Performance DRENA Soubré, 2024), les performances s'effondrent au collège avec seulement 37,19 % de réussite au BEPC (DESPS, 2024), illustrant une forte déperdition scolaire face à l'attraction de la main-d'œuvre cacaoyère.

Si les travaux antérieurs ont largement exploré les déterminants isolés de la scolarisation, la littérature existante n'a pas encore suffisamment démontré comment ces différentes dynamiques interagissent au sein du foyer (Kuepie et Misangumukini, 2012). Plus précisément, peu d'études ont testé

empiriquement, dans le contexte rural ivoirien, notamment à Soubré, l'effet modérateur de la pression démographique sur la relation entre le capital éducatif parental et la survie scolaire de l'enfant. Dans cette étude, nous cherchons à répondre à la question suivante : pourquoi le fait d'avoir des parents instruits ne suffit-il pas toujours à garantir la scolarisation d'un enfant, lorsque la famille est nombreuse et que l'enfant doit travailler dans les champs ? Il s'agit de comprendre dans quelle mesure le fait d'avoir trop d'enfants dans une famille et le recours au travail agricole des enfants peuvent empêcher les parents instruits de scolariser leurs enfants, alors même que leur niveau d'éducation devrait normalement les y pousser.

Tout d'abord, il convient de rappeler que le système éducatif ivoirien reste profondément marqué par son héritage colonial. Le passage d'une éducation traditionnelle, centrée sur l'intégration communautaire, à une école coloniale a créé une rupture majeure. Cette dernière avait en effet été conçue initialement pour former une classe de subalternes au service de l'administration, à l'image de « l'école des otages » (Désalmand, 1983 ; Gnaoulé-Oupoh, 2000 ; Kouadio, 2025). De plus, la structure même du cycle primaire a été pensée pour surmonter la barrière linguistique du français (Coulibaly, 1997 ; Désalmand, 1983). Ce n'est qu'avec la Conférence de Brazzaville en 1944, marquant la fin de l'indigénat, que la demande éducative a véritablement explosé, transformant l'école en un levier de mobilité sociale (Coulibaly, 1997 ; Désalmand, 1983). Cependant, cette perception de l'école comme investissement de mobilité sociale est aujourd'hui lourdement entravée par la précarité du monde paysan (Abou Pokou, 2021 ; Adopo et al., 2022). Le niveau de vie s'impose comme le premier filtre d'accès à l'éducation (DSPS, 2021 ; Mimche, 2004). Bien que l'école primaire publique soit théoriquement gratuite, les coûts directs liés à la scolarisation (fournitures, tenues) pèsent lourdement sur les ménages (Kobiané, 2002 ; Kuepie et Misangumukini, 2012). Face à cette pauvreté, la forte dépendance à l'économie de plantation transforme l'enfant en une main-d'œuvre stratégique : près de 38 % des ménages agricoles ont recours au travail infantile pour minimiser leurs coûts de production (ICI, 2023 ; Sadhu et al., 2020). Cette situation engendre une sévère « concurrence temporelle » où le temps qui devrait être consacré à l'apprentissage est soustrait au profit de la plantation, augmentant drastiquement les risques d'abandon scolaire comparativement aux exploitations capables de salarier leur main-d'œuvre (Kobiané, 2002 ; Kouamé et Schellekens, 2002 ; Marcoux, 1998). Par ailleurs, la composition du foyer vient directement moduler ces contraintes économiques. Une augmentation de la taille de la fratrie déclenche mécaniquement un effet de « dilution des ressources » matérielles et attentionnelles allouées à chaque enfant (Gauthier-Jaques, 2023). Ce phénomène, exacerbé dans les milieux défavorisés, pousse les parents à

opérer des arbitrages difficiles, favorisant souvent l'éducation des aînés ou des garçons au détriment des autres enfants (Eloundou-Enyegue et Davanzo, 2003 ; Insee, 2007 ; Kobiané, 2003). À l'inverse, le capital éducatif des parents, et tout singulièrement celui de la mère, agit comme un puissant bouclier protecteur. Un environnement familial instruit offre de meilleures chances de survie scolaire, car les parents maîtrisent les attentes de l'institution et assurent un encadrement pédagogique continu (Escardíbul et Villarroya, 2009 ; Kuepie et Misangumukini, 2012). Ces normes familiales tendent à évoluer positivement : des indicateurs récents montrent un rattrapage, voire un dépassement, des taux d'achèvement primaire par les filles, notamment dans la DRENA de Soubre (DESPS, 2024).

En s'appuyant sur la théorie du capital culturel, la littérature souligne également que l'institution scolaire a tendance à reproduire les inégalités sociales préexistantes. Les enfants issus de milieux lettrés disposent d'une « longueur d'avance » face aux codes scolaires, tandis que les parents analphabètes perçoivent souvent l'école avec méfiance ou incompréhension (Bourdieu, 1979 ; Bourdieu et Passeron, 1970 ; Duru-Bellat, 2009 ; Lange, 2006). À cette barrière culturelle s'ajoutent de profondes normes sociales pénalisantes : les grossesses précoces et les mariages forcés demeurent des vecteurs majeurs d'exclusion scolaire pour les jeunes filles rurales (UNFPA WCARO, 2015 ; Wodon et al., 2018). De surcroît, ces vulnérabilités sont exacerbées par de lourdes défaillances institutionnelles. Sur le plan administratif, l'absence massive de documents d'état civil empêche la présentation aux examens et provoque un décrochage mécanique (DPS, 2021). Sur le plan matériel, un déficit critique d'infrastructures de base (eau, électricité) combiné à un fort éloignement géographique des écoles (souvent à plus de 3 kilomètres) dégrade considérablement l'environnement d'apprentissage (DESPS, 2022 ; DESPS, 2024 ; Lanoue, 2003 ; UNICEF, 2012).

Enfin, la continuité de la scolarisation rurale demeure dramatiquement vulnérable aux chocs exogènes agricoles. L'apparition de crises sanitaires telles que la maladie du *Cocoa Swollen Shoot* illustre parfaitement cette fragilité : en détruisant les rendements cacaoyers, cette pathologie assèche subitement la trésorerie des paysans. Incapables de financer le matériel scolaire, les ménages sinistrés opèrent un repli de survie en convertissant leurs enfants en main-d'œuvre de substitution, interrompant ainsi brutalement le cycle d'accumulation du capital humain (Adopo et al., 2022 ; Kouakou et al., 2011).

La contribution majeure de cet article réside dans la mobilisation simultanée de la théorie du capital humain (Becker, 1964), de l'axiome de luxe (Basu & Van, 1998) et de la théorie du capital culturel (Bourdieu, 1979 ; Bourdieu et Passeron, 1970) au sein d'un cadre empirique quantitatif

localisé dans la zone cacaoyère de Soubré. Ainsi, nous formulons l'hypothèse générale suivante : lorsqu'une famille a trop de personnes à charge par rapport à ceux qui travaillent, l'argent et les ressources disponibles se réduisent, ce qui finit par annuler les avantages que pourrait apporter le niveau d'instruction des parents pour scolariser leurs enfants. De cette hypothèse générale découlent les deux hypothèses spécifiques suivantes :

- **Première hypothèse spécifique** : Quand une famille compte beaucoup plus de bouches à nourrir que de personnes capables de travailler et de gagner de l'argent, les enfants cessent d'être vus comme des élèves à instruire. Ils deviennent alors une main-d'œuvre nécessaire pour aider la famille à survivre, et ce, peu importe que leurs parents soient instruits ou non.
- **Deuxième hypothèse spécifique** : Lorsqu'un enfant doit à la fois aller à l'école et travailler dans les champs, il s'épuise rapidement. Certains enfants sont même contraints de maîtriser trois rôles à la fois : élève, travailleur agricole et aide familiale. Cette surcharge augmente fortement le risque qu'il abandonne l'école ou n'y entre jamais, quel que soit le niveau d'éducation de ses parents.

## Méthodes

La présente recherche s'inscrit dans un paradigme explicatif et mobilise un devis méthodologique quantitatif. Cette approche permet d'appréhender la complexité des dynamiques de scolarisation en quantifiant l'ampleur des déterminants socio-économiques tout en saisissant les arbitrages opérés par les ménages cacaoyers sous contrainte.

## Zone et population d'étude

Le choix d'analyser les dynamiques de scolarisation s'est porté sur le département de Soubré, capitale de la région de la Nawa et foyer principal de la cacaoculture en Côte d'Ivoire, assurant environ 30 % de la production nationale. L'enquête dans cette localité se justifie par le recours persistant à la main-d'œuvre infantile malgré l'adoption de la loi sur la scolarisation obligatoire (loi n° 2015-635). Cette tension se traduit par une importante déperdition scolaire : nonobstant un Taux d'Achèvement au Primaire (TAP) de 83,81 % dans la DRENA de Soubré, les résultats s'effondrent de manière drastique lors de la transition vers le secondaire, avec seulement 37,19% de réussite au BEPC (Performance DRENA Soubré, 2024 ; DESPS, 2024). Afin de capter ces réalités de terrain, les enquêtes se sont concentrées sur quatre villages spécifiquement choisis pour leur représentativité de la diversité socio-spatiale du département : Mayo 2, Sayo, Obrouayo et Ballodougou. La population cible circonscrit l'ensemble des ménages agricoles résidant dans

ces localités, l'unité d'analyse privilégiée pour cette recherche étant l'enfant âgé de 5 à 17 ans révolus.

### **Stratégie d'échantillonnage**

Pour garantir la représentativité statistique et la robustesse de l'étude, la sélection des participants a reposé sur une méthode d'échantillonnage probabiliste stratifié. Cette approche a été couplée à un tirage systématique spatial au sein des quatre villages retenus. La taille minimale de l'échantillon a été rigoureusement déterminée en amont par l'application de la formule mathématique de Cochran (1977). À l'issue de la phase de collecte sur le terrain et de la procédure d'apurement des données, l'échantillon définitif validé comprend 433 ménages agricoles. L'agrégation de ces foyers permet de totaliser une population d'étude globale de 1193 enfants en âge scolaire sur un effectif total de 1623 enfants âgés de 0 à 17 ans révolus, constituant ainsi une base de données solide pour les inférences statistiques. L'analyse porte sur les enfants en âge scolaire.

### **Dispositif et outils de collecte des données**

La collecte des données primaires s'est matérialisée par l'administration d'un questionnaire quantitatif structuré, réalisé lors d'entretiens en face-à-face auprès des chefs de ménage. Afin d'optimiser la fiabilité des informations recueillies et de moderniser le processus d'enquête, l'étude a adopté une démarche de collecte numérisée de type CAPI (*Computer-Assisted Personal Interviewing*). Concrètement, l'instrument de mesure a d'abord été conceptualisé sur Microsoft Excel au format XLSForm, puis déployé via la plateforme de collecte en ligne KoboToolbox sur des terminaux mobiles (smartphones Android). Ce procédé technologique a offert un avantage méthodologique majeur : il a permis un contrôle direct de la qualité en limitant drastiquement les erreurs de saisie et en garantissant la cohérence logique des réponses directement sur le terrain, avant même la phase d'analyse.

### **Opérationnalisation des variables**

Afin de modéliser avec précision la pression structurelle pesant sur les décisions éducatives familiales, les variables du modèle ont été opérationnalisées de la manière suivante :

- Variable Dépendante (VD) : La variable centrale à expliquer est le statut de scolarisation de l'enfant. Elle a été codée de manière strictement dichotomique (0 = Non scolarisé ; 1 = Scolarisé).
- Variables Indépendantes (VI) : Le modèle intègre deux forces opposées. D'une part, le *capital éducatif du ménage* : plutôt que de se limiter au seul niveau du chef de famille, cette variable capte le

niveau d'instruction le plus élevé parmi tous les membres du foyer, englobant ainsi les adultes secondaires. D'autre part, la *pression démographique*, qui est évaluée via le Ratio de Dépendance Démographique (RDD) (rapport entre la population inactive des 0-14 ans et 65 ans et plus, et la population active des 15-64 ans).

- Variables de contrôle : L'analyse intègre *l'implication agricole et le statut de travailleur* pour évaluer la contribution économique de l'enfant. De plus, un indicateur clé, le *Ratio Travail/Scolarisation (RTS)*, a été calculé pour mesurer concrètement le niveau de « double charge » de l'enfant en évaluant la prédominance du temps productif sur le temps éducatif. Enfin, le *sexe de l'enfant* a été inclus pour neutraliser l'effet des inégalités de genre et de la division sexuelle des tâches domestiques.

### **Choix et justification du modèle statistique**

Le traitement informatique et l'analyse approfondie des données ont été réalisés à l'aide du logiciel IBM SPSS (version 25), en procédant par des statistiques descriptives, des tests bivariés (Khi-deux) et une modélisation multivariée. Dans cette étude nous avons opté pour la régression logistique binaire. Ce choix méthodologique s'impose et se justifie pour deux raisons fondamentales. D'une part, la nature de la variable dépendante (le statut de scolarisation) est strictement dichotomique (scolarisé vs non-scolarisé). D'autre part, et de manière décisive, la régression logistique permet de générer des *Odds Ratios* (Rapports de côtes, exprimés par l'Exp(B)). Contrairement au Probit, ces *Odds Ratios* offrent une interprétation directe et particulièrement intuitive des résultats : ils permettent de quantifier précisément dans quelle mesure une forte charge démographique ou la participation agricole multiplie ou divise les chances de maintien à l'école par rapport au capital éducatif mobilisable, répondant ainsi parfaitement aux objectifs d'évaluation des probabilités posés par notre problématique.

### **Considérations éthiques**

La présente recherche a été conduite dans le strict respect des protocoles éthiques inhérents aux sciences sociales et aux enquêtes de terrain en milieu rural vulnérable. L'intégrité de la démarche a été assurée en premier lieu par l'obtention systématique du consentement libre et éclairé des tuteurs légaux (chefs de famille) préalablement à l'administration de chaque questionnaire. De plus, le principe de non-nocivité a été scrupuleusement respecté. Enfin, une anonymisation rigoureuse et absolue des données individuelles et familiales a été garantie à toutes les étapes du processus scientifique (de la collecte informatique jusqu'à la publication de l'analyse) afin de protéger l'identité et la vie privée des populations enquêtées.



## Résultats

### Profil de ménages

#### Caractéristiques socioéconomiques des ménages

**Tableau 1** : Profil sociodémographique et économique des ménages

Statistiques descriptives des ménages					
	Taille du ménage	Nombre d'enfants	Age des membres du ménage	Actifs occupés	Inactifs
Moyenne	9,31	4,65	21,74	8,33	0,98
Médiane	8,00	4,00	17,00	7,00	1,00
Ecart type	4,388	2,676	16,934	4,241	1,195
Minimum	2	1	0	1	0
Maximum	26	15	89	25	7

Note. Élaboré par les auteurs à partir des données de l'enquête de terrain (décembre 2025).

Les ménages agricoles de l'échantillon se caractérisent par une très grande taille, comprenant en moyenne 9,31 personnes par foyer, avec un maximum atteignant 26 individus. L'écart-type de 4,388 indique une dispersion relativement importante autour de la moyenne (9,31 personnes). Cela signifie que la structure démographique n'est pas uniforme d'une famille à l'autre : la zone d'étude est caractérisée par une forte disparité, allant de petits foyers (2 personnes) à de très vastes unités domestiques (jusqu'à 26 personnes). Au sein de ces unités familiales, on dénombre une moyenne de 4,65 enfants, un chiffre pouvant s'élever jusqu'à 15 enfants dans certains ménages. L'écart-type associé (2,676) traduit une variabilité modérée de cette charge. Le fardeau démographique n'est pas uniforme, certains ménages n'ayant qu'un seul enfant à charge quand d'autres en comptent jusqu'à 15.

Concernant la structure par âge, la population est particulièrement jeune : l'âge moyen s'établit à 21,74 ans, mais la médiane se situe à 17 ans, ce qui signifie que la moitié des membres de ces ménages a un âge inférieur ou égal à 17 ans. L'Écart-type de 16,934) au niveau de l'âge est la plus forte dispersion du tableau. Autour d'une moyenne de 21,74 ans, cet écart-type très élevé montre une extrême hétérogénéité des âges. Cela illustre parfaitement la cohabitation de plusieurs générations sous le même toit (de 0 à 89 ans), confirmant la forte présence de familles élargies au sein des communautés cacaoyères.

Enfin, la répartition du statut d'activité révèle une très forte implication dans le travail : pour un ménage moyen, on compte en moyenne 8,33 actifs occupés (avec une médiane de 7), contre à peine 0,98 inactif (avec une médiane de 1). La forte dispersion de cet indicateur (écart-type de 4,241) montre que le volume de main-d'œuvre fluctue selon les foyers. À l'inverse, on dénombre à peine 0,98 inactif (avec une médiane de 1). C'est l'indicateur qui présente l'écart-type le plus faible (1,195). Cette très faible dispersion autour d'une moyenne quasi nulle prouve une homogénéité de comportement

d'une famille à l'autre. Quelle que soit la taille du ménage, l'inactivité est exceptionnelle.

### Distribution par âge et par sexe des chefs de ménage

**Tableau 2:** Distribution par âge et par sexe des chefs de ménage

		SEXE DU CHEF DE MENAGE		Total
		Homme	Femme	
<i>Classe d'âge du chef de ménage</i>	18-34 ans	68	14	82
	35-64 ans	293	19	312
	65 ans et Plus	39	0	39
<b>Total</b>		<b>400 (92,4%)</b>	<b>33 (7,6%)</b>	<b>433</b>

Note. Élaboré par les auteurs à partir des données de l'enquête de terrain (décembre 2025).

L'organisation domestique dans la région de Soubré reste assujettie à un modèle dominé par les hommes. L'analyse démographique révèle en effet que la gestion des ménages est monopolisée par les hommes (92,4 %), majoritairement d'âge avancé (72 % ont entre 35 et 64 ans). D'un point de vue sociologique, cette prédominance masculine traduit la persistance de règles coutumières qui confisquent le contrôle des ressources productives (foncier et capital) au profit quasi exclusif des hommes.

### Composition de la famille et scolarisation des enfants

**Tableau 3:** Structure de la famille et scolarisation des enfants

		Enfants scolarisés	Non scolarisés	Total
<b>Structure familiale</b>	Famille nucléaire	55,5%	50,3%	54,0%
	Famille Monoparentale	4,1%	5,5%	4,5%
	Famille Elargie	40,4%	44,2%	41,5%
<b>Total</b>		<b>100%</b>	<b>100%</b>	<b>100%</b>

Note. Élaboré par les auteurs à partir des données de l'enquête de terrain (décembre 2025).

L'analyse des données révèle que le modèle de la famille nucléaire est largement prédominant (54,0 % de l'échantillon total), suivi de près par la famille élargie (41,5 %), tandis que les familles monoparentales demeurent marginales (4,5 %). On observe des variations intéressantes dans la répartition de la scolarisation : Les enfants issus de familles nucléaires sont proportionnellement surreprésentés parmi les non-scolarisés (55,5 % contre 50,3 % chez les scolarisés). Cependant, le test du Khi-carré confirme l'hypothèse d'indépendance entre les variables ( $p$ -value = 0,209 ; donc pas significatif au seuil de 5%). À l'inverse, les familles élargies (44,2 % des scolarisés contre 40,4 % des non-scolarisés) et les familles monoparentales (5,5 % contre 4,1 %) semblent offrir un léger avantage comparatif en matière d'accès à l'école au sein de cet échantillon. Malgré les variations de

pourcentages observées, les modélisations statistiques démontrent que la typologie structurelle du ménage (nucléaire, élargie, monoparentale) n'exerce pas, isolément, d'influence statistiquement significative sur la probabilité de scolariser un enfant (le test du Khi-deux affichant une p-value de 0,494). Les contraintes économiques liées à la précarité cacaoyère s'appliquent de manière relativement uniforme à tous les modèles. En réalité, la structure familiale agit davantage comme un « proxy » de la vulnérabilité économique globale du foyer.

### Profil des enfants membres des ménages

Tableau 4 : Caractéristiques des enfants

<b>Sexe des enfants (&lt;18 ans)</b>		
	Fréquence (n)	Pourcentage (%)
Féminin	796	49
Masculin	827	51
<b>Total</b>	<b>1623</b>	<b>100</b>
<b>Sexe des enfants (&lt;18 ans)</b>		
	Fréquence (n)	Pourcentage (%)
Féminin	796	49
Masculin	827	51
Total	1623	100
12-17 ans	486	29,9
<b>Total</b>	<b>1623</b>	<b>100</b>
<b>Enfant scolarisé (5-17 ans)</b>		
	Fréquence (n)	Pourcentage (%)
Non	849	71,2
Oui	344	28,8
Total	1193	100
<b>ENFANT participant aux activités AGRICOLES du ménage</b>		
	Fréquence (n)	Pourcentage (%)
Enfant Non AGRICOLE	938	78
Enfant AGRICOLE	264	22
<b>Total</b>	<b>1202</b>	<b>100</b>

Note. Élaboré par les auteurs à partir des données de l'enquête de terrain (décembre 2025).

L'analyse du tableau montre que sur un total de 1 623 enfants de moins de 18 ans, la répartition par sexe est quasi paritaire, avec 51,0 % de garçons (827) et 49,0 % de filles (796). Par ailleurs, les adolescents de 12 à 17 ans représentent 29,9 % de cette population. Au niveau du statut de scolarisation, sur les 1193 enfants en âge d'être scolarisés (5-17 ans), une écrasante majorité de 71,2 % n'est pas scolarisée (849 enfants), contre seulement 28,8 % qui fréquentent l'école. Sur 1 202 enfants recensés pour l'indicateur de participation agricole, 22,0 % (soit 264 enfants) participent

activement aux travaux agricoles du ménage, tandis que 78,0 % sont déclarés "non agricoles".

### Analyses bivariées et test du Khi-deux

**Tableau 5** : Effets de l'éducation, de la pression agricole et du travail enfantine sur la scolarisation des enfants

Capital éducatif parental et scolarisation de l'enfant				
		Enfant scolarisé		Total
		Non	Oui	
Capital éducatif parental (niveau d'instruction mbre du ménage)	Aucun niveau	98,0%	2,0%	100,0%
	Primaire	84,4%	15,6%	100,0%
	Collège	15,5%	84,5%	100,0%
	Lycée et +		100,0%	100,0%
	Franco-arabe/Ecole coranique	71,6%	28,4%	100,0%
<b>Total</b>		<b>70,8%</b>	<b>29,2%</b>	<b>100,0%</b>
Khi-carré : p-value = 0,000 (très significatif au seuil de 5%)				
Influence de la dépendance démographique du ménage sur la scolarisation				
		Enfant scolarisé		Total
		Non	Oui	
Classe dépendance démographique du ménage	Faible	58,2%	41,8%	100,0%
	Moyenne	72,4%	27,6%	100,0%
	Élevée	72,8%	27,2%	100,0%
<b>Total</b>		<b>71,1%</b>	<b>28,9%</b>	<b>100,0%</b>
Khi-carré : p-value = 0,004 (très significatif au seuil de 5%)				
Influence du travail de l'Enfant sur sa scolarisation				
		Enfant scolarisé		Total
		Non	Oui	
Participation au travail de l'Enfant (5-17 ans)	Enfant Non travailleur	68,6%	31,4%	100,0%
	Enfant travailleur	86,9%	13,1%	100,0%
<b>Total</b>		<b>70,9%</b>	<b>29,1%</b>	<b>100,0%</b>
Khi-carré : p-value = 0,000 (très significatif au seuil de 5%)				
Effets de la participation de l'enfant aux activités agricoles du ménage sur la scolarisation				
		Enfant scolarisé		Total
		Non	Oui	
ENFANT participe aux activités AGRICOLES du ménage	Enfant Non AGRICOLE	73,7%	26,3%	100,0%
	Enfant AGRICOLE	61,3%	38,7%	100,0%
<b>Total</b>		<b>71,1%</b>	<b>28,9%</b>	<b>100,0%</b>
Khi-carré : p-value = 0,000 (très significatif au seuil de 5%)				

Note. Élaboré par les auteurs à partir des données de l'enquête de terrain (décembre 2025).

Tout d'abord, les données mettent en exergue une relation directe, forte et proportionnelle entre le capital éducatif présent dans le ménage et le taux de scolarisation de l'enfant (p-value = 0,000). Dans les foyers n'ayant « Aucun niveau » d'instruction, la déscolarisation est quasi absolue, frappant

98,0 % des enfants (pour seulement 2,0 % de scolarisés). La prédominance de la non-scolarisation se maintient au sein des ménages dont le niveau d'instruction plafonne au "Primaire", touchant encore 84,4 % des enfants. Le véritable point de bascule statistique s'opère lorsque le ménage atteint le niveau « Collège » : la tendance s'inverse alors radicalement avec 84,5 % d'enfants scolarisés. Cette dynamique protectrice atteint son apogée au niveau « Lycée et + », où la scolarisation devient totale (100,0 %). Par ailleurs, le passage par une éducation de type « Franco-arabe/Ecole coranique » aboutit à un taux de scolarisation intermédiaire de 28,4 %. Ensuite, l'influence de la dépendance démographique (p-value = 0,004) démontre une relation inverse entre la charge supportée par le foyer et la fréquentation scolaire. Les ménages bénéficiant d'une dépendance démographique « Faible » affichent le meilleur taux de scolarisation (41,8 %). En revanche, dès que cette dépendance se situe atteind la « Moyenne » ou est « Élevée », le taux de non-scolarisation bondit pour se stabiliser respectivement à 72,4 % et 72,8 % (réduisant la part des enfants scolarisés autour de 27 %). Parallèlement, l'implication de l'enfant dans le travail exerce un impact direct et particulièrement négatif sur sa trajectoire éducative (p-value = 0,000). Chez les enfants considérés comme « Non travailleurs », le taux de scolarisation se maintient à 31,4 % (contre 68,6 % de non-scolarisés). Mais chez les enfants identifiés comme « Travailleurs », ce taux s'effondre de plus de la moitié, ne représentant plus que 13,1 % (soit 86,9 % d'enfants déscolarisés). Toutefois, l'analyse spécifique des effets de la participation aux activités agricoles (p-value = 0,000) révèle une distribution inattendue qui nuance le point précédent. Paradoxalement, les enfants déclarés « Non AGRICOLE » présentent un taux de non-scolarisation très élevé de 73,7 % (pour 26,3 % de scolarisés). À l'inverse, parmi les enfants formellement identifiés comme « AGRICOLE », le taux de scolarisation est proportionnellement plus élevé, atteignant 38,7 % (avec 61,3 % de non-scolarisés).

### **Analyse des déterminants de la scolarisation à Soubré**

Pour bien comprendre notre analyse, il est important de noter que la variable dépendante de ce modèle est "Enfant scolarisé" (codée : 0 = Non, 1 = Oui). Par conséquent : Un Odds Ratio (Exp(B)) supérieur à 1 indique une augmentation de la probabilité d'être scolarisé. Lorsqu'il est inférieur à 1, il indique une augmentation de la probabilité de non-scolarisation. Ainsi, une variable est considérée comme ayant un effet statistiquement significatif si la valeur Sig. (p-value) est inférieure à 0,05.

Lecture de la significativité (tableau ci-dessous) : \*\*\* p<0,01 ; \*\* p<0,05 ;  
\* p<0,1

**Tableau 6:** Déterminants de la scolarisation des enfants

<i>Nom de la variable</i>	Modalité testée	Coefficient (B)	Significativité (Sig.)	Odds Ratio (Exp(B))
<i>Dépendance démographique</i>	Moyenne (Réf: Faible)	-0,632	0,052**	0,532
	Élevée (Réf: Faible)	-0,856	0,013**	0,425
<i>Capital éducatif parental</i>	Primaire (Réf: Aucun)	1,887	0,000***	6,597
	Collège (Réf: Aucun)	5,398	0,000***	220,916
	Lycée et + (Réf: Aucun)	24,884	0,998	64 138 709 742
	Franco-arabe (Réf: Aucun)	2,699	0,000***	14,860
<i>Nombre d'enfants dans le ménage</i>	Variable continue	0,049	0,194	1,050
<i>Sexe des enfants</i>	Féminin (Réf: Masculin)	-0,091	0,603	0,913
<i>Participation au travail (5-17 ans)</i>	Non travailleur (Réf: Travailleur)	1,515	0,000***	4,549
<i>Participation aux activités AGRICOLES</i>	Non AGRICOLE (Réf: Agricole)	-0,600	0,009***	0,549
<i>Ratio Travail/ Scolarisation</i>	Variable continue	2,153	0,000***	8,609
<i>Constante</i>	-	-6,706	0,000	0,001

Note. Modélisation réalisée par les auteurs à partir des données de l'enquête de terrain (décembre 2025). (Les références (Réf) ont été déduites du codage des variables catégorielles initiales)

Le capital éducatif parental est le facteur le plus déterminant : L'éducation des parents favorise massivement la scolarisation. Par rapport à un parent sans aucun niveau d'instruction, un parent ayant un niveau primaire multiplie les chances de scolariser son enfant par 6,6 (Sig = 0,000). Pour le niveau collège, ces chances sont multipliées par 220,9. (Note : Le résultat astronomique pour "Lycée et +" n'est pas statistiquement significatif (Sig = 0,998), très probablement en raison du très faible nombre d'observations pour cette catégorie qui ne compte que 13 individus). L'impact du travail des enfants : Un enfant qui ne travaille pas (Non travailleur) a 4,5 fois plus de chances d'être scolarisé qu'un enfant travailleur, et ce résultat est hautement significatif (Sig = 0,000). La dépendance démographique du ménage : Plus le ménage a une charge démographique élevée, plus la probabilité de non-scolarisation augmente. Les enfants issus d'un ménage à dépendance "Élevée" ont 0,42 fois les chances (soit une réduction de 57,5%) d'être scolarisés par rapport à ceux d'un ménage à faible dépendance (Sig = 0,013). Le sexe de l'enfant n'influence pas significativement la scolarisation :

L'Odds Ratio de 0,913 pour les filles indique une très légère tendance à la non-scolarisation par rapport aux garçons, mais avec un seuil de significativité de 0,603 (largement au-dessus de 0,05), cette variable n'a pas d'impact statistiquement prouvé dans ce modèle. Concernant la variable "Nombre d'enfants dans le ménage" : La significativité (Sig.) est de 0,194. Ce chiffre étant supérieur au seuil de 0,05, cela signifie que, dans ce modèle précis, le nombre d'enfants n'exerce pas un effet statistiquement significatif sur la scolarisation ou la non-scolarisation. De plus, le coefficient (B) est positif (0,049) et l'Odds Ratio (Exp(B)) est de 1,050. Si cet effet était significatif, un Odds Ratio supérieur à 1 signifierait que chaque enfant supplémentaire augmenterait très légèrement (de 5%) la probabilité d'être scolarisé.

## Discussions

L'analyse multivariée des déterminants de la scolarisation dans la région de Soubré révèle une dynamique complexe où s'entremêlent le capital culturel de la famille, les contraintes démographiques pesant sur le foyer et les impératifs de survie économique.

En effet, les résultats empiriques révèlent que le capital éducatif familial de niveau primaire multiplie les chances de scolarisation par 6,5 (OR=6,597 ;  $p < 0,001$ ), et celui de niveau collège les multiplie par 220 (OR=220,916 ;  $p < 0,001$ ). À la lumière de la théorie de la reproduction sociale et du capital culturel (Bourdieu et Passeron, 1970 ; Bourdieu, 1979), ces résultats indiquent que l'environnement éducatif du foyer transmet des dispositions culturelles, un *habitus* et des codes invisibles qui facilitent grandement l'adaptation de l'enfant aux attentes de l'institution scolaire. Les familles dotées d'un solide capital culturel perçoivent l'école non pas avec la défiance propre aux milieux les plus modestes, mais comme un instrument de mobilité sociale légitime et indispensable. L'école tend à valoriser ce bagage culturel et cognitif hérité du milieu familial, instaurant ainsi une reproduction mécanique des inégalités de départ (Duru-Bellat, 2002). Cette dynamique profondément protectrice confirme pleinement les travaux antérieurs menés au Mali et en Afrique de l'Ouest, qui ont démontré que le capital éducatif présent au sein du ménage (celui des parents, mais aussi des adultes secondaires) constitue le principal rempart contre l'échec et le décrochage scolaire, tout en atténuant les disparités de genre (Kuepie et Misangumukini, 2012). Par ailleurs, d'autres recherches confirment que l'élévation du niveau d'instruction du chef de famille constitue le socle d'une adhésion durable au processus de scolarisation, en modifiant fondamentalement les représentations de l'école au sein de la société (Lange, 1998 ; Gérard, 2001).

Cependant, une charge de dépendance démographique élevée diminue drastiquement les probabilités de scolarisation ( $OR=0,425$  ;  $p=0,013$ ) par rapport à une charge faible. Ce résultat confirme de manière éclatante notre première hypothèse de recherche, postulant qu'une forte dépendance démographique (ratio inactifs/actifs élevé) dilue les ressources du ménage et annule les effets bénéfiques du capital éducatif parental, forçant la transformation de l'enfant en unité de production. Ce constat illustre parfaitement le mécanisme redoutable de la « dilution des ressources » (Eloundou-Enyegue et Davanzo, 2003 ; Gauthier-Jaques, 2023). L'augmentation du ratio entre les inactifs (enfants en bas âge, personnes âgées) et les actifs au sein des familles agricoles nombreuses fragmente de manière critique le capital financier, matériel et attentionnel disponible pour chaque enfant. La présence de très jeunes enfants dans un foyer capte une grande part des ressources domestiques, ce qui s'opère bien souvent au détriment direct de la fréquentation scolaire des aînés (Kouamé et Schellekens, 2002). Dans ces foyers à forte charge démographique, la division sexuelle du travail assigne très précocement les jeunes filles aux corvées d'eau, aux travaux ménagers et à la garde des cadets. Cette pression précipite inéluctablement l'abandon scolaire des filles pour permettre la survie de la structure familiale élargie (Marcoux, 1998).

Parallèlement, l'impact du travail corrobore cette vulnérabilité : un enfant non travailleur a 4,5 fois plus de chances d'être scolarisé qu'un enfant travailleur ( $OR=4,549$  ;  $p<0,001$ ). Ce constat s'interprète directement par le prisme de l'axiome de luxe et de la théorie du capital humain (Basu et Van, 1998 ; Becker, 1964). Face à l'extrême précarité des communautés cacaoyères, l'investissement de long terme dans l'accumulation du capital humain (la formation de l'enfant) est sacrifié au profit de la survie économique immédiate du foyer. La scolarisation devient un luxe inabordable face au coût d'opportunité colossal que représente la perte de la force de travail infantile sur la plantation. Cette dynamique d'exclusion par la mise au travail corrobore les données institutionnelles qui documentent la forte attraction et l'utilisation persistante de la main-d'œuvre infantile dans l'économie de rente (ICI, 2023 ; Sadhu et al., 2020). La littérature ajoute que cette mobilisation juvénile n'est pas un rejet de l'école par principe, mais s'inscrit dans une stricte logique de subsistance où le mode de production paysan a un besoin vital de maximiser les bras valides face à l'amenuisement des rendements agricoles (Kobiané, 2002, 2006 ; Schlemmer, 1996).

Toutefois, les données font émerger une nuance empirique fondamentale concernant la nature même du travail. De façon paradoxale, le fait de ne pas participer aux activités agricoles réduit les chances de scolarisation par rapport à ceux qui y participent ( $OR=0,549$  ;  $p=0,009$ ). Ce résultat vient valider et affiner notre seconde hypothèse de recherche. Il



remet frontalement en cause le modèle binaire classique qui postulait une substitution stricte, linéaire et mutuellement exclusive entre le temps de travail et le temps scolaire (Baland et Robinson, 2000). Les données valident au contraire le paradigme de la « triple compétence » et l'émergence concrète de la figure de l'« écolier-travailleur » (Buono et Babo, 2013). Dans le contexte de forte tension rurale à Soubré, une part importante d'enfants s'insère dans l'économie cacaoyère précisément pour financer sa propre scolarité (achat de fournitures) ou pour compenser les coûts indirects de l'éducation face à la pauvreté de leurs parents. Ils assument ainsi une lourde « double charge ». Des études antérieures analysant l'intensité du travail « élève » montrent qu'un travail de faible intensité peut agir comme un mécanisme de survie permettant le maintien temporaire à l'école, mais le dépassement de ce seuil (souvent au-delà de 15 à 20 heures) induit une profonde fatigue cognitive et précipite le décrochage (Ray et Lancaster, 2003 ; Schuller, 2017).

Bien que cette modélisation offre des résultats robustes et intégrés, l'étude présente des limites explicites majeures qu'il convient de souligner pour circonscrire la portée de l'analyse. Premièrement, sur le plan strictement méthodologique, le recours exclusif à des données transversales ne permet pas de démontrer une causalité temporelle stricte, n'offrant qu'une photographie à un instant donné des trajectoires scolaires alors que le décrochage est un processus cumulatif (Bressoux, 2008). Deuxièmement, les estimations s'exposent à un biais de sélection potentiel inhérent à l'observation d'individus qui ont déjà réussi à s'insérer dans l'école, que des modèles de correction (type Heckman) pourraient traiter. Troisièmement, le résultat statistiquement astronomique observé pour le modèle de capital éducatif « Lycée et + » souffre d'une évidente non-représentativité : cet Odds Ratio s'avère non significatif ( $p=0,998$ ) en raison d'un effectif dérisoire (seulement 13 individus).

Enfin, la limite la plus structurelle de ce modèle est sa focalisation sur la seule sphère intrafamiliale, omettant de *facto* des facteurs institutionnels et exogènes pourtant critiques. En effet, l'éloignement géographique et le sous-équipement dégradent considérablement l'environnement d'apprentissage (Lanoue, 2003), avec de nombreuses écoles publiques primaires ne disposant ni d'électricité ni de latrines fonctionnelles (MENETFP/DSPS, 2021). À ces défaillances s'ajoute le phénomène de privatisation et de marchandisation de l'éducation, qui exacerbe les inégalités d'accès au profit des ménages les plus nantis (Goin Bi et Koutou, 2019). Le modèle ignore également l'impact dévastateur des chocs macro-structurels : les crises climatiques (sécheresses, inondations) et économiques (crise et spéculations incontrôlées de la filière cacao) perturbent la scolarité de centaines de millions d'enfants à travers le monde, détruisant les récoltes et

exacerbant la vulnérabilité des ménages ruraux (UNICEF, 2024 ; Project Drawdown, 2021). Ces chocs climatiques et économiques se couplent aux crises phytosanitaires comme la maladie du *Cocoa Swollen Shoot* (Adopo et al., 2022) qui assèchent subitement la trésorerie des paysans et les poussent à déscolariser leurs enfants. Enfin, le cadre exclut de lourdes normes socioculturelles, telles que les mariages et grossesses précoces (UNFPA WCARO, 2015), ainsi que la persistance de modèles éducatifs concurrents, à l'instar de l'éducation coranique, qui demeure privilégiée dans certaines communautés rurales par rejet d'un modèle formel jugé exogène (Danhi, 2023) ou trop coûteux. L'intégration de ces vulnérabilités institutionnelles, climatiques, économiques et socioculturelles constituerait une nécessité absolue pour les recherches futures.

## Conclusion

En définitive, cette étude révèle que la scolarisation dans les communautés cacaoyères de Soubré est prise en étau entre aspirations éducatives et contraintes de survie. Si le capital éducatif parental protège du décrochage, la « dilution des ressources » induite par une forte charge démographique (Eloundou-Enyegue et Davanzo, 2003 ; Gauthier-Jaques, 2023) contraint les ménages précaires à recourir au travail infantile (Basu et Van, 1998). La figure de l'« écolier-travailleur » (Buono et Babo, 2013) nuance ce constat : le travail finance parfois temporairement l'école, mais cette « double charge » épuise cognitivement l'enfant et accélère inéluctablement son décrochage (Ray et Lancaster, 2003 ; Schuller, 2017).

Face à ces défis, l'application de la loi sur la scolarisation obligatoire s'avère insuffisante sans actions structurelles. Il est urgent de réduire la pauvreté agricole en soutenant financièrement les producteurs face aux chocs, tels que la maladie du *Cocoa Swollen Shoot* (Adopo et al., 2022), pour diminuer leur dépendance à la main-d'œuvre infantile. Parallèlement, un investissement massif dans les infrastructures scolaires de proximité (eau, électricité, latrines) est un préalable absolu (Lanoue, 2003 ; MENETFP/DSPS, 2021).

Enfin, de futures études longitudinales sont nécessaires pour analyser le décrochage comme un processus temporel progressif (Bressoux, 2008). Celles-ci devront intégrer le bien-être psychologique des élèves pour évaluer le coût mental de cette double charge, et s'ouvrir à des comparaisons inter-régionales pour éprouver la robustesse de ce modèle au-delà de l'économie cacaoyère.

**Conflit d'intérêts :** Les auteurs n'ont signalé aucun conflit d'intérêts.

**Disponibilité des données :** Toutes les données sont incluses dans le contenu de l'article.

**Déclaration de financement :** Nous tenons à exprimer notre profonde gratitude à l'Institut Universitaire d'Abidjan (IUA) pour son précieux soutien financier. Ce financement a été déterminant pour la réalisation et le bon déroulement de la phase de collecte de données sur le terrain, menée dans le cadre de l'étude de cette thèse.

### References:

1. Abou Pokou, E. (2021). *Effets de la qualité de l'école sur la scolarisation et le travail des enfants dans les zones sélectionnées de la Côte d'Ivoire* (AERC Research Paper No. 451). African Economic Research Consortium.
2. Adopo, W. A., et al. (2022). Impact of swollen shoot disease on the livelihoods of smallholder cocoa farmers in Côte d'Ivoire. *European Scientific Journal, ESJ*, 18(40).
3. Baland, J.-M., & Robinson, J. A. (2000). Is child labor inefficient? *Journal of Political Economy*, 108(4), 663-679.
4. Banque Mondiale. (2019). *Situation économique en Côte d'Ivoire — Au pays du cacao : Comment transformer la Côte d'Ivoire* (9<sup>e</sup> éd.).
5. Basu, K., & Van, P. H. (1998). The economics of child labor. *The American Economic Review*, 88(3), 412-427.
6. Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education*. Columbia University Press.
7. Bourdieu, P. (1979). *La distinction : Critique sociale du jugement*. Éditions de Minuit.
8. Bourdieu, P., & Passeron, J.-C. (1970). *La reproduction : Les fonctions du système d'enseignement*. Éditions de Minuit.
9. Bressoux, P. (2008). *Modélisation statistique appliquée aux sciences sociales*. De Boeck.
10. Buono, & Babo. (2013). Le paradigme de la « triple compétence » et de la figure de l'« écolier-travailleur ».
11. Commission européenne. (2020). *Mettre fin au travail des enfants et promouvoir une production durable du cacao en Côte d'Ivoire et au Ghana* (Note de synthèse préparée par Zegers, M. C. R., & Ayenor, G. K.).
12. Coulibaly, Z. (1997). *L'évolution de l'enseignement et de la formation des enseignants du primaire au Burkina Faso (1903-1995)* [Thèse de doctorat, Université de Lille].

13. Danhi, A. (2023). Réforme éducative et défis d'intégration du système d'éducation coranique en Côte d'Ivoire. *DaloGéo*, 009, 202-211.
14. Désalmand, P. (1983). *Histoire de l'éducation en Côte d'Ivoire. Tome 1 : Des origines à la Conférence de Brazzaville*. CEDA.
15. Direction des Études, des Stratégies, de la Planification et des Statistiques (DESPS). (2022). *Statistiques scolaires de poche 2021-2022*. Ministère de l'Éducation Nationale et de l'Alphabétisation (MENA), République de Côte d'Ivoire.
16. Direction des Études, des Stratégies, de la Planification et des Statistiques (DESPS). (2023). *Statistiques scolaires de poche 2022-2023*. Ministère de l'Éducation Nationale et de l'Alphabétisation (MENA), République de Côte d'Ivoire.
17. Direction des Études, des Stratégies, de la Planification et des Statistiques (DESPS). (2024). *Statistiques scolaires de poche 2023-2024 & 2024-2025*. Ministère de l'Éducation Nationale et de l'Alphabétisation (MENA), République de Côte d'Ivoire.
18. Direction des Stratégies, de la Planification et des Statistiques (DSPS). (2021). *Statistiques scolaires de poche 2020-2021*. Ministère de l'Éducation Nationale, de l'Enseignement Technique et de la Formation Professionnelle (MENETFP), République de Côte d'Ivoire.
19. Duru-Bellat, M. (2002). *Les inégalités sociales à l'école : Genèse et mythes*. PUF.
20. Duru-Bellat, M. (2009). *Accès à l'éducation : Quelles inégalités dans la France d'aujourd'hui ?* UNESCO.
21. Eloundou-Enyegue, P., & Davanzo, J. (2003). *Taille de la famille et revenus des ménages : Interactions sur la scolarisation*. CICRED.
22. Escardíbul, Josep-Oriol and Villarroya, Anna (2009) 'The inequalities in school choice in Spain in accordance to PISA data', *Journal of Education Policy*, 24: 6, 673 — 696
23. Foubert, T., & International Cocoa Initiative (ICI). (2022). *Étude sur les systèmes de remédiation du travail des enfants dans les communautés productrices de cacao en Côte d'Ivoire*.
24. Gauthier-Jaques, C. (2023). *Influence de la fratrie dans le développement et le parcours scolaire d'un-e enfant* [Mémoire, Sonar].
25. Gérard, E. (2001). La demande d'éducation en Afrique : Approches sociologiques. In *La demande d'éducation en Afrique*. UEPA.
26. Gnaoulé-Oupoh, B. (2000). L'école coloniale en Côte d'Ivoire. In *La littérature ivoirienne* (pp. 13-27). Karthala.

27. Goin Bi, Z. T., & Koutou, N. C. (2019). De la privatisation à la marchandisation de l'éducation en Côte d'Ivoire. *Revue internationale d'éducation de Sèvres*, (82), 85-92.
28. International Cocoa Initiative (ICI). (2023). *Données d'activité et de remédiation 2022*.
29. International Labour Organization (ILO) & IPEC. (2015). *Côte d'Ivoire : Enquête nationale sur la situation de l'emploi et du travail des enfants (ENSETE 2013) (Rapport final)*. Genève.
30. Insee. (2007). (Cité dans le texte pour le lien pauvreté/taille du ménage).
31. Journal Officiel de la République de Côte d'Ivoire. (2015). *Loi n° 2015-635 du 17 septembre 2015 portant institution de la scolarisation obligatoire*. Abidjan.
32. Kobiané, J.-F. (2002). *Ménages et scolarisation des enfants au Burkina Faso* [Thèse de doctorat, Université catholique de Louvain].
33. Kobiané, J.-F. (2006). École et travail des enfants dans les pays du Sud : Situation actuelle et perspectives. In *Défis du développement en Afrique subsaharienne*. IRD.
34. Koffi. (2025). *Le cacao comme « sève vitale » de la Côte d'Ivoire*.
35. Kouadio, N. N. (2025). L'éducation scolaire coloniale en Côte d'Ivoire : Motivations et perspectives. *Revue ZAOULI*, 3(10), 108-130.
36. Kouakou et al. (2011). (Cités dans le texte concernant le Swollen Shoot à Bazré).
37. Kouamé, A., & Schellekens, J. (2002). Développement rural et attitude à l'égard de la taille de la famille en Côte d'Ivoire. *Population*, 57(2), 295-326.
38. Kuepie, M., & Misangumukini, N. (2012). Environnements économique et éducatif des ménages et difficultés scolaires des enfants au Mali. *L'Actualité économique*, 88(4), 403-428.
39. Lange, M.-F. (1998). *L'école et les filles en Afrique. Scolarisation sous conditions*. Karthala.
40. Lange, M.-F. (2006). Les familles face à l'école : Évolution des rapports et des représentations. In M. Pilon (Éd.).
41. Lanoue, E. (2003). L'École à l'épreuve de la guerre. *Politique africaine*.
42. Marcoux, R. (1998). Entre l'école et la calebasse. Sous-scolarisation des filles et mise au travail à Bamako. In M.-F. Lange (Éd.), *L'école et les filles en Afrique. Scolarisation sous conditions*. Karthala.
43. Ministère de l'Éducation Nationale et de l'Alphabétisation (MENA) / DSPS. (2021). *Statistiques scolaires de poche 2020-2021*. République de Côte d'Ivoire.

44. Ministère de l'Éducation Nationale, de l'Enseignement Technique et de la Formation Professionnelle (MENETFP) / DSPS. (2021). *Statistiques scolaires de poche 2020-2021*. République de Côte d'Ivoire.
45. Mimche, H. (2004). (Cité dans le texte concernant la pauvreté comme déterminant).
46. Performance DRENA Soubré. (2024). *Rapport de performance et indicateurs scolaires de la DRENA de Soubré (Période 2020-2024)*. Document de synthèse régionale.
47. Project Drawdown. (2021). *Éducation des filles et planification familiale*. Drawdown Solutions.
48. Ray, R., & Lancaster, G. (2003). *Does child labour affect school attendance and performance? Multy country evidence on SIMPOC data*. IPEC/ILO.
49. Sadhu, S., et al. (2020). *Assessing the progress of reducing child labor in cocoa production in cocoa growing areas of Côte d'Ivoire and Ghana*. NORC at the University of Chicago.
50. Schlemmer, B. (1996). Économie du travail des enfants. In *L'enfant exploité*. Karthala-ORSTOM.
51. Schuller, M. (2017). *Décrochage scolaire et travail étudiant : État des lieux*. Pour la Solidarité, Notes d'analyse.
52. Toumbou. (2024). *Analyse de la contribution de la filière café-cacao au PIB national*.
53. UNFPA WCARO. (2015). *Pourquoi la lutte contre le mariage d'enfants et les grossesses d'adolescentes est essentielle*.
54. UNICEF. (2024). *La scolarité de près de 250 millions d'enfants a été perturbée par les crises climatiques en 2024* [Communiqué de presse]