

Titre : Inégalités entre filles et garçons dans le confiage des enfants au Malawi rural : les différences selon les groupes ethniques et les générations de parents

Introduction

Le confiage ou placement d'enfant consiste à déléguer la garde d'un enfant à des personnes autres que ses parents biologiques. En Afrique subsaharienne, cette pratique est courante et se déroule généralement de façon informelle, c'est-à-dire qu'un accord est trouvé entre les familles biologique et d'accueil sans l'intervention des institutions habilitées à le faire (Isiugo-Abanihe, 1985 ; Bledsoe et Isiugo-Abanihe, 1989). Sur le continent, on aurait en moyenne une mère sur cinq (20%) qui mettrait en famille d'accueil au moins un de ses enfants de moins de 16 ans (Cotton, 2021). La décision des parents biologiques de confier un de leur enfant est considéré dans la littérature comme un moyen pour faire face aux difficultés économiques, aux crises et transitions familiales (décès, invalidité des parents, remariage, divorce, nouvelle naissance) survenues au sein des ménages (Akresh, 2009; Frank, 1985; Yeatman & Grant, 2014). Elle est aussi analysée sous le prisme culturel comme étant un moyen de renforcement des liens entre les familles mais aussi comme l'expression de la solidarité familiale (Antoine, 1986; Delaunay, 2009; Lallemand, 1996, Lallemand, 1976). Le confiage peut également aller au-delà de tous ces aspects socioculturels, démographiques ou économiques en ayant pour principale motivation l'accès à l'éducation de l'enfant confié ou l'amélioration des conditions de sa prise en charge de façon général (Kpadonou, 2017; Pilon, 2005).

Tous les enfants ne sont pas affectés de manière similaire par le confiage. Il existe des différences importantes entre certains groupes et l'une d'entre elles est basée sur le sexe de l'enfant. Plusieurs auteurs notamment Vandermeersch (2002) au Sénégal ont observé que les chances de confiage des filles étaient plus élevées que celles des garçons. La principale raison avancée dans la littérature, qui expliquerait cette inégalité serait liée aux préférences des ménages d'accueils qui solliciteraient plus les filles pour l'accomplissement des travaux domestiques (Pilon, 2005; Pilon & Ségniagbéto, 2014). Les travaux qui se sont intéressés à ces inégalités dans le confiage entre filles et garçons présentent quelques limites importantes.

Premièrement, les différences fondamentales entre les sociétés matriarcales et patriarcales en termes de relation de genre aussi bien à l'âge adulte que dans l'enfance nous oblige à ne plus étudier les inégalités entre le confiage des filles et celui des garçons comme par le passé, c'est-à-dire de manière générale sans tenir compte de la spécificité de ces deux contextes. En effet, les filles et les femmes ont un meilleur statut social dans le matriarcat, les filles subissent moins les abus et les discriminations par rapport aux garçons (Diop, 1959; Maffettone & Danese, 2021). Ce statut plus valorisé peut entraîner aussi une réduction des inégalités dans le confiage dans ce sens que les filles ne seront pas systématiquement choisies pour être confiées dans une famille d'accueil présentant un risque élevé d'exploitation. En revanche, dans le patriarcat, on observe la situation inverse. Les enfants garçons sont plus valorisés, pouvant entraîner une exposition plus accrue des filles à des confiages dans des ménages à risque d'exploitation. Une présence importante des

ménages d'accueils avec des motivations éloignées du bien-être des enfants confiés pourrait ainsi entraîner des inégalités accentuées entre les sexes dans le patriarcat.

Deuxièmement, les écarts entre les sexes ont été étudiés de façon transversale après que l'enfant ai été déjà confié. Cela est due probablement à la nature des données les plus accessibles pour étudier cette problématique à savoir les Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS). Les informations pris en compte dans ces études sont généralement celles des ménages d'accueils uniquement alors que les écarts pourraient être justifiés non seulement par les caractéristiques et les préférences des ménages d'accueil sur le sexe de l'enfant qu'ils souhaitent accueillir mais aussi par les caractéristiques des ménages et des parents biologiques.

Dans ce travail, nous allons étudier l'influence du sexe de l'enfant sur le confiage selon l'idéologie du groupe ethnique (matrilinéaire, matrilinéaire en transformation et patrilinéaire). Nous allons également nous intéressés aux différences entre filles et garçons selon les générations des parents aussi bien dans les groupes ethniques à idéologie matriarcale que dans celles avec une idéologie patriarcale. Nous allons adopter une approche longitudinale, plus adapté aux études causales que l'approche transversale. Les enfants ne seront pas observés uniquement après le confiage mais aussi lorsqu'ils résident encore avec leurs parents biologiques. Nous nous attendons à ce que les écarts entre les filles et les garçons en matière de confiage soient une réalité aussi bien dans les groupes ethniques à filiation matrilinéaire ou patrilinéaire mais avec la particularité que ces écarts soient plus accentués dans le patriarcat. Nous pensons aussi que ces écarts dans le confiage sont moins accentués chez les enfants des jeunes parents comparativement à ceux ayant les parents de générations plus anciennes. Nous allons nous intéresser au cas spécifique du Malawi rural, qui est non seulement une zone à forte tradition de confiage, où nous avons des groupes ethniques avec des idéologies matriarcales et patriarcales mais aussi où nous avons des ethnies matriarcales en mutation à cause de leur exposition avancée aux valeurs du patriarcat.

Méthodologie

Données

Nous utiliserons les données collectées dans le cadre du projet intitulé : « *The Malawi Longitudinal Study of Families and Health (MLSFH)* ». Le MLSFH est une enquête longitudinale qui a suivi les femmes et leurs conjoints de 1998 à 2010 dans trois districts du Malawi : Rumphu au nord du pays, Mchinji au centre et Balaka au sud. L'échantillon de la collecte de 1998 a été constitué en utilisant un échantillonnage aléatoire par grappes et a été très similaire en termes de caractéristiques à l'échantillon de la population rurale de l'enquête démographique et de santé (EDS) du Malawi de 1996 (MLSFH, 2009).

Population cible

La charte africaine des droits et du bien-être de l'enfant considère un enfant comme « *tout être humain âgé de moins de 18 ans* ». Dans ce travail, nous allons également adopter cette définition en se basant sur cette contrainte d'âge pour la définition de notre population à l'étude. Comme nous nous intéressons au confiage des enfants uniquement sur la période 2008-2010, notre échantillon devrait être constitué de l'ensemble des personnes susceptibles de connaître

l'événement étudié en début de période (2008) : **il s'agit des personnes âgées de moins de 18 ans résidant encore avec leurs parents en 2008.**

Variable dépendante

Notre variable dépendante est le statut de l'enfant vis-à-vis du confiage. C'est une variable dichotomique. Nous définissons un enfant confié comme un enfant qui ne réside avec ni sa mère, ni son père dans un même ménage ou concession.

Variables indépendantes principales

Notre variable indépendante principale est le sexe de l'enfant.

Autres variables de contrôle

Nous prenons également en compte d'autres covariables de contrôle au niveau de l'enfant, de la mère, du ménage et du contexte de résidence. Les variables au niveau de l'enfant comprennent l'âge de l'enfant, le nombre de frères et sœurs de moins de 18 ans. L'âge est transformé en une variable catégorielle à quatre modalités à savoir enfants de moins de 6 ans, 6 à 12 ans, 12 à 18 ans.

Les variables au niveau du ménage sont l'indice de bien-être économique, l'âge de la mère, son niveau d'instruction et son état de santé autodéclaré. L'indice de bien-être économique est un score basé sur la possession ou non par les ménages d'un ensemble de 17 actifs ou commodités. Le score est construit en utilisant la méthode d'analyse de composantes principales et divisé en quintiles. Les deux premiers quintiles de l'indice sont mis ensemble et les deux quintiles supérieurs sont également regroupés. L'état de santé autodéclarée est une variable qui indique si la mère de l'enfant était en moins bonne santé que les autres personnes du même âge vivant dans le village. Nous avons considéré cette variable comme étant binaire avec les modalités suivantes : « passable ou mauvaise » et « bonne ou excellente ». Le niveau d'instruction de la mère a été recodé aussi en trois modalités à savoir : mères sans niveau d'instruction, niveau primaire et secondaires et plus. S'agissant de l'âge, nous l'avons transformée en variables catégorielle selon les classes suivantes : 18-29 ans, 30-34 ans, 35-39 ans, 40-44 ans et 45 ans et +.

La seule variable contextuelle dont nous disposons est le groupe ethnique du répondant. Nous avons regroupé les ethnies en trois principales catégories. La première est constituée des ethnies avec une idéologie matrilineaire. Il s'agit des groupes ethniques *Yao*, *Lomwe* et *ngoni*, qui sont majoritairement situés au Sud du Malawi. La deuxième catégorie est constituée des groupes ethniques avec une idéologie patrilineaire. Il s'agit des ethnies *Tumbuka*, *Sena* et *senga* qui sont situés majoritairement au Nord du pays. Le centre du Malawi est principalement peuplé des *Chewa*, qui constituent le groupe ethnique dominant de la région et où règne un système matrilineaire en pleine transformation à cause de son exposition avancée au système patrilineaire.

Spécification du modèle

Plusieurs événements perturbateurs observés au préalable peuvent empêcher les enfants constituant la population cible de connaître le confiage. Parmi ces événements, nous avons de manière intuitive le décès mais aussi le mariage et l'autonomie aux jeunes âges. Les enfants qui ont connus le mariage ou qui sont devenus autonomes de manière précoce quittent généralement

le ménage de leurs parents biologiques pour aller résider avec leur conjoint ou fonder un ménage. Lorsque l'enfant quitte le ménage de ses parents biologiques à cause de l'un de ces phénomènes perturbateurs, la prise en charge de l'enfant n'est pas déléguée à des tiers et cela n'est donc pas considéré comme le placement de l'enfant en famille d'accueil au sens propre du terme.

L'un des avantages de cette étude est d'utiliser une méthodologie adaptée qui permet de savoir si les sorties d'échantillon dues notamment à la survenue de ces événements perturbateurs ne sont pas à l'origine d'un effet de sélection qui vient biaiser les résultats de l'étude. En effet, nous avons des enfants résidant avec l'un des parents biologiques en 2008 qui n'ont pas été suivis ou observés en 2010 soit parce qu'ils ont connus un événement perturbateur ou ont été sortis du champ d'observation. Cela peut engendrer un biais de sélection qui pourrait biaiser les coefficients des prédicteurs du placement d'enfant en famille d'accueil entre les deux dates. Pour tenir compte de cette sélectivité, nous utilisons la méthode de sélection de Heckman, qui estime conjointement les probabilités de confiage et celle de sélection des enfants dans l'échantillon longitudinal (2008 et 2010), en tenant compte d'une potentielle corrélation entre les deux (Dubin et Rivers 1989). Le modèle est spécifié comme suit:

$Confiage = \beta X + \rho\sigma\lambda + \varepsilon$, où $Confiage_i$ désigne les chances de confiage et ε le terme d'erreur supposé être une variable aléatoire indépendante entre les observations et suivant une loi normale centrée et de variance σ^2 (Lee, Maddala et Trost, 1980).

L'estimation des paramètres se fait en deux étapes. La première consiste à déterminer le vecteur λ de l'équation précédente. Il est appelé le vecteur des inverses des ratios de Mill. Il est obtenu en régressant à l'aide d'un modèle probit la sélection des individus (variable binaire) sur un certain nombre de variables explicatives, qui peuvent justifier la censure de certains enfants de l'échantillon. Les résultats de cette régression sont utilisés pour calculer λ_i pour chaque observation à l'aide de la formule suivante :

$\lambda_i = \frac{\phi(\beta'X'_i)}{1-\phi(\beta'X'_i)}$, où ϕ est la fonction de distribution cumulative de la distribution normale standard; X'_i représente le vecteur de variables explicatives de la sélection de l'enfant ; et β' représente le vecteur des effets de ces variables sur la sélection.

Dans la deuxième étape, on estime le vecteur des paramètres β et $\beta_\lambda = \rho\sigma$. Le paramètre β représente le vecteur des prédicteurs du confiage et ρ représente la covariance entre les termes d'erreur issus de l'estimation du confiage (étape 2) et de la censure des individus de l'échantillon (étape 1). Si ρ est significativement différent de zéro, cela veut dire que la sélection apporte un biais sur les prédicteurs du confiage.

Pour tester nos hypothèses, nous allons considérer un modèle de sélection sans interaction, un deuxième avec une interaction entre le sexe de l'enfant et l'idéologie du groupe ethnique de l'enfant (patriarcale, matriarcale ou patriarcale en transformation) et enfin un dernier modèle où nous aurons une interaction entre le sexe de l'enfant l'idéologie du groupe ethnique et le groupe d'âge de la mère.