

RELATIONS INTERGÉNÉRATIONNELLES ENJEUX DÉMOGRAPHIQUES

*xvi^e Colloque international de l'Aidelf
Université de Genève, 21-24 juin 2010*



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE
A I D E L F – 133, boulevard Davout – 75980 Paris Cedex 20 (France) – <http://www.aidelf.org>

Confiage et scolarisation des enfants en milieu rural à Madagascar

Nelly RAKOTO-TIANA

DIAL-IRD, Université Paris XIII

1. Introduction

Depuis quelques années, la question du confiage des enfants fait l'objet d'une attention grandissante de la part des économistes du développement (Serra 2009, Akresh 2004, Akresh 2009, Lloyd et Desai 1992, Zimmerman 2002, Cichello 2003, Marazyan 2009, Kielland 2009). Il existe néanmoins peu de travaux appliqués au cas de Madagascar où le phénomène du confiage est pourtant répandu. D'après les données de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS 2004), en effet parmi les enfants de 5 à 9 ans dont les parents sont vivants, environ un peu moins de 9 sur 10 résident avec eux. Le phénomène du confiage des enfants concerne en moyenne 16% des ménages en milieu urbain et 17% des ménages en milieu rural (EDS 1997). Cependant, par rapport à certains pays d'Afrique, le confiage des enfants à Madagascar est moins élevé, mais il reste comparable au pourcentage d'autres pays¹.

L'analyse de l'impact du confiage sur la scolarisation des enfants a fait l'objet de nombreux travaux dont les résultats sont contrastés. La plupart trouvent une corrélation négative entre confiage et scolarisation des enfants (Kielland, 1999 ; Gertler *et al.*, 2004 ; Case *et al.*, 2004 ; Ainsworth et Filmer, 2002). D'autres concluent à un impact positif (Zimmerman, 2002 ; Cichello, 2004 ; Akresh, 2004). Plusieurs hypothèses peuvent être énoncées. Si la scolarisation n'est pas la principale raison du confiage d'enfants, on peut en effet s'attendre à ce que l'effet de celui-ci soit négatif. Les raisons qui ont poussé la famille d'origine ne peuvent pas coïncider aux raisons de la famille d'accueil. On peut en effet supposer que la principale raison d'accueil de la famille hôte est le besoin en main d'œuvre familiale, alors que pour la famille d'origine c'est de raison scolaire. Le confiage peut être dans ce cas en défaveur de la scolarisation des enfants.

Cet article s'inscrit dans cette voie de recherche et tente d'analyser l'impact du confiage sur la scolarisation des enfants dans les ménages d'accueil, mais aussi de déterminer les raisons d'accueil et d'envoi d'enfants au sein des ménages. L'intérêt de ce travail est triple. Premièrement, il vise à tester l'hypothèse de scolarisation, en tant que déterminant principal du confiage des enfants. Cependant, nous introduisons d'autres facteurs liés au ménage qui peuvent nous apporter un éclairage sur les décisions du confiage d'enfants. L'hypothèse de pauvreté du ménage d'origine est entre autres avancée. L'introduction des variables liées à l'exploitation des ménages nous permettra aussi de tester si le besoin en main d'œuvre dans l'exploitation familiale est un facteur déterminant du confiage des enfants. Enfin, les chocs agricoles et démographiques peuvent être aussi à l'origine du confiage des enfants. Il se peut en effet que le confiage des enfants constitue une des stratégies de gestion de risque des ménages.

Deuxièmement, une approche dynamique sera utilisée dans cet article, rendant plus fine l'analyse de l'impact du confiage sur la scolarisation. Elle vise à traiter les problèmes d'endogénéité qui sont souvent omis dans la plupart des études empiriques. En effet, les données utilisées dans la plupart des études empiriques sont transversales. Ces dernières ne

¹ En Guinée, à peu près 26% des ménages en milieu rural et 35% des ménages en milieu urbain sont concernés par le confiage des enfants (EDS 1999). En Namibie, le pourcentage des enfants confiés est relativement élevé, 30% des 6 à 9 ans et 31% des 10 à 14 ans (EDS 2000). Par contre, il est beaucoup moins élevé par exemple en Zambie, Tanzanie ou au Burkina Faso et qui reste comparable à l'incidence du confiage à Madagascar.

peuvent qu'analyser la scolarisation actuelle des enfants confiés et des autres enfants sans tenir compte de leur situation scolaire avant le confiage. Nous mobilisons à cet égard des données longitudinales qui font souvent défaut dans les pays en développement. Analyser l'évolution de la scolarisation avant et après l'entrée en confiage est donc possible.

Troisièmement, une attention particulière sera portée sur le confiage des petits-enfants aux grands-parents. Les résultats préliminaires avancent que plus de 60% des enfants confiés résident avec leurs grands-parents à Madagascar.

La suite de l'article comportera cinq sections. Dans un premier temps, une revue de la littérature empirique sera présentée pour mieux situer les différentes hypothèses du confiage des enfants (section 2). La présentation des données utilisées sera effectuée dans un deuxième temps (section 3). L'analyse des décisions du confiage auprès des ménages d'accueil et d'origine sera détaillée dans la section 4, suivie de l'analyse d'impact du confiage sur la scolarisation des enfants (section 5). Les stratégies empiriques et les résultats économétriques seront décrits et commentés dans ces deux sections. Une brève conclusion terminera cet article (section 6).

2. Le confiage des enfants : une revue de la littérature

Beaucoup d'études empiriques en anthropologie et en sociologie ont analysé la pratique du confiage des enfants (Ainsworth, 1996 ; Isiugo-Anibe, 1985). Depuis quelques années, la question du confiage des enfants a fait l'objet d'une attention grandissante de la part des économistes du développement (Serra, 2009 ; Akresh, 2004 ; Akresh, 2009 ; Lloyd et Desai, 1992 ; Zimmerman, 2002 ; Cichello, 2003 ; Marazyan, 2009 ; Kielland, 2009).

Plusieurs études empiriques ont analysé l'effet du placement d'enfants dans d'autres familles sur leur scolarisation. La plupart de ces études mobilisent des données transversales, et comparent la scolarisation actuelle des enfants du ménage d'accueil avec celle des enfants confiés. La relation entre le confiage et la scolarisation reste ambivalente. Certains auteurs trouvent une corrélation négative, d'autres une corrélation positive. Au Bénin, Kielland (1999) trouve une corrélation négative entre le confiage et la scolarisation des enfants. Les enfants confiés sont plus amenés à travailler dans les ménages d'accueil au détriment de leur scolarisation. En Afrique du Sud, Zimmerman (2004) aboutit à des conclusions différentes. Tout d'abord, les enfants confiés auprès des ménages d'accueil tels que cousin, beau-frère, belle-sœur et autres, ont une faible probabilité d'être scolarisé que les enfants biologiques du ménage. Il appelle cet effet « l'effet de Cendrillon ». En d'autres termes, l'effet de Cendrillon décrit la situation selon laquelle les enfants non biologiques dans les familles d'accueil tendent davantage à travailler qu'à aller à l'école (Zimmerman 2004). Par contre, cet « effet de Cendrillon » n'a pas été vérifié pour les enfants confiés à leurs grands-parents, à leur oncle, à leur tante, à leur frère ou à leur sœur. Certes, la corrélation entre la scolarisation et le confiage est positive pour ces enfants, mais elle n'est pas significative. Cichello (2004) a poursuivi l'analyse effectuée par Zimmerman et il a augmenté l'échantillon utilisé. Néanmoins, il n'a pas trouvé un effet positif du confiage sur la progression scolaire des enfants confiés.

Des études empiriques axées sur le décès des parents ont aussi cherché à identifier la relation entre la scolarisation et le confiage des orphelins. La plupart de ces études arrivent à des conclusions qui révèlent que les orphelins ont une probabilité plus faible d'être scolarisés que les autres enfants (Gertler et *al.*, 2004 ; Case et *al.*, 2004 ; Ainsworth et Filmer, 2002).

La limite de ces études empiriques réside sur la nature des données utilisées. Elles utilisent des données transversales, et ne peuvent analyser que la scolarisation des enfants confiés et des enfants biologiques au moment de l'enquête. Cependant, la situation scolaire des enfants à un temps donné est fonction de leur situation des années précédentes. Les enfants confiés peuvent être issus des ménages qui ont subi des chocs de revenu par exemple, et dans

ce cas, on peut supposer qu'ils étaient déjà moins scolarisés avant d'être confiés (Akresh, 2004). Les études avec des données transversales peuvent donc être biaisées, s'ils existent des facteurs (situation scolaire, lien social des ménages, etc.) qui sont corrélés à la fois à la scolarisation et aux décisions de confiage, mais qui n'ont pas pu être contrôlés dans les régressions. Pour mieux analyser la relation entre le confiage et la scolarisation des enfants, le recours à des données longitudinales est une des solutions. Cependant, les données de panel font souvent défaut surtout dans les pays en développement.

Quelques papiers ont pu utilisés des données de panel pour traiter le problème d'endogénéité (Evans et Miguel, 2004 ; Yamano et Jayne, 2004 ; Akresh, 2004). En mobilisant des données originales et riches d'informations, Akresh (2004) a pu affiner l'analyse du confiage des enfants au Burkina Faso. Il a utilisé des régressions à effets fixes ménages afin de contrôler les caractéristiques du ménage invariables dans le temps qui peuvent affecter à la fois les décisions de confiage et la scolarisation des enfants. Il compare l'évolution de la scolarisation des enfants confiés avec celle des enfants des ménages d'accueil d'une part, et avec celles des frères et sœurs qui restent dans les ménages d'origine, d'autre part. Dans l'ensemble, le confiage semble avoir un impact positif sur la scolarisation des enfants confiés par rapport aux autres enfants des ménages d'accueil ou des ménages d'origine, mais les coefficients restent non significatifs. Cependant, selon les raisons du confiage des ménages d'origine, les résultats sont nuancés. L'effet devient positif et significatif, si la scolarisation ou le décès des parents est le motif du confiage, ou si les ménages d'origine viennent de la Côte d'Ivoire et d'Ouagadougou. Par contre, l'effet devient négatif et significatif, si le travail des enfants est la raison principale du confiage ou si les ménages d'origine et d'accueil viennent du même village.

L'effet du confiage sur la scolarisation des enfants peut alors dans ce cas dépendre des motifs du confiage de la famille d'accueil et de la famille d'origine. Plusieurs hypothèses sont avancées par Zimmerman (2002) et Akresh (2009). Premièrement, les ménages d'origine peuvent être dans une situation de pauvreté, et de ce fait, ils confient les enfants auprès des familles beaucoup plus riches. Deuxièmement, dans un environnement d'imperfections du marché de crédit et d'assurance, le confiage peut aussi être une stratégie de gestion des risques du ménage. Les ménages qui ont subi des chocs économiques ou démographiques peuvent être amenés à envoyer des enfants dans d'autres familles. Cette hypothèse a été testée et mise en évidence par Akresh (2009) au Burkina Faso. Troisièmement, dans un environnement d'imperfections du marché de travail, les ménages qui ont besoin de main d'œuvre peuvent avoir une probabilité grande d'accueillir des enfants que les autres ménages. Kielland (1999) a trouvé que les enfants confiés ont une probabilité plus grande de travailler que d'aller à l'école. Quatrièmement, on peut aussi supposer que l'offre scolaire fait défaut dans le village du ménage d'origine. Dans ce cas, on peut supposer qu'ils confient leurs enfants auprès des familles qui sont susceptibles de les envoyer à l'école (Zimmerman 2002). Finalement, dans un environnement d'imperfections du marché de crédit, le lien social peut jouer un rôle important : un enfant peut être confié à un ménage pour être scolarisé, et en contrepartie le ménage d'accueil peut aussi s'attendre à ce que les enfants confiés les aident dans leur exploitation familiale.

En somme, la relation entre le confiage et la scolarisation des enfants n'est pas évidente. Nous essayons dans un premier temps de déterminer les raisons d'accueil ou d'envoi d'enfants via confiage, et d'identifier par la suite l'impact du confiage sur la scolarisation des enfants. Des données de panel riche d'informations sont mobilisées, et qui seront présentées dans la section suivante.

3. Données utilisées : un panel d'individus et de ménages sur trois années

Pour la mise en œuvre de cette recherche, un panel d'individus et de ménages sur trois années a été construit. Les données mobilisées sont issues de la base de données du Réseau des Observatoires Ruraux (ROR). Mis en œuvre depuis 1995 dans le cadre du projet MADIO (Madagascar, Dial, Instat et Orstom), ce dispositif consiste en des enquêtes annuelles auprès d'un panel de ménages ruraux répartis dans plusieurs régions de Madagascar, l'objectif étant d'illustrer certaines problématiques particulières en milieu rural malgache. Initialement limité à quatre, le nombre d'observatoires ruraux a été progressivement augmenté au fil des années permettant l'extension de l'échantillon des ménages enquêtés. Le ROR comptait ainsi 13 observatoires en 1999, 15 en 2005 et 2006 et 16 en 2007. Bien que les données collectées ne soient représentatives ni au niveau national ni au niveau régional, elles permettent de connaître, sur des espaces restreints, les conditions de vie des ménages en milieu rural et de suivre leur évolution dans le temps.

Pour notre étude, nous avons mobilisé les vagues d'enquêtes réalisées en 2005, 2006 et 2007 dont la structure spécifique permet de traiter la question du confiage et de la scolarisation des enfants. En effet, à partir de 2005, les données du ROR fournissent des informations détaillées sur les raisons de sortie et d'entrée des individus d'une année sur l'autre. À partir de cette date également, sont enregistrés les identifiants du père et de la mère biologiques de chaque individu, si ceux-ci résident dans le ménage. De cela, nous pouvons identifier les enfants qui entrent ou qui sortent via confiage, mais aussi les ménages d'accueil et les ménages qui ont recensé des sorties d'enfants. Un panel de 26 675 d'individus et de 5 559 ménages² sur trois années consécutives constitue la base de données, et où nous pouvons suivre l'évolution de la situation scolaire durant cette période.

Dans ce qui suit, un enfant est considéré confié auprès d'un ménage si aucun de ses parents ne résident avec lui dans la famille. Le tableau 1 nous montre succinctement la composition des enfants de 5 à 15 ans durant la période. Les enfants confiés représentent respectivement 11%, 10% et 16% des enfants de 5 à 15 ans durant les trois années consécutives. Ce qui rejoint les chiffres avancés par l'EDS (2004). Plus de la moitié de ces enfants confiés sont des petits-enfants du chef de ménage.

TABLEAU 1 : COMPOSITION DES ENFANTS DE 5 A 15 ANS, 2005-2006-2007

	2005	2006	2007
Ensemble des enfants	13376	11946	11539
dont enfants confiés (%)	11,1	10,1	16,1
dont sortie d'enfants biologiques (%)		2,1	2,1
Ensemble des enfants confiés	1485	1207	1857
dont petits-enfants (%)	69,7	68,7	55,6
dont nouveaux entrants (%)	9,1	19,1	12,8

Sources : données du ROR 2005-2006-2007, calcul de l'auteur.

Cependant, pour la mise en œuvre de notre recherche dont le principal objectif est de retracer l'évolution de la scolarisation avant et après le confiage, notre échantillon se concentre sur les seuls enfants qui sont entrés ou sortis d'un ménage pour un motif de confiage au cours de la période. Nous ne pouvons pas prendre en compte l'ensemble des enfants confiés au sein

² L'échantillon de base en 2005 est constitué de 38 676 individus et de 7 147 ménages. L'attrition des ménages en 2007 est donc de 22%, si 5559 ménages ont pu être recontactés en 2007.

d'un ménage dans la mesure où les informations sur la date d'entrée mais aussi sur la scolarisation avant l'entrée en confiage font défaut. À partir de cette base de données, nous avons défini notre échantillon selon les différentes analyses.

4. Les raisons d'accueil et d'envoi d'enfants via confiage

Dans cette section, l'objectif est d'identifier les raisons qui conduisent les familles à envoyer leurs enfants dans d'autres familles et parallèlement les raisons qui conduisent les familles à accueillir des enfants. L'un des buts de cette analyse est de déterminer dans quelle mesure les raisons scolaires figurent parmi les facteurs qui déterminent le confiage d'enfants.

Pour la mise en œuvre de cette analyse, notre échantillon se compose d'un panel de ménages de trois ans, observés annuellement entre 2005 et 2007. Les ménages d'accueil sont les ménages qui ont accueilli un (ou plus) d'enfants de 5 à 15 ans en 2006 ou en 2007, et dont les parents biologiques de ces enfants sont absents dans le ménage. Et les ménages d'origine sont ceux qui recensent des sorties d'enfants de 5 à 15 ans en 2006 ou en 2007, et dont leurs parents restent toujours dans le ménage, en d'autres termes, les enfants n'ont pas migré avec leurs parents.

TABLEAU 2 : POURCENTAGE DES FAMILLES D'ORIGINE ET D'ACCUEIL DE 2005 A 2007.

Ménages	Observation	Moyenne	Écart-type
ayant des entrées d'enfants			
en 2006	5559	0,03	0,17
en 2007	5559	0,03	0,18
ayant des sorties d'enfants			
en 2006	5559	0,03	0,18
en 2007	5559	0,04	0,18
Total des ménages concernés par le confiage	5559	0,12	0,33

Sources : données du ROR 2005-2006-2007, calcul de l'auteur.

4.1. Stratégie empirique

4.1.1. Décisions d'accueil d'enfants

Si la principale raison du confiage des enfants des ménages d'origine est de favoriser la scolarisation de leurs enfants, il est vrai semblable qu'ils vont choisir comme ménages d'accueil des familles dans lesquelles l'éducation des enfants est valorisée et où l'envoi des enfants à l'école est par conséquent une pratique courante. On peut s'attendre à ce que les ménages d'accueil soient des familles dans lesquelles les enfants biologiques sont tous scolarisés ou plus scolarisés en moyenne que dans les autres familles.

Cependant, une telle décision peut être endogène en elle-même. Les ménages peuvent décider d'accueillir des enfants parce que tous leurs enfants sont à l'école, mais la décision peut aussi aller dans l'autre sens. Ils accueillent d'autres enfants, afin que leurs enfants soient débarrassés des tâches, et puissent aller à l'école. Une approche en deux étapes doit de ce fait être adoptée pour contrôler cette endogénéité (Zimmerman 2002).

La première étape consiste à prédire la probabilité du ménage d'accueil de scolariser tous ses enfants biologiques. Une variable binaire sera par la suite créée, qui prend la valeur 1 si la probabilité prédite du ménage est supérieure à la moyenne. La variable binaire révèle ainsi si le

ménage scolarise les enfants beaucoup plus que la moyenne. Cette variable sera par la suite introduite dans le modèle de décision d'accueil.

Dans notre cas, nous essayons de prédire la probabilité du ménage de scolariser tous ses enfants biologiques à partir des caractéristiques du ménage en 2005. L'équation de cette première régression s'écrit comme suit :

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 W_{i2005} + \alpha_2 V_{i2005} + \varepsilon_i$$

où Y_i indique si le ménage i envoie tous ses enfants biologiques à l'école en 2005,

W_{i2005} sont les caractéristiques du ménage en 2005, telles que l'indicateur synthétique de richesse, le nombre d'années d'étude du chef et de son conjoint, et la composition du ménage,

V_{i2005} concernent les activités principales du chef de ménage, et ces variables vont nous servir des variables de contrôle. Celles-ci sont regroupées en quatre catégories : agriculteur, éleveur, pêcheur et autres activités dans le secteur tertiaire.

Par la suite, la variable binaire à partir de la probabilité prédite de cette première équation sera introduite dans le modèle de décision du ménage. Le modèle de décision des ménages d'accueil s'écrit comme suit :

$$HHin_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Chocs_{it-1} + \alpha_2 W_{i2005} + \alpha_3 P_{i2005} + \varepsilon_{it}$$

où $HHin$ prend la valeur 1 si le ménage i a reçu des enfants en temps t (2006 ou 2007),

W_{i2005} sont les caractéristiques du ménage en 2005, telles que la composition démographique du ménage, le nombre d'années d'études du chef et de son conjoint, l'indice synthétique de richesse du ménage, la superficie des rizières possédées et cultivées,

P_{i2005} est la variable binaire résultant de la première équation, où l'on suppose que les ménages qui ont une probabilité plus forte de scolariser leurs enfants biologiques tendent à accueillir des enfants,

$Chocs_{it-1}$ indiquent si le ménage i a subi des chocs agricoles ou démographiques en temps $(t-1)$.

L'introduction de ces différentes variables nous permettra de tester les hypothèses énoncées et d'identifier les raisons qui poussent les familles à accueillir des enfants. L'indicateur synthétique de richesse va nous servir à tester l'hypothèse de pauvreté. Cet indicateur donne une mesure du niveau de vie du ménage moins conjoncturelle que son revenu ou sa consommation par tête. Il est construit à partir d'une analyse en composantes principales synthétisant l'information contenue dans 12 variables (posséder ou non une bicyclette, un poste de radio, un téléviseur, une machine à coudre, nombre de chaises et tables dans le logement, raccordement du logement à l'électricité, mode d'approvisionnement en eau – robinet ou borne fontaine –, et type d'aisance privé avec chasse d'eau, extérieur, commun avec chasse d'eau, latrine).

La superficie des rizières possédées et cultivées est introduite dans le but de tester l'hypothèse selon laquelle les ménages riches en terre ont plus besoin de main d'œuvre, et dans ce cas ils ont plus de probabilité d'accueillir des enfants.

Quant aux variables de chocs, elles sont construites à partir d'un module sur le cataclysme et catastrophe en 2006 et en 2007. Les ménages peuvent subir des dégâts sur les cultures de maïs, de manioc et de riz, dus à des chocs exogènes tels que le cyclone, l'inondation, la sécheresse, la grêle, etc. Ces variables sont définies selon l'amplitude des dégâts (rien, un peu, beaucoup, destruction totale). Finalement, les variables chocs démographiques prennent la valeur 1, si au moins un des membres du ménage est porté disparu, décédé ou ayant subi des blessures/maladie, suite à un cataclysme et catastrophe en 2006 et en 2007.

4.1.2. Décisions d'envoi d'enfants via confiage

Pour ce deuxième modèle, les variables sont les mêmes que dans le modèle de décision d'accueil des enfants.

$$HHout_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Chocs_{it-1} + \alpha_2 W_{i2005} + \alpha_2 P_{i2005} + \varepsilon_{it}$$

où $HHout_{it}$ prend la valeur 1 si le ménage i a envoyé des enfants dans d'autres ménages en temps t (2006 ou 2007),

W_{i2005} sont les caractéristiques du ménage en 2005, telles que la composition démographique du ménage, le nombre d'années d'études du chef et de son conjoint, l'indice synthétique de richesse du ménage, la superficie des rizières possédées et cultivées,

P_{i2005} est la variable binaire résultant de la première équation, où l'on suppose que les ménages qui ont plus de probabilité de scolariser leurs enfants biologiques tendent à accueillir des enfants,

$Chocs_{it-1}$ indiquent si le ménage i a subi des chocs agricoles ou démographiques en temps $(t-1)$.

Par contre, les hypothèses vont être à l'inverse de celles énoncées dans le modèle de décision d'accueil :

- les ménages pauvres ont plus de probabilité de confier des enfants que les ménages riches,
- les ménages qui ont subi des chocs agricoles ont plus de probabilité de confier des enfants, le confiage serait une des stratégies de gestion des risques du ménage (Akresh, 2009),
- les ménages qui ont moins de probabilité de scolariser leurs enfants ont plus de probabilité d'envoyer ces derniers dans d'autres ménages, pour qu'ils soient scolarisés.

TABLEAU 3 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES MENAGES EN 2005

	Ensemble	Ménages d'accueil	Ménages d'origine
Caractéristiques du ménage en 2005			
ayant scolarisé leurs enfants biologiques	0,78 (0,41)	0,88*** (0,33)	0,66*** (0,48)
Indicateur synthétique de richesse	0,35 (1,63)	0,73*** (1,92)	-0,03*** (1,58)
Nombre d'années d'étude du chef	3,17 (3,08)	3,95 (3,53)	3,57 (3,30)
Nombre d'années d'étude du conjoint	2,07 (2,67)	2,34 (3,05)	2,08 (2,67)
Nombre des adultes > 61 ans	0,22 (0,50)	0,31** (0,56)	0,20** (0,46)
Nombre des adultes de 15 ans à 60 ans	2,74 (1,52)	2,82 (1,56)	2,89 (1,51)
Nombre des enfants 6 à 14 ans	1,64 (1,43)	1,45*** (1,40)	2,46*** (1,42)
Nombre des enfants moins de 5 ans	1,03 (1,04)	0,80*** (0,99)	1,19*** (1,07)

Les écart-types des variables sont dans l'entre parenthèse

Test de différence entre les ménages d'accueil et d'origine : *significatif à 10%, ** à 5%, *** à 1%

Sources : données du ROR 2005-2006-2007, calcul de l'auteur

Une simple analyse descriptive des caractéristiques des ménages est présentée dans le tableau 3. En moyenne, 78% des ménages scolarisent leurs enfants biologiques en âge d'être scolarisés, c'est-à-dire les 6 à 14 ans. La variable binaire de la première étape des régressions prendra alors la valeur 1 si la probabilité prédite du ménage de scolariser les enfants biologiques est supérieure à 79%. Les tests de différence entre les ménages d'accueil et d'origine nous révèlent qu'en moyenne les ménages d'accueil scolarisent plus leurs enfants biologiques que les ménages d'origine. De plus, les ménages d'accueil sont plus riches que les ménages d'origine. La section suivante présentera l'analyse multivariée.

4.2. Résultats économétriques

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 4. La première colonne du tableau présente les résultats de la première étape. Elle détermine les variables qui peuvent influencer les ménages à scolariser leurs enfants biologiques. Les variables de contrôle qui ont été introduites dans cette régression concernent les activités principales du chef de ménage. Les résultats montrent que les chefs de ménage qui sont agriculteurs, éleveurs ou pêcheurs ont une probabilité plus faible de scolariser leurs enfants que les chefs de ménage ayant d'autres activités (secteur tertiaire). Le coefficient est significatif pour les pêcheurs. Si on a introduit directement ces variables dans les estimations des décisions du ménage, elles ne sont significatives (deuxième et quatrième colonnes). En d'autres termes, ces variables ne semblent pas corrélées aux décisions du confiage des ménages, mais elles sont corrélées à la scolarisation des enfants. Ces résultats semblent donc défendre notre choix de ces variables de contrôle.

TABLEAU 4 : ESTIMATIONS DES DECISIONS DU CONFIAGE DES MENAGES D'ACCUEIL ET D'ORIGINE, PANEL 2005-2006-2007

VARIABLES	Scolarisation	Accueil		Envoi	
	1 ^{ère} équation	(1)	(2)	(3)	(4)
Caractéristiques en 2005					
Nombre d'individus					
plus de 60 ans	0.53*** (0.05)	0.14*** (0.05)	0.12** (0.05)	0.02 (0.06)	0.00 (0.05)
de 15 à 60 ans	0.03** (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)
de 6 à 14 ans	-0.43*** (0.02)	-0.05* (0.03)	-0.03 (0.02)	0.17*** (0.03)	0.19*** (0.02)
moins de 5 ans	-0.01 (0.02)	-0.06** (0.03)	-0.06** (0.03)	0.06** (0.02)	0.06** (0.02)
Années d'études du chef	0.05*** (0.01)	0.02** (0.01)	0.02** (0.01)	0.02** (0.01)	0.02** (0.01)
Années d'études du conjoint	0.04*** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
Indicateur synthétique de richesse	0.13*** (0.02)	0.09*** (0.02)	0.08*** (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.01 (0.02)
Activités du chef (1)					
agriculteur	-0.08 (0.08)		-0.09 (0.08)		-0.10 (0.08)
éleveur	-0.19		0.38		0.11

	(0.34)		(0.33)		(0.36)
pêcheur	-0.36**		0.24		-0.14
	(0.17)		(0.23)		(0.21)
Variable prédite de la scolarisation		-0.09		-0.06	
		(0.08)		(0.08)	
Superficie rizière		-0.00	-0.00	-0.00	-0.00
		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Superficie cultivée		0.00	0.00	0.00	0.00
		(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Chocs « riz »		0.05**	0.06***	-0.00	-0.00
		(0.02)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
Chocs « maïs »		0.03	0.03	-0.02	-0.01
		(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.04)
Chocs « tubercules »		-0.01	-0.01	-0.02	-0.02
		(0.03)	(0.03)	(0.03)	(0.03)
Chocs démographiques		0.15	0.15	-0.03	-0.03
		(0.10)	(0.10)	(0.10)	(0.10)
Indicatrice du village		oui	oui	oui	oui
Constant	1.32***	-1.82***	-1.82***	-2.00***	-1.95***
	(0.10)	(0.14)	(0.14)	(0.12)	(0.13)
Constant		-2.87**	-2.86**	-11.21	-11.21
Insig2u		(1.37)	(1.35)	(13.85)	(13.84)
Observations	5559	11118	11118	11118	11118
Nombre de ménages		5559	5559	5559	5559

(1) Base : autres activités

* significatif à 10%, ** significatif à 5%, ***significatif à 1%

Sources : données du ROR 2005-2006-2007, calcul de l'auteur

En ce qui concerne la question du confiage, les résultats sont différents entre les ménages d'accueil et les ménages d'origine. Du côté des décisions d'accueil, l'hypothèse de pauvreté est d'abord confirmée. Ce sont les ménages riches qui ont plus de probabilité d'accueillir des enfants que les ménages pauvres. Le coefficient de l'indice synthétique de richesse du ménage est positif et significatif. Par contre, l'hypothèse de scolarisation n'est pas vérifiée, la variable prédite de la scolarisation n'a pas d'effet significatif. Les ménages qui ont plus de probabilité de scolariser les enfants biologiques, ne sont pas susceptibles d'accueillir des enfants. Néanmoins, le nombre d'années d'études du chef de ménage a un effet positif sur la décision d'accueil. Par la suite, la composition démographique du ménage semble être un facteur déterminant d'accueil d'enfants. En effet, la probabilité du ménage d'accueillir des enfants augmente en présence des individus plus de 60 ans. On peut supposer dans ce cas que les ménages qui ont plus de personnes inactives tendent à accueillir des enfants, et que ces derniers pourraient être amenés à travailler pour augmenter les personnes actives au sein du ménage. Par contre, il semble qu'il y a une concurrence entre les enfants confiés et les autres enfants du ménage. La probabilité d'accueil du ménage diminue en présence des enfants moins de 14 ans. Les coefficients relatifs au nombre d'enfants de 6 à 14 ans et au nombre d'enfants moins de 5 ans sont négatifs et significatifs. Finalement, en ce qui concerne les variables de chocs, les hypothèses avancées ne sont pas vérifiées. Dans l'ensemble, les variables de chocs démographiques et agricoles ne sont ni négatives ni significatives. La variable de choc rizicole

reste la seule significative, mais elle est positive. Ce qui nous laisse supposer que les ménages qui ont subi de choc rizicole peuvent avoir besoin de main d'œuvre pour réparer les dégâts dans les champs, et dans ce cas la main d'œuvre infantile peut aider. En plus, le coefficient de la « superficie cultivée » est positif mais il reste non significatif.

Du côté des décisions d'envoi d'enfants via confiage, les résultats sont mitigés. La composition démographique du ménage reste le seul facteur déterminant du confiage d'enfants. Plus les ménages ont beaucoup d'enfants de moins de 14 ans, plus forte est la probabilité du confiage d'enfants. Par contre, les autres variables restent non significatives. Le confiage ne semble pas être une des stratégies de gestion de risque adoptée par les ménages, du fait que les variables de chocs restent non significatives. On ne peut pas non plus conclure que la scolarisation des enfants est une des raisons principales de confiage d'enfants. La variable prédite de la scolarisation n'est ni positive ni significative.

5. Impact du confiage sur la scolarisation des enfants

Si dans la section précédente, il s'est avéré que la scolarisation n'est pas une des raisons principale des décisions des ménages, nous essayons de vérifier dans cette section si le confiage a un impact négatif sur la scolarisation des enfants. Pour la mise en œuvre de cette analyse, nous mobilisons dans un premier temps un panel d'enfants sur deux années : avant et après le confiage. Ce qui nous rend possible l'analyse de l'évolution de la scolarisation des enfants. Dans un deuxième temps, pour tester la robustesse de nos résultats, nous allons recourir à un panel d'enfants sur trois années. L'objectif étant de vérifier si l'impact du confiage sur la scolarisation change à moyen terme.

5.1. Statistiques descriptives : approche en différence de différences

Afin d'analyser de manière simple l'impact du confiage sur la scolarisation de manière simple, nous allons scinder l'échantillon entre enfants confiés, c'est-à-dire les nouveaux entrants en 2005, et les enfants biologiques dans les ménages d'accueil. Par la suite, nous observons l'évolution de la scolarisation entre les deux groupes. En effet, à chaque vague d'enquête, les informations sur la scolarisation de l'année précédente sont recensées. Par exemple en 2005, nous avons l'information si l'enfant était à l'école durant l'année scolaire 2004-2005. Pour une simple analyse descriptive, une approche en différence de différences sera utilisée.

Cette approche consiste à assimiler le confiage à un « traitement » et à comparer l'évolution de l'« outcome » scolaire (S) entre le groupe de traitement (T) et le groupe de contrôle (C). Le groupe de traitement correspond ici à l'échantillon des nouveaux enfants confiés en 2005, et le groupe de contrôle aux enfants biologiques des ménages d'accueil.

La première étape consiste à calculer la différence du taux de scolarisation entre 2005 ($t = 0$) et 2006 ($t = 1$), ou en d'autres termes avant et après l'entrée en confiage pour le groupe de traitement :

$$E(\Delta S_T) = E(S_{T1}) - E(S_{T0})$$

Cependant, cet estimateur peut capturer un trend dans l'évolution de la scolarisation ou l'effet d'autres variables que le confiage sur la période. Pour obtenir un estimateur non biaisé, de ces effets, il est nécessaire de calculer cette même différence pour le groupe de contrôle et de considérer dans une deuxième étape la différence des différences (DD) entre les deux groupes :

$$DD = [E(S_{T1}) - E(S_{T0})] - [E(S_{C1}) - E(S_{C0})] = E(\Delta S_T) - E(\Delta S_C)$$

L'idéal serait de mesurer l'impact du confiage sur des enfants identiques, issus des mêmes ménages et dans des contextes similaires. Cependant, cela n'est pas possible dans la mesure où les enfants ne peuvent se trouver à la fois dans le groupe de traitement et dans le groupe de contrôle. De ce fait, l'idée sous-jacente de l'approche en différence de différences est que les taux de scolarisation des enfants confiés auraient évolué de la même manière que les taux de scolarisation des enfants biologiques, s'ils n'ont pas été confiés. L'estimateur de cette différence de différences contrôle toutes les caractéristiques invariantes dans le temps des ménages et des enfants, potentiellement corrélées au confiage et affectant la scolarisation.

Le tableau 5 montre les résultats de cette procédure d'estimation simple sur un échantillon d'enfants de 5 à 18 ans. L'échantillon est composé des nouveaux enfants qui entrent dans les ménages en 2005 via confiage et des enfants biologiques du ménage d'accueil, et que ces enfants sont toujours observés en 2006. À partir de ce panel de deux années, nous observons la progression scolaire avant (2005) et après l'entrée en confiage (2006). Les chiffres du tableau révèlent premièrement qu'en moyenne les enfants confiés ont un taux de scolarisation plus faible que les enfants biologiques. Cependant, si on compare l'évolution dans le temps, les enfants confiés ont amélioré leur taux. L'estimateur (*DD*) montre que cet accroissement est statistiquement différent de 19,5 points de pourcentage par rapport au groupe de contrôle, pour les enfants de 5 à 15 ans. Il est même plus élevé pour les 5 à 18 ans, de 23,5 points de pourcentage. Deuxièmement, il est à constater qu'en moyenne le taux de scolarisation des filles est plus élevé que celui des garçons. Après l'entrée en confiage, l'amélioration de la scolarisation est encore plus marquée pour les filles.

TABLEAU 5 : ESTIMATIONS EN DIFFERENCE DE DIFFERENCES SIMPLES.

Enfants	5 à 15 ans					5 à 18 ans				
	Confiés		Biologiques		DD	Confiés		Biol-giques		DD
	(T)	(C)	(C)	(C)	$\Delta(T) - \Delta(C)$	(T)	(C)	(C)	(C)	$\Delta(T) - \Delta(C)$
	2005	2006	2005	2006		2005	2006	2005	2006	
Scolarisation (%)	41,6	61,1	82,2	82,2	+ 19,5**	34,0	55,3	76,1	73,9	+ 23,5***
Garçons	36,8	47,4	73,5	73,5	+ 10,6	29,6	44,4	68,6	62,8	+ 20,6**
Filles	47,1	76,5	92,8	92,8	+ 29,4**	40,0	70,0	85,4	87,8	+ 32,4**
Observations	36		62			47		92		

* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à 1%, obtenus par régression linéaire de la différence de scolarisation sur l'indicatrice d'enfants confiés.

Sources : données du ROR 2005-2006-2007, calcul de l'auteur.

De ces statistiques descriptives, le confiage semble donc avoir un impact positif sur la scolarisation des enfants confiés. Ces résultats vont dans le sens de notre hypothèse avancée dans la section précédente. Toutefois, afin de mesurer plus précisément les différences de scolarisation des enfants confiés et des autres enfants, une démarche économétrique est nécessaire.

5.2. Stratégie empirique

La stratégie empirique adoptée ici s'inspire de celle mise en œuvre par Akresh (2004). Elle consiste à estimer un modèle de scolarisation des enfants en intégrant leur situation avant et après le confiage, et à contrôler les problèmes d'endogénéité liés aux décisions du ménage d'accueil. En effet, il peut y avoir des facteurs qu'on ne peut pas observer, mais qui peuvent influencer à la fois les décisions du confiage et de la scolarisation des enfants. Pour contrôler cet endogénéité, les estimations s'appuient sur des effets fixes ménages. Cet effet fixe capture

les caractéristiques des ménages inobservables invariants dans le temps qui peuvent influencer la scolarisation des enfants et les décisions du ménage d'accueil. Les régressions consistent à comparer la scolarisation des enfants confiés à celle des enfants biologiques du ménage d'accueil, avant et après l'entrée en confiage, avec effets fixes ménages. Le modèle s'écrit comme suit :

$$S_{ijt} = \gamma_j + \beta_1(T_{ij} * A_{jt}) + \beta_2 T_{ij} + y_t + x_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

où S_{ijt} est la scolarisation des enfants i du ménage j à temps t ,

γ_j est l'effet fixe ménage,

$(T_{ij} * A_{jt})$ sont les variables d'interaction, qui indique l'année après l'entrée en confiage A_{jt} pour les enfants confiés T_{ij} ,

T_{ij} , indique si l'enfant i est un enfant confié dans le ménage j ,

y_t est une indicatrice temporelle,

x_{ij} sont les caractéristiques de l'enfant telles que l'âge et le sexe,

β_1 indique l'impact du confiage sur la scolarisation des enfants confiés comparé à celle des enfants biologiques du ménage d'accueil.

Dans ce qui suit, un panel d'enfants de 2005 à 2006 constitue notre échantillon. La variable S_{ijt} prend alors la valeur 1 si l'enfant va à l'école à l'instant t , 0 sinon. Dans notre cas, 2005 est l'année scolaire avant le confiage, et 2006 celle après l'entrée en confiage. La variable T_{ij} prend la valeur 1 si l'enfant entre en confiage dans le ménage en 2005, et 0 s'il est un enfant biologique du ménage d'accueil.

5.3. Résultats économétriques

5.3.1. Effet du confiage à court terme sur la scolarisation des enfants

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 6. Le tableau nous montre tout d'abord que les enfants confiés ont une probabilité d'être scolarisés plus faible que les enfants biologiques. Le coefficient de la variable « enfant confié » est négatif et significatif, autant pour les enfants de 5 à 15 ans que pour les 5 à 18 ans. Par contre, si on regarde l'évolution de la scolarisation de ces enfants, leur situation s'est améliorée après l'entrée en confiage. Le coefficient de la variable d'interaction « confié et année » est positif et significatif. Ce qui confirme les résultats avancés par l'approche en différence de différences.

Le confiage améliore alors la situation scolaire des enfants confiés, bien que la scolarisation ne soit une des raisons principales du confiage d'enfants. Au Burkina Faso, les résultats sont nuancés (Akresh 2004). Pour l'ensemble de l'échantillon, certes l'effet est positif, mais il est non significatif. Par contre, il ne trouve un impact positif et significatif que pour l'échantillon de ménages ayant déclaré que scolariser les enfants est la raison du confiage. L'approche dynamique nous a donc permis d'identifier ces résultats. Si nous n'avons eu que des données transversales, nous nous serions arrêtés à la première constatation selon laquelle les enfants confiés ont moins de probabilité d'être scolarisés que les enfants du ménage d'accueil.

Dans la deuxième et quatrième colonnes, des régressions avec l'effet du lien de parenté de l'enfant au chef de ménage sont présentées. Nous avons donc introduit une variable d'interaction qui indique si l'enfant confié est un petit enfant du chef de ménage. Il en résulte des estimations que l'effet positif du confiage sur la scolarisation est plus marqué pour les petits-enfants. Ce qui rejoint les conclusions avancées par Zimmerman (2002) en Afrique du Sud, même s'il a utilisé des données transversales. L'effet de Cendrillon n'a pas été vérifié

pour les enfants confiés aux grands-parents ou à leur frère et sœur. Ces résultats nous laissent supposer que les petits-enfants sont alors traités comme les propres enfants du chef de ménage et il semble qu'ils ne sont pas amenés à assurer les tâches domestiques au détriment de leur scolarisation (Zimmerman, 2002).

En ce qui concerne les caractéristiques de l'enfant, l'âge a un effet positif sur la scolarisation des enfants. Plus les enfants sont âgés, plus forte est leur probabilité d'être scolarisé que les jeunes enfants. Toutefois, cet effet commence à diminuer à un moment donné. Le coefficient de l'âge au carré est négatif.

TABLEAU 6 : ESTIMATIONS DE LA SCOLARISATION A EFFETS FIXES MENAGES, PANEL D'ENFANTS 2005-2006

Scolarisation	5 à 15 ans		5 à 18 ans	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Enfant confié	-3.10*** (0.84)	-2.76*** (0.81)	-3.20*** (0.67)	-2.87*** (0.66)
Année	0.00 (0.67)	0.00 (0.68)	-0.23 (0.48)	-0.23 (0.48)
Confié*année	1.90* (1.06)	0.11 (1.36)	2.13** (0.84)	0.70 (1.10)
(Confié*année)*petits-enfants		3.06** (1.55)		2.54* (1.34)
Caractéristiques de l'enfant en 2005				
Âge	2.23*** (0.82)	2.58*** (0.90)	1.01*** (0.38)	1.14*** (0.40)
Âge ²	-0.13*** (0.04)	-0.14*** (0.05)	-0.06*** (0.02)	-0.06*** (0.02)
Garçons	-0.55 (0.66)	-0.46 (0.69)	-0.32 (0.47)	-0.28 (0.48)
Observations	138	138	234	234
Nombre de ménages	20	20	31	31

* significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à 1%

Sources : données du ROR 2005-2006-2007, calcul de l'auteur.

5.3.2. Test de robustesse : effet du confiage sur la scolarisation à moyen terme

Pour tester la robustesse de nos résultats, nous avons étendu d'une année notre panel d'enfants. L'objectif étant de voir l'impact du confiage sur la scolarisation des enfants à moyen terme. Pour cette analyse, nous avons donc pris comme base les enfants qui entrent via confiage en 2005, et qui restent toujours dans le ménage en 2006 et en 2007. Nous observons ainsi une année scolaire avant le confiage et deux années scolaires après le confiage.

Les résultats sont présentés dans le tableau 7. Il en résulte de l'analyse que même si l'échantillon devient restreint, les résultats sont les mêmes. Certes, les enfants confiés ont une faible probabilité d'être scolarisés que les enfants du ménage d'accueil, mais par rapport à leur situation initiale, le confiage a un impact positif sur leur scolarisation. Les coefficients de la variable d'interaction « confié*année » restent positifs et significatifs. On peut même remarquer que par rapport au tableau précédant, la significativité de ces coefficients a augmenté de 5% à

1%. En ce qui concerne les caractéristiques de l'enfant, l'effet du sexe devient significatif : les garçons ont en moyenne moins de probabilité d'être scolarisés que les filles.

TABLEAU 7 : ESTIMATIONS DE LA SCOLARISATION DES ENFANTS A EFFETS FIXES MENAGES, PANEL D'ENFANTS 2005-2006-2007

Scolarisation	5 à 15 ans		5 à 18 ans	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Enfant confié	-3.06*** (0.99)	-2.68*** (0.99)	-3.14*** (0.86)	-2.81*** (0.86)
Année	-0.39 (0.45)	-0.38 (0.44)	-0.67* (0.35)	-0.66* (0.35)
Confié*année	1.70** (0.68)	-0.21 (1.15)	1.96*** (0.61)	0.49 (0.84)
(Confié*année)*petits-enfants		2.68** (1.23)		2.32** (0.99)
Caractéristiques de l'enfant en 2005				
Âge	1.60** (0.79)	1.88** (0.84)	1.83*** (0.52)	2.13*** (0.57)
Âge ²	-0.09** (0.04)	-0.10** (0.04)	-0.10*** (0.02)	-0.11*** (0.03)
Garçons	-1.61** (0.77)	-1.34* (0.81)	-1.23** (0.58)	-1.09* (0.60)
Observations	129	129	207	207
Nombre de ménages	11	11	16	16

*significatif à 10%, ** significatif à 5%, ***significatif à 1%

Sources : données du ROR 2005-2006-2007, calcul de l'auteur

6. Conclusion

Le confiage des enfants est une réalité à Madagascar, même si l'incidence est moins élevée par rapport à celle de certains pays d'Afrique. Cet article tente de déterminer si le confiage a un impact positif sur la scolarisation des enfants, contrairement aux résultats de la plupart des études empiriques. Une telle hypothèse s'inscrit dans l'approche adoptée par Akresh (2004), qui suppose que par rapport à leur situation initiale avant l'entrée en confiage, la scolarisation de ces enfants confiés s'est améliorée. Pour mieux comprendre cette question du confiage des enfants, ce papier tente aussi d'identifier si la scolarisation est une des principales raisons du confiage d'enfants auprès des ménages d'accueil et d'origine. Un besoin de main d'œuvre familiale, la pauvreté des ménages ainsi que les chocs agricoles et démographiques dans un environnement d'imperfections du marché d'assurance peuvent être les autres déterminants.

En mobilisant les enquêtes du Réseau des Observatoires Ruraux, nous avons construit un panel de ménages et d'enfants sur trois années consécutives. Les résultats de l'analyse économétrique n'ont pas confirmé l'hypothèse de scolarisation comme étant la principale raison du confiage auprès des ménages. La composition et la richesse du ménage sont les facteurs déterminants des décisions du confiage auprès des ménages d'accueil. Du côté de la famille d'origine, la composition du ménage reste le facteur explicatif des décisions du confiage d'enfants. Le confiage ne semble pas aussi une des stratégies de gestion de risque

adoptée par les ménages. Certes, la scolarisation n'est pas déterminante des décisions auprès des ménages, mais le confiage a un impact positif sur la scolarisation des enfants. En contrôlant les caractéristiques des ménages inobservables invariants dans le temps, les résultats économétriques montrent cette amélioration de la scolarisation des enfants après l'entrée en confiage. Les résultats sont beaucoup plus marqués pour les petits-enfants confiés aux grands-parents. Ces résultats sont robustes au choix du panel d'enfants. L'effet positif persiste même si on a étendu d'une année la période d'observation.

Dans ce papier, l'analyse de l'impact du confiage a été concentrée sur la scolarisation des enfants confiés comparée à celle des enfants biologiques du ménage d'accueil. Néanmoins, il serait souhaitable d'étendre l'analyse auprès des enfants qui sont restés dans la famille d'origine. Dans cette perspective, la sortie des enfants confiés pourrait aussi avoir un impact positif sur la scolarisation de leurs frères et sœurs restés dans la famille, dans la mesure où les charges scolaires de la famille ont diminué par exemple.

BIBLIOGRAPHIE

- AINSWORTH M. (1996). « Economic Aspects of child fostering in Côte d'Ivoire », in *Research in Population Economics*, Ed T.P. Schultz, Vol (8), 25-62. Baltimore : JAI Press.
- AINSWORTH M. et FILMER D., (2002). « Poverty, AIDS, and children's schooling : a targetin dilemma », World Bank Policy Research Working Paper 2885.
- AKRESH R. (2009). « Flexibility of household structure : child fostering decisions in Burkina Faso », *The Journal of Human Resources*, 44 (4), 976-997.
- AKRESH R. (2004). « Adjusting household structure : school enrolment impacts of child fostering in Burkina Faso », Discussion Paper n° 897, Economic Growth Center, Yale University.
- CASE et al. (2004). « Orphans in Africa : parental death, poverty, and school enrolment », *Demography*, 41 (3), 483-508.
- CICHELLO (2003). « Child fostering and human capital formation in KwaZulu-Natal ; an economist's perspective », *Social Dynamics*, 29 (2), 177-212.
- EVANS D. et MIGUEL E. (2004). « Orphans and schooling in Africa : a longitudinal analysis », BREAD Working Paper n° 56.
- GERTLER P., LEVINE D., AMES M. (2004). « Schooling and parental death », *The Review of Economics and Statistics*, 86 (1), 211-225.
- ISIUGO-ABANIHE UC. (1985). « Child fosterage in West Africa », *Population and Development Review*, 11 (1), 53-73.
- KIELLAND A. (2009). « Children's work in Benin : estimating the magnitude of exploitative child placement 0171, Manuscript, World Bank, Social Protection Sector.
- LLOYD et DESAI (1992). « Children's living arrangements in developing countries », *Population Research and Policy Review*, 11, 193-216.
- MARAZYAN K. (2009). « Assessing the Effect of Foster-Children Supply on biological children education demand : some evidence from Cameroon », Centre d'Economie de la Sorbonne, University of Paris 1 Sorbonne.
- SERRA (2009). « Child fostering in Africa : when labor and schooling motives may coexist », *Journal of Development Economics*, 88 (1), 157-170.

- YAMANO T. et JAYNE T. (2004). « Working-age adult mortality and primary school attendance in rural Kenya », Tegemeo Institute of Agricultural Policy and Development, Working Paper n° 5.
- ZIMMERMAN F. (2002). « Cinderella goes to school : the effects of child fostering on school enrollment in South Africa », *The Journal of Human Resources*, 38 (3), 557-590.