

DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/2012-01

# Confiance et scolarisation des enfants en milieu rural à Madagascar

*Nelly RAKOTO-TIANA*

UMR DIAL 225

Place du Maréchal de Lattre de Tassigny 75775 • Paris Cedex 16 • Tél. (33) 01 44 05 45 42 • Fax (33) 01 44 05 45 45

• 4, rue d'Enghien • 75010 Paris • Tél. (33) 01 53 24 14 50 • Fax (33) 01 53 24 14 51

E-mail : [dial@dial.prd.fr](mailto:dial@dial.prd.fr) • Site : [www.dial.prd.fr](http://www.dial.prd.fr)

# CONFIAGE ET SCOLARISATION DES ENFANTS EN MILIEU RURAL A MADAGASCAR

Nelly Rakoto-Tiana  
UMR DIAL,  
Université Paris XIII  
[rakototiana@dial.prd.fr](mailto:rakototiana@dial.prd.fr)

## Document de travail UMR DIAL

Mars 2012

### Résumé

Dans la plupart des travaux empiriques existants, les enfants confiés apparaissent moins éduqués en moyenne, suggérant par-là que le confiage est néfaste à l'investissement de l'éducation des enfants. Cet article s'inscrit dans cette voie de recherche et tente d'analyser l'effet du confiage sur le niveau d'éducation des enfants en milieu rural à Madagascar. Nous cherchons tout d'abord à identifier si la scolarisation est une des principales raisons du confiage auprès des ménages. En effet, les parents biologiques peuvent certes décider de confier leurs enfants à un autre ménage pour accroître leur chance d'intégrer ou de poursuivre l'école, mais les familles d'accueil peuvent avoir une autre logique. Les résultats économétriques montrent que la scolarisation n'est pas déterminante des décisions de confiage auprès des ménages. La composition démographique du ménage est le seul facteur déterminant des décisions de la famille d'accueil. En mobilisant des données longitudinales et en contrôlant les problèmes d'endogénéité, le confiage a cependant un impact positif et significatif sur la scolarisation des jeunes enfants apparentés au chef de ménage, et un impact négatif sur celle des enfants non apparentés.

**Mots Clés :** Confiage des enfants, scolarisation.

### Abstract

Much empirical research found that fostered children are less likely than others to attend school, which suggests that fostering may be disadvantaged human capital investment. This paper tries to analyze the impact of child fostering on school enrollment in rural Madagascar. We examine firstly if schooling is a principal reason of household's decision to foster a child. Indeed, biological parents may decide to send their children to another household to be educated, but host household may have another motivation by accepting to receive them. Results suggest that schooling is not a determinant of fostering-in or fostering-out of households. Furthermore, household demographics are a strong determinant of receiving a child for host household. However, using a panel data and controlling the endogeneity problems, results suggest that fostering improves the enrollment of young children if they are blood-related to the head of the fostering-in household but has a negative impact if they are not blood-related to him.

**Keywords:** Child fostering, schooling

**JEL Codes :** J12, I20, D10

Depuis quelques années, la question du confiage des enfants fait l'objet d'une attention grandissante de la part des économistes du développement (Lloyd et Desai, 1992 ; Zimmerman, 2002 ; Cichello, 2003 ; Serra, 2009 ; Akresh, 2004, 2009 ; Marazyan, 2009 ; Kielland, 2009). Il existe toutefois peu de travaux appliqués au cas de Madagascar où le phénomène du confiage est certes moins répandu que dans certains pays d'Afrique, mais n'en demeure pas moins une pratique couramment rencontrée<sup>1</sup>. D'après les données de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) de 2010, en effet, parmi les enfants de 5 à 9 ans dont les parents sont en vie, un peu plus d'un sur 10 ne réside pas avec eux. Le phénomène du confiage des enfants de moins de 18 ans concerne en moyenne 27% des ménages en milieu urbain et 25% des ménages en milieu rural (EDS, 2010).

Dans la littérature, la question de l'impact du confiage sur la scolarisation des enfants a fait l'objet de nombreuses investigations dont les résultats sont contrastés. En effet, si la plupart trouvent une corrélation négative entre confiage et scolarisation des enfants (Kielland, 1999 ; Ainsworth et Filmer, 2002 ; Gertler, Levine et Ames, 2004 ; Case, Paxson et Abdleider, 2004), certaines concluent à un impact positif (Zimmerman, 2002 ; Cichello, 2004 ; Akresh, 2004). Au plan théorique, pourtant, l'effet attendu est plutôt celui d'un impact négatif dès lors que la scolarisation ne constitue pas la principale raison du confiage. Et même lorsque la volonté d'accroître les chances de leurs enfants d'aller à l'école est ce qui motive certains parents à recourir au confiage, les motivations des familles d'accueil peuvent être de toute autre nature : il est notamment possible que ces dernières accueillent des enfants pour satisfaire un besoin en main-d'œuvre familiale si bien que l'objectif recherché par les parents « confieurs » n'est dans ce cas pas non plus atteint.

Cet article s'inscrit dans cette voie de recherche. Il se propose d'analyser les motivations qui entourent le confiage à la fois du point de vue des ménages qui confient leurs enfants et de celui des ménages qui en accueillent, et d'évaluer l'impact du confiage sur la scolarisation des enfants confiés une fois rejoint leur ménage d'accueil. L'intérêt de ce travail est donc double. Il vise d'abord à examiner dans quelle mesure l'investissement dans l'éducation est un déterminant du confiage pour les ménages d'origine. Le rôle d'autres facteurs est également

---

<sup>1</sup> D'après les dernières EDS, en Namibie, à peu près 51% des ménages en milieu rural et 23% des ménages en milieu urbain sont concernés par le confiage d'enfants moins de 18 ans en 2007. En Zambie, les pourcentages des ménages sont de 43% en milieu urbain, et 32% en milieu rural en 2007. En Tanzanie, le phénomène concerne 29% des ménages en milieu urbain, et 31% des ménages en milieu rural en 2008. Par contre, il est beaucoup moins élevé par exemple au Burkina Faso où il est comparable à l'incidence du confiage à Madagascar.

analysé. Ainsi, l'hypothèse de pauvreté du ménage d'origine est testée à travers l'introduction d'une variable de ressources du ménage dans la régression. L'introduction de variables relatives aux ressources en terres des ménages d'origine et d'accueil nous permettra quant à elle de tester dans quelle mesure les besoins en main-d'œuvre dans l'exploitation familiale sont un facteur déterminant du confiage des enfants. Enfin, des variables de chocs agricoles et démographiques passés sont également introduites pour voir si le confiage des enfants constitue une des stratégies de gestion de risque des ménages.

En ayant recours à une approche dynamique, cet article cherche ensuite à voir dans quelle mesure le confiage améliore ou au contraire nuit à la participation scolaire des enfants confiés. La dimension longitudinale des données utilisées permet de résoudre les problèmes d'endogénéité que négligent la plupart des études empiriques existantes. En effet, ces dernières reposent sur des données en coupe qui n'autorisent qu'une analyse de la scolarisation courante des enfants confiés et des autres enfants sans tenir compte de leur situation au regard de l'école telle qu'elle prévalait avant le confiage. Les données longitudinales dont nous disposons (ce qui est assez rare lorsqu'on travaille sur l'Afrique) autorisent une analyse de l'évolution de la scolarisation avant et après l'entrée en confiage.

La suite de l'article comporte cinq sections. La première section propose une revue de la littérature empirique relative aux motivations qui entourent le confiage des enfants. La présentation des données utilisées est effectuée dans un deuxième temps (section 2). L'analyse des déterminants du confiage en adoptant le point de vue respectif des ménages d'accueil et des ménages d'origine fait l'objet de la section 3, et se prolonge par une analyse de l'impact du confiage sur la scolarisation des enfants (section 4). La stratégie empirique et les résultats économétriques sont décrits et commentés dans chacune de ces deux sections. L'article s'achève sur des remarques de conclusion (section 5).

## **1. Le confiage des enfants : une revue de la littérature**

La pratique du confiage des enfants a fait l'objet de nombreuses analyses non seulement par des chercheurs en anthropologie mais également par des sociologues et des démographes (Isiugo-Anibe, 1985 ; Carsten, 1991 ; Pilon, 1995 ; Ainsworth, 1996 ; Guillaume, Vimard, Fassassi et N'guessan, 1997 ; Vandermeersh, 2002 ; Isiugo-Abanihe et Wusu, 2006). Plusieurs facteurs peuvent être à l'origine du confiage des enfants. Le confiage peut d'abord

être une pratique visant à renforcer des liens familiaux ou sociaux ou répondant à des logiques de solidarités familiales ou de droits et obligations entre familles (Isuigo-Abanihe, 1985). Dans la plupart des pays d'Afrique de l'Ouest, par exemple, l'enfant est souvent considéré comme n'appartenant pas seulement à ses parents biologiques, mais également à sa famille élargie ou à son lignage (Isuigo-Abanihe, 1985<sup>2</sup> ; Guillaume et *alii*, 1997, *op.cit.* ; Younoussi, 2007). Le confiage peut également se produire lors d'une dissolution de la famille (à l'occasion du divorce, de la séparation ou du décès d'un des deux parents par exemple ou en raison d'une naissance hors mariage<sup>3</sup>). Dans ce cas de figure, on parle alors de confiage de crise (*crisis fostering*) dont la principale motivation est d'assurer le bien-être de l'enfant (Isuigo-Abanihe, 1985). Le départ en migration d'un ou des parents peut également être à l'origine du placement des enfants. Confier et laisser sa descendance au village peut en effet permettre aux parents qui ont migré en ville de mieux faire face aux difficultés d'insertion dans leur nouveau milieu, tout en conservant des liens ténus avec leur milieu d'origine (Isuigo-Abanihe, 1985). Dans les études empiriques en démographie, le confiage est également parfois envisagé comme un moyen de remédier aux déséquilibres démographiques pouvant exister entre ménages ayant peu d'enfants et ceux qui en ayant beaucoup (Vandermeersch, 2002 ; Isuigo-Abanihe et Wusu, 2006). Les ménages où l'on trouve des femmes stériles, peu fécondes ou en fin de vie féconde, accueillent par exemple davantage de jeunes enfants moins de 6 ans que les autres au Sénégal. En revanche, les mères ayant un nombre élevé de jeunes enfants ont plus de chances que les autres de confier au moins un de leurs enfants (Vandermeersch, 2002). Cette pratique du confiage permet ainsi aux familles, dans une certaine mesure, de partager et d'alléger leurs charges familiales, mais également de renforcer leurs liens de parenté. Cette libre circulation des enfants entre familles semble même être un des facteurs qui encouragent les couples à avoir une forte natalité (Isuigo-Abanihe et Wusu, 2006). D'autres hypothèses en lien avec la scolarisation ou à des besoins en main-d'œuvre familiale ont également été avancées, qui rejoignent celles développées dans la littérature économique (Pilon, 1995 ; Guillaume et *alii*, 1997, *op.cit.* ; Shapiro et Eloundou-Enyegue, 2005).

---

<sup>2</sup> Confier les enfants auprès de leurs grands-parents au moment du sevrage peut être par exemple fréquent (Isuigo-Abanihe, 1985). Dans certaines sociétés, comme chez les Igbo au Nigeria, accueillir beaucoup de petits-enfants est une source de prestige social pour les grands-mères.

<sup>3</sup> Ce cas de figure peut se présenter dans les sociétés où les naissances hors mariage sont stigmatisées (Isuigo-Abanihe, 1985).

Bien qu'ils se soient emparés de cette question plus tardivement, les économistes du développement ont eux aussi beaucoup exploré les déterminants et l'impact du confiage (Lloyd et Desai, 1992 ; Zimmerman, 2002 ; Cichello, 2003 ; Akresh, 2004 ; Gage, 2005 ; Akresh, 2009 ; Marazyan, 2009 ; Kielland, 2009 ; Serra, 2009 ; Kana, Dessy et Ewoudou, 2010). Plusieurs études empiriques se sont notamment attachées à analyser l'effet du placement d'enfants sur leur participation scolaire et aboutissent à des conclusions contrastées. La plupart d'entre elles mobilisent des données transversales, et comparent la participation scolaire des enfants du ménage d'accueil avec celle des enfants confiés. Certaines trouvent une corrélation négative, d'autres une corrélation positive. A partir de données sur le Bénin, par exemple, Kielland (1999) trouve une corrélation négative entre le confiage et la scolarisation des enfants. Les enfants confiés sont en effet plutôt amenés à travailler dans les ménages d'accueil au détriment de leur scolarisation. Dans le cas sud-africain, Zimmerman (2004) aboutit à des conclusions un peu différentes puisqu'il trouve un impact du confiage différencié selon la nature des liens unissant familles d'origine et familles d'accueil. Ainsi, les enfants confiés auprès de cousins, beaux-frères, belles-sœurs ou autres apparentés, ont une probabilité plus faible d'être scolarisés que les enfants biologiques du ménage, ce que l'auteur qualifie d'"effet Cendrillon". Cet effet n'est en revanche pas observé lorsque les enfants sont confiés à leurs grands-parents, leurs oncles et tantes, ou leurs frères et sœurs. Dans ces cas-là, la corrélation entre la scolarisation et le confiage est en effet positive bien que non significative. L'article de Cichello (2004) s'inscrit dans le prolongement de cette analyse. L'auteur réexamine la question du confiage dans le cas sud-africain en mobilisant cette fois des données de panel issues du KwaZulu-Natal Income Dynamics Study (KIDS). Contrairement à Zimmerman, il ne trouve pas d'effet Cendrillon pour les enfants confiés à des parents éloignés. Au Togo, Pilon (1995) constate quant à lui un impact différencié du confiage selon le milieu de résidence de l'enfant. En milieu urbain, les enfants confiés apparaissent nettement moins scolarisés que les enfants biologiques du chef du ménage d'accueil, et cette sous-scolarisation touche surtout les filles. En milieu rural, en revanche, les enfants confiés sont légèrement plus scolarisés que les enfants du chef de ménage, et cet avantage relatif touche à peu près également les filles et les garçons. Le même constat d'un impact différencié selon le milieu s'applique en Côte d'Ivoire, mais de façon non systématique (Guillaume et alii, 1997, *op.cit.*).

D'autres études empiriques se sont attachées à étudier l'impact du décès prématuré des parents sur la scolarisation des enfants et sont à cet égard pertinentes pour la question qui nous

intéresse, puisque les enfants orphelins peuvent être considérés comme un type particulier d'enfants confiés. La plupart trouvent que les orphelins ont une probabilité plus faible d'être scolarisés que les autres enfants (Ainsworth et Filmer, 2002 ; Gertler et *alii*, 2004, *op.cit.* ; Case et *alii*, 2004, *op.cit.*).

Bien qu'elles soient riches d'enseignement, la limite de ces études empiriques réside dans la nature des données utilisées. La plupart d'entre elles utilisent en effet des données transversales qui n'autorisent qu'une analyse de la participation scolaire des enfants confiés et des enfants biologiques au moment de l'enquête. Or, la participation scolaire d'un enfant à un moment donné du temps est fonction de sa participation passée. Il est de ce fait tout à fait possible que les enfants confiés soient issus de ménages ayant par exemple subi des chocs de revenu dans le passé et qu'ils soient en moyenne moins scolarisés que les autres au moment de leur confiage (Akresh, 2004). Il importe donc de raisonner à situations initiales identiques. Les analyses mobilisant des données transversales peuvent donc fournir des résultats biaisés s'ils existent des facteurs (situation scolaire, lien social des ménages, etc.) qui sont corrélés à la fois à la participation scolaire et au confiage, mais qui n'ont pas été rigoureusement contrôlés dans les régressions. Pour analyser la relation entre le confiage et la scolarisation des enfants de façon plus satisfaisante, une solution est donc de recourir à des données longitudinales qui font malheureusement souvent défaut dans les pays en développement.

Quelques papiers utilisent des données de panel et parviennent à résoudre au moins partiellement le problème d'endogénéité qui vient d'être mentionné (Evans et Miguel, 2004 ; Yamano et Jayne, 2004 ; Akresh, 2004). A partir de données longitudinales originales et riches d'informations puisque collectées à la fois auprès de ménages d'origine (*out-fostering households*) et de ménages d'accueil (*in-fostering households*), Akresh (2004) compare la participation scolaire des enfants confiés avant et après le confiage avec celle des enfants du ménage d'accueil d'une part, et avec celle de leurs frères et sœurs restés avec les parents biologiques d'autre part. Pour ce faire, il estime des régressions à effets fixes ménages qui lui permettent de purger les résultats de l'effet des caractéristiques du ménage qui sont invariantes dans le temps et qui peuvent affecter à la fois le confiage et la participation scolaire des enfants. Dans l'ensemble, les résultats montrent que le confiage a un impact positif sur la scolarisation des enfants confiés (que ces derniers soient comparés aux enfants du ménage d'accueil ou à leurs frères et sœurs restés dans le ménage d'origine), mais que cet impact n'est pas statistiquement significatif. Cependant, les résultats sont un peu différents lorsque la

raison du confiage est prise en compte. L'impact du confiage devient positif et significatif si la scolarisation ou le décès des parents est le motif du confiage, ou si les ménages d'origine sont originaires de la Côte d'Ivoire ou de la ville d'Ouagadougou. En revanche, 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 sont originaires du même village.

L'effet du confiage sur la participation scolaire des enfants semble donc être fonction des motivations ayant entouré le confiage. A ce sujet, plusieurs hypothèses ont été avancées par Zimmerman (2002) et Akresh (2009). Premièrement, les ménages d'origine peuvent être dans une situation de pauvreté, et de ce fait, être tentés de confier leurs enfants à des familles beaucoup plus riches. Deuxièmement, dans un environnement d'imperfections des marchés du crédit et de l'assurance, le confiage peut aussi être une stratégie de gestion des risques des ménages. Les ménages qui ont subi des chocs économiques ou démographiques peuvent être amenés à envoyer leurs enfants dans d'autres familles le temps de se remettre des conséquences de ces chocs. Cette hypothèse a été testée et mise en évidence par Akresh (2009) au Burkina Faso. Troisièmement, dans un environnement d'imperfections du marché du travail, les ménages qui ont un besoin de main-d'œuvre peuvent avoir une probabilité d'accueillir des enfants plus grande que les autres ménages. Ainsi, Kielland (1999) a montré que les enfants confiés avaient une probabilité plus grande de travailler que d'aller à l'école. Quatrièmement, il est également possible que l'offre scolaire fasse défaut dans le village du ménage d'origine ou qu'elle soit de moindre qualité. Dans ce cas, les ménages peuvent être incités à confier leurs enfants à des familles résidant dans des villages mieux dotés (Zimmerman, 2002). Dans leurs travaux sur la Côte d'Ivoire, Guillaume et alii (1997, *op.cit.*) trouvent que le phénomène du confiage des enfants en primaire s'oriente du milieu urbain vers le milieu rural où les frais d'école sont moins élevés. 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. Dans ce qui suit, nous tirons profit d'une base de données en panel d'une grande richesse pour analyser en détail le phénomène du confiage à Madagascar. Notre approche est proche de celle adoptée par Akresh (2004 ; 2009), sauf que certaines variables que nous utilisons sont différentes des siennes. Nous revenons sur ce point plus en détail dans la section 3. Nous nous



attachons d'abord à identifier les facteurs à l'origine de l'envoi (ou de l'accueil) d'enfants, puis nous cherchons à mesurer l'impact du confiage sur la participation scolaire des enfants confiés en comparant la situation scolaire avant et après confiage des enfants confiés et des enfants biologiques des ménages d'accueil (méthode de double différence)

## **2. Présentation des données et statistiques descriptives**

### **2.1. Construction d'un panel d'individus et de ménages**

Pour la mise en œuvre de cette recherche, un panel d'individus et de ménages 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 (Droy, Ratovoarinony et Roubaud, 2000). 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 (décès, naissance, mariage, divorce, migration, retour dans la famille, etc.). A 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.

Nous avons donc construit le panel d'individus en regardant systématiquement pour chaque individu et chaque année s'il était recensé et présent dans le ménage l'année précédente (*en t-1*), et s'il est dans le ménage (ou pas) au moment de l'enquête (*en t*). S'il n'est pas là en (*t*), mais qu'il était là en (*t-1*), c'est qu'il est sorti du ménage entre (*t-1*) et (*t*) ; s'il est là en (*t*)

mais qu'il n'était pas là en ( $t-1$ ), c'est au contraire qu'il est entré dans le ménage entre ( $t-1$ ). Comme nous connaissons les raisons d'entrée et de sortie le cas échéant, nous pouvons alors identifier les enfants qui entrent ou qui sortent pour un motif de confiage, mais aussi les ménages qui ont recensé des sorties ou des entrées d'enfants pour un motif de confiage. Nous ne pouvons pas en revanche identifier le ménage d'accueil d'un enfant qui serait sorti de son ménage d'origine pour confiage, ni le ménage d'origine d'un enfant qui serait entré dans un ménage d'accueil pour confiage. Cet appariement n'est possible que pour un village particulier, le village de Bepako, qui fait partie d'un des observatoires ruraux historiques enquêtés depuis 1995. Nous présentons de manière détaillée ce cas particulier dans la section suivante. Au total, la base de données compte 7 450 ménages ayant été enquêtés au moins deux années consécutives, et plus de 14 000 enfants âgés de 5 à 15 ans, pour lesquels nous pouvons suivre l'évolution de la situation scolaire sur deux, sinon trois ans.

Dans ce qui suit, un enfant est considéré comme étant confié s'il réside dans un ménage dans lequel ne vit aucun de ses parents biologiques. D'autres auteurs adoptent une définition plus large puisqu'ils considèrent comme étant confié tout enfant qui n'est pas un enfant du chef de ménage et/ou de son épouse mais dont l'un des parents peut éventuellement être présent dans le ménage (Lloyd et Desai, 1992 ; Guillaume et *alii*, 1997, *op.cit.*). Cette définition est plus inclusive, mais n'a pas été retenue pour notre analyse dans la mesure où toute décision relative au bien-être de l'enfant peut dans ce dernier cas relever à la fois du chef de ménage et de l'un des parents au sein du ménage.

## **2.2. Quelques caractéristiques du confiage**

Le tableau 1 nous montre succinctement la composition de l'échantillon d'enfants âgés de 5 à 15 ans durant la période étudiée. Quelle que soit l'année considérée, les enfants confiés représentent à peu près 16% de l'échantillon. Ce chiffre est proche de ceux fournis par l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) de 2005 selon laquelle respectivement 13% et 17% des enfants de 5 à 9 ans et de 10 à 14 ans résideraient sans leurs parents. 19% des ménages de l'échantillon sont concernés par le phénomène du confiage, soit parce qu'ils ont confié un ou plusieurs de leurs enfants, soit parce qu'ils en ont accueillis. L'incidence du confiage semble avoir légèrement augmenté ces dernières années si l'on en croit les chiffres avancés par l'EDS de 2010 : d'après elle, 26% des ménages en 2008 comptaient au moins un

enfant mineur résidant sans ses parents<sup>4</sup>. En outre, dans notre échantillon, parmi les ménages concernés par le placement d'enfant, chaque famille accueille en moyenne entre un et deux enfants âgés de 5 à 15 ans.

**Tableau 1. Pourcentage des enfants confiés de 5 à 15 ans au niveau ménage et au niveau des enfants, 2005-2006-2007**

	2005		2006		2007	
	effectif	en %	effectif	en %	effectif	en %
Enfants de 5 à 15 ans						
Enfants confiés	1 996	16,4	2 396	16,5	2 357	16,7
Ensemble	12 200	100	14 530	100	14 158	100
Ménages						
Comptant au moins 1 enfant confié	1 232	19,6	1 455	19,5	1 432	20,6
Ensemble	6 268	100	7 458	100	6 939	100

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

Les enfants confiés peuvent être accueillis par des ménages avec lesquels ils n'ont aucun lien de parenté. Mais dans la majeure partie des cas, il existe un lien familial entre l'enfant et le chef du ménage. Le tableau 2 montre ainsi que plus de 70% des enfants confiés sont les petits-enfants du chef de ménage de la famille d'accueil. En d'autres termes, la majorité des enfants est confiée aux grands-parents, suivis des autres enfants apparentés, qui représentent à peu près 20%. Dans d'autres contextes, il a été montré que le lien de parenté entre les enfants confiés et le chef de ménage pouvait varier d'une région à une autre (Guillaume et alii, 1997, *op.cit.*), ou d'une tranche d'âge à une autre (Younoussi, 2007). Au Burkina Faso par exemple, au-delà de l'âge de cinq ans, le confiage des filles comme celui des garçons semble se réaliser plus auprès des oncles et tantes que des grands-parents tandis que l'inverse s'observe pour les enfants moins de cinq ans (Younoussi, 2007). Un tel changement ne semble pas se produire dans notre cas<sup>5</sup>.

**Tableau 2. Lien de parenté des enfants confiés au chef du ménage d'accueil, 2005-2006-2007**

	2005	2006	2007
Enfants confiés			
Petits-enfants	70,3 %	71,0 %	73,2 %
Autres apparentés	22,1 %	20,2 %	18,7 %
Frère/sœur	3,1 %	4,8 %	4,4 %
Non apparentés	4,5 %	4,1 %	3,7 %
Total (%)	100 %	100 %	100 %
Observations	1 996	2 396	2 357

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

<sup>4</sup> Le pourcentage des ménages concernés par le confiage n'est pas renseigné dans l'Enquête Démographique et de Santé de 2004 (EDS, 2005). L'enquête de 2008 a été menée entre novembre 2008 et août 2009 (EDS, 2010).

<sup>5</sup> Cet accueil important des petits-enfants est vérifié dans presque tous les observatoires, à l'exception de l'observatoire d'Itasy où les proportions sont à peu près identiques entre les petits-enfants, les autres enfants apparentés et ceux qui n'ont pas de lien de parenté au chef de ménage.

Quant au genre et à l'âge des enfants, le tableau 3 montre que le confiage concerne aussi bien les garçons que les filles, et qu'ils ont une moyenne d'âge autour de 9-10 ans. Pour les autres enfants non confiés, qui regroupent les enfants du chef et ceux qui résident avec au moins un de leurs parents, la moyenne d'âge est également autour de 9-10 ans. En matière de scolarisation, en revanche, les enfants confiés semblent avoir une participation scolaire moindre que les enfants non confiés. En effet, alors que 62% des enfants confiés fréquentaient l'école en 2005, cette proportion était de 68% pour les autres enfants. La différence observée entre enfants confiés et non confiés au bénéfice des seconds est significative quelle que soit l'année considérée.

**Tableau 3. Caractéristiques des enfants confiés de 5 à 15 ans, 2005-2006-2007**

En moyenne	2005		2006		2007	
	confiés	non confiés	confiés	non confiés	confiés	non confiés
Enfants						
Age	9,79	9,68	9,85	9,68	9,89	9,74
Garçons (1 : garçon, 0 fille)	0,53	0,51	0,52	0,51	0,52	0,51
Scolarisation	0,62***	0,68***	0,65***	0,71***	0,64***	0,71***
Observations	1 996	10 204	2 396	12 134	2 357	11 801

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

Test de différence entre les enfants confiés et les autres enfants : \*\*\*significatif à 1%

A ce stade de l'analyse toutefois, ces chiffres ne nous disent encore rien sur l'influence du confiage sur la scolarisation des enfants. Une analyse de l'évolution de la participation scolaire des enfants avant et après leur date d'entrée en confiage est pour cela nécessaire, mais les informations requises pour ce type d'analyse ne sont pas disponibles pour tous les enfants. L'échantillon d'enfants confiés observé ici compte en effet des enfants confiés de longue date pour lesquels aucune donnée sur la situation scolaire au moment du confiage n'est disponible. Seule est connue la situation scolaire des enfants qui ont été confiés sur la période 2005-2007<sup>6</sup>. L'analyse qui suit, fondée sur une approche par différence de différences, s'appuie donc sur ces seuls enfants (tableau 4).

<sup>6</sup> L'enquête interroge les chefs de famille sur la participation scolaire en  $(t-1)$  des enfants présents dans le ménage à la date de l'enquête en  $(t)$ . Pour les enfants qui ont été confiés entre  $(t-1)$  et  $(t)$ , on sait donc s'ils allaient à l'école avant d'être confiés (en  $t-1$ ) et si cette situation a changé depuis qu'ils sont en confiage. Pour les enfants qui ont été confiés avant  $(t-1)$ , les données n'indiquent malheureusement pas quelle était la participation scolaire des enfants au moment de leur confiage.

**Tableau 4. Echantillon des enfants confiés entre 2005 et 2007, âgés de 5 à 15 ans**

	2005	2006	2007
Enfants 5 à 15 ans			
Enfants confiés de longue date	1 846	2 023	1 993
Nouveaux entrants	150	373	364
Total	1 996	2 396	2 357
Ménages			
Ménages comptant des enfants confiés de longue date	1 149	1 239	1 236
Ménages avec des nouveaux entrants	120	305	282
Total	1 232	1 455	1 432

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

Le confiage peut selon les cas être temporaire ou d'une durée plus ou moins longue. En ce qui concerne notre échantillon, le tableau 5 révèle par exemple que plus de 30% des nouveaux entrants sont repartis l'année qui a suivi leur entrée au sein du ménage d'accueil. Sont considérés comme ayant changé de statut les enfants confiés que les parents biologiques ont rejoint dans leur ménage d'accueil. Ce cas de figure concerne une minorité d'enfants (entre 2005 et 2006, respectivement 3,5% et 0,6% des anciens et nouveaux enfants confiés entrent dans cette catégorie).

**Tableau 5. Flux du confiage, 2005-2006-2007**

	Statut l'année suivante			Observations
	sont sortis du ménage	ont changé de statut	toujours confiés	
Enfants confiés en 2005				
Enfants confiés de longue date	12,7%	3,5%	83,9%	1 846
Nouveaux entrants	32,7%	0,6%	66,7%	150
Enfants confiés en 2006				
Enfants confiés de longue date	17,1%	2,3%	80,7%	2 023
Nouveaux entrants	38,3%	1,3%	60,3%	373

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

En règle générale, la plupart des enfants confiés demeurent plus de deux années au sein de la famille d'accueil. En effet, plus de 80% des enfants qui avaient déjà le statut d'enfant confié au moment de l'enquête, étaient toujours confiés l'année suivante. En d'autres termes, leur placement au sein de la famille d'accueil est déjà égal à trois années. Les caractéristiques de ces familles d'accueil, ainsi que les familles qui ont recensé des sorties d'enfants seront plus détaillées dans la section suivante.

### 3. 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. Notre analyse porte sur l'échantillon du panel de ménages ayant accueilli ou ayant recensé des sorties d'enfants au cours de la période. Une brève analyse d'un village particulier (Bepako) nous servira d'une illustration dans un deuxième temps. La première analyse ne repose pas en effet sur des données appariées : on observe des ménages qui envoient des enfants et des ménages qui en reçoivent, mais on ne peut pas établir de liens entre eux. A la manière d'Akresh, le dispositif de Bepako a été conçu de façon à identifier les ménages paires, en d'autres termes, de pouvoir associer à chaque ménage envoyeur un ménage receveur lorsque celui-ci était présent dans le village.

### 3.1. Stratégie empirique

#### 3.1.1. Décisions d'accueil d'enfants

Plusieurs raisons peuvent être à l'origine du confiage des enfants. Si la principale raison du confiage des enfants des ménages d'origine est de favoriser la scolarisation de leurs enfants, il est vraisemblable 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 alors des familles dans lesquelles les enfants du chef de ménage sont tous scolarisés ou plus scolarisés en moyenne que dans les autres familles.

Formellement, le modèle de décision des ménages d'accueil s'écrit comme suit :

$$HHin_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 W_{it-1} + \alpha_2 chocs_{it-1} + \alpha_3 (X_{it-1} * chocs_{it-1}) + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$$

où  $HHin$  prend la valeur 1 si le ménage  $i$  a accueilli des enfants à la période  $t$ ,  $W_{it-1}$  sont les caractéristiques du ménage mesurées en  $t-1$ , telles que la composition démographique du ménage, l'indice synthétique de richesse du ménage, le rapport du taux de scolarisation des enfants du chef au taux moyen du village et si le ménage est riziculteur ou non ;

$chocs_{it-1}$  indique si le ménage  $i$  a subi des chocs agricoles ou démographiques en  $t-1$  ;  $(X_{it-1} * chocs_{it-1})$  est une variable d'interaction entre la superficie des rizières cultivées et la variable de choc sur le riz. Cette variable vise à tenir compte de l'hétérogénéité de l'impact d'un choc

rizicole sur le revenu des ménages<sup>7</sup>. Enfin,  $\lambda_i$  est un effet fixe ménage et  $\theta_t$  une indicatrice temporelle.

L'introduction de ces différentes variables nous permettra de tester les hypothèses énoncées ci-dessus 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 cultivées est également introduite dans le but de tester l'hypothèse selon laquelle les ménages riches en rizières pourraient avoir plus de besoins en main-d'œuvre, et dans ce cas une probabilité plus forte d'accueillir des enfants (pour travailler).

Quant aux variables de chocs, elles sont construites à partir d'un module sur les cataclysmes et catastrophes naturelles. Les ménages peuvent subir des dégâts sur leurs cultures de maïs, de manioc ou de riz, consécutivement à des chocs exogènes (cyclone, inondation, sécheresse, grêle, etc.). Les données permettent non seulement d'identifier les ménages ayant subi un choc, ainsi que l'origine du choc, mais également d'apprécier l'ampleur des dégâts occasionnés (négligeable, modérée, importante, récolte anéantie). Finalement, la variable de choc démographique prend la valeur 1, si au moins un des membres du ménage est porté disparu, décédé, blessé ou malade, suite à un cataclysmes et une catastrophe naturelle s'étant produit au cours des douze mois précédant l'enquête.

### **3.1.2. 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.

---

<sup>7</sup> Les variables de choc varient entre 0 (pas de choc) et 3 (récoltes anéanties). L'introduction d'une variable d'interaction découle de l'hypothèse que la baisse de revenu associée à un choc sera d'autant plus importante que la parcelle sur lequel il s'est produit est grande.

$$HHout_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 W_{it-1} + \alpha_2 chocs_{it-1} + \alpha_3 (X_{it-1} * chocs_{it-1}) + \lambda_i + \theta_t + \varepsilon_{it}$$

où  $HHout$  prend la valeur 1 si le ménage  $i$  a envoyé des enfants dans d'autres ménages à la période  $t$ .

Notre hypothèse principale est donc que les décisions d'envoyer et d'accueillir un enfant ou des enfants résultent des mêmes facteurs, mais que ces derniers agissent différemment dans l'un et l'autre modèle. En d'autres termes, on s'attend à ce que :

- les ménages pauvres (riches) aient une probabilité plus grande de confier (d'accueillir) des enfants que les ménages riches (pauvres) ;
- les ménages ayant (n'ayant pas) subi des chocs agricoles aient une probabilité plus grande de confier (d'accueillir) des enfants, si le confiage constitue une stratégie de gestion des risques des ménages (Akresh, 2009) ;
- les ménages montrant une forte préférence pour la scolarisation aient une probabilité plus forte d'accueillir des enfants si l'école constitue un des facteurs encourageant les ménages à confier leurs enfants.

La différence entre notre analyse et celle adoptée par Akresh (2009) repose sur la définition de certaines variables. En ce qui concerne les variables de chocs, nous avons pu identifier les chocs démographiques (liés au décès ou maladie d'au moins un membre du ménage suite à une catastrophe naturelle), ce qu'Akresh n'a pas été en mesure de faire. Nous avons également introduit la superficie des rizières cultivées dans le but de tester l'hypothèse selon laquelle les ménages riches en rizières peuvent avoir plus de besoin en main-d'œuvre, et dans ce cas d'une main-d'œuvre infantile. Akresh a quant à lui défini une variable qui indique le nombre d'agriculteurs dans l'entourage proche du ménage à l'intérieur duquel les enfants peuvent circuler. Il suppose que les agriculteurs ont une probabilité plus forte d'avoir un faible revenu, et donc que les ménages sont moins enclins à leur confier des enfants. En ce qui concerne la composition démographique du ménage, nous avons ajouté le nombre d'adultes (ceux d'âge actif comme ceux d'âge inactif) dans le but de tester l'hypothèse selon laquelle les ménages qui comptent peu d'actifs ont des besoins en main-d'œuvre non satisfaits, et sont donc plus susceptibles de recevoir des enfants pour accroître leur force de travail. Enfin, concernant la variable relative à l'éducation des enfants, nous ne disposons pas d'informations sur la disponibilité des écoles ou la distance pour aller à l'école (Akresh, 2009), mais une variable qui reflète si oui ou non l'envoi des enfants à l'école est une pratique



courante pour le ménage (le rapport du taux de scolarisation des enfants du chef de ménage au taux moyen du village).

### 3.2. Statistiques descriptives

Pour la mise en œuvre de cette analyse, notre échantillon se compose d'un panel de ménages ayant été enquêtés au moins deux années consécutives sur la période 2005-2007. Sont considérés comme ménages d'accueil les ménages ayant accueilli un (ou plusieurs) enfants âgés de 5 à 15 ans soit en 2006, soit en 2007, et dont les parents biologiques ne sont pas présents. Sont considérés comme ménages d'origine les ménages pour lesquels des sorties d'enfants âgés de 5 à 15 ans ont été recensées soit en 2006 soit en 2007, et dont les parents biologiques sont toujours présents. Dans cette analyse, l'année 2005 sert en effet d'année de référence. Autrement dit, c'est en comparant la composition des ménages en 2005 avec celle des années suivantes que sont identifiés les ménages d'accueil et les ménages d'origine. Dans les analyses qui suivent, la décision d'un ménage d'accueillir ou d'envoyer un enfant en  $t$  sera expliquée par les caractéristiques du ménage mesurées en  $t-1$ .

**Tableau 6. Pourcentage des ménages recensant des entrées d'enfants ou et des sorties d'enfants du chef de ménage, en 2006 et 2007.**

	2006		2007	
	effectif	en %	effectif	en %
Ménages				
- ayant des entrées d'enfants confiés	305	4,1	282	4,1
- ayant des sorties d'enfants du chef	224	3,0	242	3,5
Ménages concernés par le confiage	517	6,9	514	7,4
Observations	7 458	100	6 939	100

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

Les ménages concernés par les entrées et les sorties d'enfants représentent à peu près 7% des ménages de l'échantillon en 2006 et en 2007. Les tableaux 7 et 8 révèlent quelques unes des caractéristiques de ces ménages. Il paraît que les ménages d'accueil ont un indicateur synthétique de richesse plus élevé que les autres ménages. Ce premier constat nous laisse penser que les ménages riches sont plus concernés par l'accueil d'enfants que les ménages pauvres. En outre, si une grande majorité des ménages fait de la riziculture, ceux qui accueillent des enfants possèdent de plus grandes superficies de rizières que les autres. Les chefs de ménage des familles d'accueil paraissent également avoir été davantage scolarisés que les autres. Mais leurs enfants ne sont pas plus scolarisés que ceux issus d'autres familles au sein du même village. Les estimations économétriques nous permettront de voir si ces

variables de capital humain sont déterminantes dans la décision d'un ménage d'accueillir un ou plusieurs enfants.

Quant aux variables relatives aux chocs agricoles et démographiques, les proportions des ménages touchés par des cataclysmes sont relativement similaires pour les trois catégories de ménages. Ce fait stylisé va a priori à l'encontre de l'idée selon laquelle le confiage serait une stratégie de gestion des risques des ménages. Avant d'écarter définitivement cette hypothèse, il importe toutefois de bien tenir compte de l'ampleur des dégâts consécutifs à ces chocs qui peuvent être très hétérogènes selon les ménages en fonction notamment de l'étendue des rizières qu'ils cultivent<sup>8</sup>.

Les tableaux révèlent également des différences entre les ménages quant à leur composition démographique. Les ménages qui confient leurs enfants ont ainsi plus d'enfants de 6 à 14 ans, plus d'enfants de moins de 5 ans et également plus d'adultes d'âge actif que les autres familles. Ce fait stylisé nous laisse penser que le confiage pourrait constituer une stratégie d'ajustement en présence de déséquilibres démographiques entre familles, comme cela a été avancé dans la littérature en démographie.

---

<sup>8</sup> Telle qu'elle est posée, la question sur les chocs ne permet pas d'évaluer avec précision le montant des pertes occasionnées. Un choc sur le riz, par exemple, peut être désastreux pour un ménage qui cultive exclusivement cette céréale et/ou qui cultive de grandes superficies de riz. C'est pour cette raison que dans l'analyse économétrique, la variable de choc sur le riz est interagie avec la taille des parcelles cultivées en riz.

**Tableau 7. Statistiques descriptives des ménages concernés par le confiage en 2006**

	Entrée d'enfants	Sortie d'enfants	Autres ménages
<i>Capital humain</i>			
Nombre d'années d'étude du chef	4,32 (3,71)	4,01 (3,42)	3,81 (3,15)
Rapport entre le taux de scolarisation des enfants du chef au taux moyen du village	0,98 (1,17)	1,34 (1,20)	0,98 (1,09)
<i>Composition démographique</i>			
Nombre des adultes > 61 ans	0,35 (0,59)	0,19 (0,48)	0,21 (0,50)
Nombre des adultes de 15 à 60 ans	2,74 (1,61)	2,88 (1,46)	2,70 (1,51)
Nombre des enfants confiés de 6 à 14 ans	0,49 (0,86)	0,20 (0,62)	0,25 (0,68)
Nombre des autres enfants de 6 à 14 ans	0,95 (1,30)	2,17 (1,40)	1,32 (1,36)
Nombre des enfants moins de 5 ans	0,85 (1,02)	1,19 (1,06)	1,02 (1,04)
<i>Actifs et indicateur de richesse</i>			
Indicateur synthétique de richesse	0,53 (2,02)	0,06 (1,60)	0,02 (1,63)
Ménage riziculteur	0,79 (0,41)	0,80 (0,39)	0,77 (0,41)
Superficie des rizières cultivées (en ares)	85,18 (118,60)	60,30 (70,26)	58,36 (105,34)
<i>Différents chocs</i>			
Choc sur le riz (si oui 1, sinon 0)	0,33 (0,47)	0,33 (0,47)	0,32 (0,47)
Choc sur les cultures de maïs (si oui 1, sinon 0)	0,17 (0,37)	0,11 (0,32)	0,19 (0,40)
Choc sur les cultures de tubercules (si oui 1, sinon 0)	0,23 (0,42)	0,21 (0,41)	0,25 (0,43)
Maladie ou décès suite à un cataclysme (si oui 1, sinon 0)	0,12 (0,33)	0,14 (0,35)	0,14 (0,35)

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

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

**Tableau 8. Statistiques descriptives des ménages concernés par le confiage en 2007**

	Entrée d'enfants	Sortie d'enfants	Autres ménages
<i>Capital humain</i>			
Nombre d'années d'étude du chef	4,24 (3,53)	3,93 (3,28)	3,58 (3,23)
Rapport entre le taux de scolarisation des enfants du chef au taux moyen du village	1,04 (1,18)	1,19 (1,07)	0,99 (1,04)
<i>Composition démographique</i>			
Nombre des adultes > 61 ans	0,46 (0,81)	0,24 (0,49)	0,24 (0,56)
Nombre des adultes de 15 à 60 ans	2,66 (1,70)	3,06 (1,58)	2,70 (1,53)
Nombre des enfants confiés de 6 à 14 ans	0,49 (0,93)	0,23 (0,61)	0,26 (0,70)
Nombre des autres enfants de 6 à 14 ans	1,02 (1,21)	2,09 (1,23)	1,37 (1,39)
Nombre des enfants moins de 5 ans	0,63 (0,91)	1,10 (1,06)	0,98 (1,01)
<i>Actifs et indicateur de richesse</i>			
Indicateur synthétique de richesse	0,63 (1,95)	-0,03 (1,56)	-0,01 (1,64)
Ménage riziculteur	0,80 (0,40)	0,81 (0,39)	0,76 (0,43)
Superficie des rizières cultivées (en ares)	87,80 (164,07)	67,13 (90,33)	61,80 (117,29)
<i>Différents chocs</i>			
Choc sur le riz (si oui 1, sinon 0)	0,39 (0,49)	0,46 (0,49)	0,39 (0,49)
Choc sur les cultures de maïs (si oui 1, sinon 0)	0,14 (0,35)	0,16 (0,36)	0,22 (0,41)
Choc sur les cultures de tubercules (si oui 1, sinon 0)	0,19 (0,39)	0,23 (0,43)	0,27 (0,44)
Maladie ou décès suite à un cataclysme (si oui 1, sinon 0)	0,11 (0,31)	0,14 (0,35)	0,11 (0,31)

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

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

### 3.3. Résultats économétriques

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 9. Du côté des décisions d'accueil (colonnes 1 et 2), la scolarisation ne semble pas figurer parmi les principales raisons à l'origine du confiage d'enfants. L'effet de l'éducation du chef de ménage ne peut pas être identifié car elle est une variable invariante dans le temps, mais elle est prise en compte à travers l'inclusion dans le modèle d'effets fixes ménage. Les coefficients relatifs au taux moyen de scolarisation dans les deux premières colonnes ne sont en effet pas significatifs et n'ont pas non plus le signe attendu. Les ménages qui tendent à scolariser davantage leurs enfants biologiques, n'apparaissent ainsi pas avoir une propension plus forte à accueillir des enfants. La composition démographique du ménage semble, en revanche, être un élément déterminant de l'accueil d'enfants. Il s'avère notamment qu'il y ait une forme de concurrence entre les enfants confiés et les autres enfants du ménage. La probabilité du ménage d'accueil diminue en effet avec le nombre d'enfants de moins de 14 ans, ainsi qu'avec la présence dans le ménage d'enfants ayant été confiés antérieurement. Ces résultats conduisent a priori à exclure l'idée selon laquelle les ménages accueilleraient des enfants pour qu'ils assurent la prise en charge des plus jeunes d'entre eux. La propension du ménage à accueillir des enfants diminue également avec le nombre de membres âgés de 15 à 60 ans. Ce résultat peut être lié au fait que les ménages comptant peu d'actifs ont des besoins en main-d'œuvre non satisfaits qui les incitent à accueillir des enfants pour travailler, au contraire de ceux qui disposent de beaucoup de bras valides. Concernant les autres variables, l'indice synthétique de richesse du ménage n'est ni significatif ni positif. L'hypothèse selon laquelle les familles d'accueil seraient plus riches en moyenne que les familles d'origine ne semble donc pas être applicable à nos données. Akresh (2009) obtient un résultat similaire dans le cas du Burkina Faso, mais trouve en revanche que la pauvreté est un facteur déterminant du placement d'enfant. Dans notre cas, le coefficient associé à la richesse du ménage n'est pas non plus significatif dans les estimations relatives à la décision de confier un enfant. Finalement, en ce qui concerne les variables de chocs agricoles, leurs coefficients sont positifs dans l'ensemble mais leur contribution jointe n'est que faiblement significative, suggérant par là que le confiage ne constitue pas un outil de gestion des risques. Akresh (2009) ne trouve pas non plus un effet significatif des variables de chocs de revenu ou de chocs agricoles sur la décision d'accueillir un enfant.

**Tableau 9. Estimations à effets fixes ménages des décisions du confiage d'enfants, 2005-2006-2007**

Estimations en logit	Accueil		Envoi	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Caractéristiques (en t-1)</i>				
<b>Taux moyen de scolarisation</b>	-0.26 (0.23)	-0.27 (0.23)	-0.14 (0.16)	-0.12 (0.16)
Nombre des adultes > 61 ans	-0.17 (0.24)	-0.28 (0.25)	-0.05 (0.48)	-0.03 (0.46)
Nombre des adultes de 15 à 60 ans	-0.65*** (0.18)	-0.63*** (0.18)	1.04*** (0.18)	1.06*** (0.18)
Nombre des enfants confiés de 6 à 14 ans	-3.47*** (0.40)	-3.48*** (0.40)	1.32** (0.64)	1.38** (0.65)
Nombre des autres enfants de 6 à 14 ans	-0.64** (0.27)	-0.61** (0.27)	2.01*** (0.26)	2.00*** (0.25)
Nombre des enfants moins de 5 ans	-1.22*** (0.28)	-1.18*** (0.28)	0.53*** (0.20)	0.51** (0.20)
Indicateur synthétique de richesse	-0.15 (0.12)	-0.15 (0.12)	0.21 (0.14)	0.21 (0.13)
Superficie des rizières cultivées	-0.00 (0.00)		-0.00 (0.00)	
Choc sur le riz (par degré d'amplitude)	0.09 (0.13)		0.19 (0.12)	
Choc sur le riz*superficie des rizières	0.00 (0.00)		-0.00 (0.00)	
Choc sur le maïs (par degré d'amplitude)	0.33* (0.17)		0.14 (0.17)	
Choc sur les tubercules (par degré d'amplitude)	-0.17 (0.15)		-0.16 (0.13)	
Ménage riziculteur (si oui 1, sinon 0)		-1.12* (0.61)		-0.04 (0.42)
Choc sur le riz (si oui 1, 0 sinon)		0.41 (0.28)		0.31 (0.24)
Choc sur le maïs (si oui 1, 0 sinon)		0.80* (0.44)		0.21 (0.47)
Choc sur les tubercules (si oui 1, 0 sinon)		-0.46 (0.38)		-0.33 (0.33)
Maladie ou décès suite à un cataclysme (si oui 1, sinon 0)	-0.26 (0.43)	-0.19 (0.43)	0.16 (0.37)	0.15 (0.37)
Année 2006	-0.99*** (0.19)	-1.01*** (0.19)	-1.16*** (0.19)	-1.15*** (0.19)
Observations	686	686	676	676
Nombre de ménages	343	343	338	338

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

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

Si l'on se place cette fois du côté des ménages qui confient leurs enfants (colonnes 3 et 4), les résultats des régressions montrent que, là encore, la composition démographique du ménage est influente, les coefficients des variables étant fort logiquement de signe opposé à celui observé dans les colonnes 1 et 2. Ainsi, plus le nombre d'enfants âgés de moins de 14 ans est grand, plus forte est la propension d'un ménage à confier un ou des enfants. Toutes les autres variables sont sans effet sur la probabilité de confiage. Celui-ci ne semble donc être ni une stratégie de gestion des risques adoptée par les ménages, ni une stratégie visant à promouvoir

la scolarisation des enfants, à moins que la variable introduite pour rendre compte de la préférence relative du ménage pour l'école soit mal spécifiée. En somme, un besoin d'ajustement des déséquilibres démographiques paraît être la principale raison du confiage d'enfants dans les observatoires ruraux malgaches.

Ces résultats d'analyse nous montrent les déterminants qui conduisent les ménages à confier leurs enfants ou en accueillir. Cependant, nous ne sommes pas en mesure d'établir de liens entre ces ménages, et dans ce cas de comparer les caractéristiques du ménage d'origine avec les caractéristiques du ménage d'accueil. Néanmoins, une enquête particulière a été menée dans un village (Bepako), qui a été conçue de façon à identifier les ménages pairs, en d'autres termes, de pouvoir associer à chaque ménage envoyeur un ménage receveur lorsque celui-ci était présent dans le village.

### **3.4. Cas particulier du village de Bepako**

Le village de Bepako fait partie d'un des observatoires ruraux historiques (celui de Marovoay) enquêtés depuis 1995. Cet observatoire se situe dans le nord-ouest de Madagascar. Caractérisé par la présence en son sein d'un grand périmètre irrigué, il est l'un des greniers à riz du pays. La plupart des ménages (entre 80 et 90%) de l'observatoire sont donc riziculteurs. En 2005, grâce à un financement du Ministère de la Recherche et de l'Enseignement Supérieur français, ce village de Bepako a fait l'objet d'une enquête ménages exhaustive et d'une enquête « tracking »<sup>9</sup> visant à retrouver l'ensemble des 1 490 individus du village enquêtés en 1995. L'objectif d'un tel dispositif était d'étudier la dynamique des revenus sur longue période en incluant dans l'analyse non seulement les individus restés dans le village, mais également ceux ayant migré. En marge de cet objectif, le suivi d'individus sur dix ans permet de rendre compte du phénomène du confiage. Parmi les enfants enquêtés en 1995, certains ont en effet changé de ménage entre 1995 et 2005, soit parce qu'ils ont été confiés sous la responsabilité d'un autre ménage par leurs parents biologiques, soit parce qu'ils ont réintégré le ménage de leurs parents biologiques après avoir été confié quelques années. Le tracking permet donc d'identifier le ménage d'origine (*i.e.* celui dans lequel résident les parents biologiques s'ils sont encore en vie) et le ménage d'accueil, le cas échéant. Sur la

---

<sup>9</sup> Le *tracking* consiste à retrouver tous les individus qui sont enquêtés dans le village en 2005, et même s'ils ont migré dans d'autres villes ou villages (Vaillant, 2010).

période considérée, environ 30% des ménages ont été concernés par le phénomène du confiage, soit en tant que ménages "confieurs", soit en tant que ménages d'accueil, soit en tant que ménages confieurs et d'accueil.

Le tableau 10 montre la composition des enfants de 5 à 15 ans dans le village au cours de ces dix années. Les enfants qui sortent du ménage pour un motif de confiage restent faible au cours de la période (moins de 1% des enfants non confiés chaque année). Les autres sorties concernent le décès, le mariage, le divorce des parents, la migration pour recherche d'emploi, de terre ou d'étude et dans le cas où tous les membres du ménage ont migré et n'ont pas pu être recontacté par le tracking. Dans la plupart des cas (68%), de ces enfants sont confiés auprès des familles dans le même village, 16% sont confiés dans un village ou ville d'un autre district, et le reste (16%) dans une ville ou un autre village du même district (tableau 11).

**Tableau 10. Flux des enfants de 5 à 15 ans dans le village de Bepako, 1995 à 2005**

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<b>Enfants non confiés (t)</b>										
<b>Observations</b>	<b>583</b>	<b>597</b>	<b>581</b>	<b>579</b>	<b>546</b>	<b>522</b>	<b>493</b>	<b>457</b>	<b>446</b>	<b>425</b>
<b>Statut en (t+1)</b>										
<i>Toujours non confiés(%)</i>	89,5	93,5	93,6	92,6	95,2	92,9	92,5	93,7	95,1	94,4
<i>Changement de statut(%)</i>	0,9	0,7	0,5	1,0	1,3	1,9	1,2	1,1	1,3	0,9
<i>Sortie pour confiage(%)</i>	1,0	0,3	0,7	0,7	0,4	1,0	0,6	0,4	-	0,7
<i>Autre sorties(%)</i>	8,6	5,5	5,2	5,7	3,1	4,2	5,7	4,8	3,6	4,0
<i>Total(%)</i>	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
<b>Enfants confiés (t)</b>										
<b>Observations</b>	<b>77</b>	<b>94</b>	<b>90</b>	<b>94</b>	<b>95</b>	<b>93</b>	<b>108</b>	<b>113</b>	<b>110</b>	<b>103</b>
<b>Statut en (t+1)</b>										
<i>Toujours confiés (%)</i>	87,0	81,9	87,8	86,2	86,3	92,5	95,4	83,2	85,5	93,2
<i>Changement de statut(%)</i>	6,5	3,2	7,8	3,2	-	1,1	-	2,7	-	-
<i>Sortie/retour à la famille(%)</i>	6,5	14,9	4,4	10,6	13,7	6,5	4,6	14,2	14,5	6,8
<i>Total(%)</i>	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
<b>Nouveaux entrants (t+1)</b>										
<b>Observations</b>	<b>125</b>	<b>64</b>	<b>65</b>	<b>44</b>	<b>39</b>	<b>53</b>	<b>42</b>	<b>49</b>	<b>37</b>	<b>31</b>
<i>Enfants non confiés (%)</i>	80,3	78,1	76,9	70,5	82,1	62,3	69,0	69,4	78,4	77,4
<i>Enfants confiés (%)</i>	19,7	21,9	23,1	29,5	17,9	37,7	31,0	30,6	21,6	22,6
<i>Total (%)</i>	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
<b>Stock des enfants âgés de 5 à 15 ans en (t+1)</b>										
<b>Observations</b>	<b>691</b>	<b>671</b>	<b>673</b>	<b>641</b>	<b>615</b>	<b>601</b>	<b>570</b>	<b>556</b>	<b>631</b>	<b>503</b>
<i>Enfants non confiés(%)</i>	86,4	86,6	86,0	85,2	84,9	82,0	80,2	80,2	83,7	80,1
<i>Enfants confiés(%)</i>	13,6	13,3	14,0	14,8	15,1	18,0	19,8	19,8	16,3	19,9

Sources : données du ROR 1995 et 2005, calcul de l'auteur

**Tableau 11. Enfants confiés entre 1995 et 2005**

	Entrée (lieu d'origine)	Sortie (lieu de destination)
Village de Bepako	18,3 %	67,7 %
Autre village du même district	17,0 %	9,7 %
Ville du même district	2,7 %	6,5 %
Village d'un autre district	3,1 %	3,2 %
Ville d'un autre district	5,4 %	12,9 %
Non réponse	53,0 %	-
Total	100 %	100 %
<b>Observations</b>	<b>223</b>	<b>31</b>

*Sources* : données du ROR 1995 et 2005, calcul de l'auteur

Par contre, les enfants confiés qui entrent dans le village au cours de la période, représentent 20% à 30% des nouveaux entrants. Les informations concernant le village d'origine de ces enfants sont incomplètes : 53% des cas n'ont pas répondu à la question (tableau 11). Néanmoins, 18% de ces nouveaux enfants confiés proviennent du village de Bepako, 17% d'un village voisin du même district, 3% d'une ville du même district, et le reste (8%) d'autre village/ville d'un autre district. Le confiage peut selon les cas être temporaire ou d'une durée plus ou moins longue. Dans le cas de Bepako, le tableau 10 révèle que plus de 85% des enfants confiés restent toujours au sein de leur ménage d'accueil l'année suivante. Par contre, ceux qui sont repartis d'une année à l'autre (retour à la famille ou pour d'autres raisons) varient de 6 à 15% des enfants confiés selon les cas.

Plusieurs raisons peuvent inciter les familles à envoyer leurs enfants dans d'autres familles, et parallèlement plusieurs raisons peuvent les inciter à en accueillir. Le tableau 12 présente les raisons avancées par les chefs de ménage qui ont été concernés par le confiage. La première colonne liste les raisons avancées par les chefs de ménage qui ont accueilli au moins un enfant sur la période (ménages d'accueil) ; la deuxième celles avancées par les chefs de ménage qui ont confié au moins un de leurs enfants sur la période (ménages d'origine). Les chiffres peuvent être malheureusement sous-estimés en raison non négligeable des non-réponses. Néanmoins, il s'avère que quelle que soit le statut du ménage (d'origine ou d'accueil), le manque de ressources des parents biologiques est perçu comme la principale raison à l'origine du confiage. Le divorce des parents biologiques est à l'origine de 9% des confiages. Le manque de main-d'œuvre dans le ménage d'accueil est d'après les ménages d'origine un autre facteur important de confiage. En revanche, le motif de scolarisation semble assez marginal.



**Tableau 12. Raisons du confiage des enfants**

	Ménages ayant accueilli un enfant	Ménages d'origine
Manque de moyens des parents biologiques	36,3 %	19,4 %
Divorce des parents biologiques	9,4 %	-
Manque de main-d'œuvre dans la famille d'accueil	7,6 %	3,2 %
Décès du père et/ou de la mère biologique	6,7 %	-
Scolarisation	5,4 %	-
Maladie du père et/ou de la mère biologique	2,2 %	-
Confiage en vue d'un mariage	0,5 %	-
Autres	9,0 %	3,2 %
Non réponse	22,9%	74,2%
Total	100 %	100 %
Observations	223	31

*Sources* : données du ROR 1995 et 2005, calcul de l'auteur

De ce fait, le confiage semble être plutôt un moyen d'entraide entre les ménages. D'un côté, les familles accueillent des enfants en vue d'alléger les charges des familles pauvres et des familles « en crise ». Ce dernier cas rejoint l'hypothèse avancée par Isuigo-Abanhie (1985). De l'autre, les familles en difficulté sont plus amenées à envoyer leurs enfants, mais le placement peut également intervenir en vue d'aider la famille d'accueil dont la main d'œuvre familiale fait défaut. Quoiqu'il en soit, la prise de décision vient dans la plupart des cas de la famille d'accueil (tableau 13).

**Tableau 13. Qui a pris la décision du confiage ?**

	Incidence
Famille d'accueil	57,5 %
Famille d'origine	7,9 %
Enfant lui-même	5,5 %
Non réponse	29,1 %
Total	100 %
Observations	254

*Sources* : données du ROR 1995 et 2005, calcul de l'auteur

Parmi les ménages dans le village en 1995, on a pu identifier 32 couples de ménages d'accueil et de ménages d'origine. Le tableau 14 montre quelques caractéristiques de ces couples de ménages. Dans la plupart des cas, ces caractéristiques sont mesurées en 1995 avant le confiage. En moyenne, le chef de ménage de la famille d'accueil est plus âgé que celui de la famille d'origine avec une moyenne de 15 ans de différence. Il paraît par la suite que les familles d'accueil ont plus de chance d'être dirigées par une femme que les familles d'origine. A peu près 20% de la famille d'accueil sont en effet dirigés par une femme contre 6% dans la famille d'origine. Le chef de ménage du ménage d'accueil paraît par contre moins scolarisé que le chef de ménage de la famille d'origine. C'est la richesse de la famille d'accueil et la pauvreté de la famille d'origine, qui semble jouer dans la mise en confiage des enfants.

L'indicateur synthétique de richesse de ces familles paraît en effet plus élevé que ceux des familles d'origine. Ce qui rejoint les conclusions du tableau précédent sur les principales raisons du confiage d'enfant.

**Tableau 14. Caractéristiques des couples de ménage d'accueil et d'origine, Bepako**

	Ménage d'accueil ( $X_a$ )	Ménage d'origine ( $X_o$ )	Moyenne des différences ( $X_a - X_o$ )
Age du chef de ménage	-	-	15,37 (21,89)
Femme chef de ménage	0,22 (0,42)	0,06 (0,24)	0,15 (0,52)
Années d'étude du chef	3,56 (3,25)	4,68 (3,12)	-1,13 (4,52)
Indice synthétique de richesse	1,03 (2,17)	-0,11 (1,64)	1,14 (2,53)
Superficie des rizières cultivées (en are)	183,38 (110,12)	153,71 (128,23)	29,65 (128,43)
Observations	32	32	32

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

Sources : données du ROR 1995 et 2005, calcul de l'auteur

#### 4. Impact du confiage sur la scolarisation des enfants

L'objectif de cette section est d'évaluer l'impact du confiage sur la participation scolaire des enfants. Pour la mise en œuvre de cette analyse, nous mobilisons l'ensemble des données du ROR collectées en 2005, 2006 et 2007. Dans un premier temps, les estimations sont réalisées à partir d'un panel d'enfants observés au moins deux années consécutives et qui soit ont changé de ménage de résidence au cours de la période parce qu'ils ont été confiés, soit résident avec leurs parents biologiques dans un ménage ayant accueilli un (ou plusieurs) enfant confié au cours de la période. Sont donc exclus de l'analyse les enfants confiés de longue date dont la date d'entrée et les informations sur la scolarisation font défaut, et les enfants dont le ménage n'a pas accueilli d'enfants confiés sur la période. Ce choix est lié au fait que dans l'analyse qui suit, le confiage est considéré comme un traitement dont l'impact va être évalué par double différence en comparant d'abord la participation scolaire des enfants confiés avant et après leur confiage, puis en comparant cette différence avec celle obtenue pour les enfants biologiques du ménage d'accueil. Dans un second temps, une comparaison de la participation scolaire de ces deux groupes avec celle des enfants issus de ménages n'ayant pas accueilli d'enfants sur la période est également effectuée.

Le tableau 15 décrit la composition du panel d'enfants. L'échantillon de base en 2005 contient par exemple 83 nouveaux enfants qui ont été confiés dans des ménages d'accueil comportant 151 enfants. Ne sont donc pas intégrés dans cet échantillon les enfants qui ont été confiés dans des ménages n'ayant pas d'enfants biologiques, du fait que dans ce cas de figure,

comparer la participation scolaire des enfants confiés avec les enfants du ménage d'accueil ne sera pas possible. Le tableau 15 révèle également les taux d'attrition des enfants. Il apparaît que les enfants confiés ont des taux d'attrition plus élevés que les enfants du ménage d'accueil. Les enquêteurs ont par exemple en 2006 parvenu à re-contacter 86,8% des enfants du ménage d'accueil enquêtés en 2005, soit un taux d'attrition de 13,2%, alors que le taux d'attrition des enfants confiés est de 34,9%. Les enfants qui n'ont pu être retrouvés, soit appartiennent aux ménages sortis entièrement de l'échantillon l'année suivante, soit des enfants dont le ménage initial a été recontacté mais qui n'y sont plus résidents. Le tableau 16 révèle les sources d'origine de l'attrition des enfants enquêtés en 2005 ou en 2006. Dans la majorité des cas, l'attrition des enfants confiés est plutôt liée à une raison individuelle (retour à la famille, migration, décès, etc) qu'à une sortie du ménage d'accueil de l'échantillon l'année suivante. En ce qui concerne les enfants du ménage d'accueil, les résultats varient d'une année à l'autre. L'attrition peut lier à l'attrition du ménage ou au départ de l'enfant d'un ménage toujours enquêté.

**Tableau 15. Composition du panel d'enfants de 5 à 15 ans**

	Observations	Attrition (%)		
		2005-2006	2006-2007	2005-2007
<i>Echantillon de base en 2005</i>				
Enfants confiés	83	34,9	22,2	49,4
Enfants biologiques du ménage d'accueil	151	13,2	6,1	18,5
Autres enfants	11 250	16,9	10,8	25,9
Total	11 484	17,0	10,8	26,0
<i>Echantillon de base en 2006</i>				
Enfants confiés	225		40,9	
Enfants biologiques du ménage d'accueil	358		11,5	
Autres enfants	12 020		12,8	
Total	12 603		13,3	

*Sources* : données du ROR 1995 et 2005, calcul de l'auteur

**Tableau 16. Sources d'attrition des enfants**

Sources d'attrition l'année suivante	Echantillon initial 2005			Echantillon initial en 2006		
	Ménages	Individus	Total	Ménages	Individus	Total
Enfants confiés	13,8%	86,2%	100%	15,9%	84,1%	100%
Enfants biologiques du ménage d'accueil	40,0%	60,0%	100%	51,2%	48,8%	100%
Autre enfants	70,4%	29,6%	100%	61,3%	38,7%	100%

*Sources* : données du ROR 1995 et 2005, calcul de l'auteur

Enfin, pour quelques enfants re-contactés, la variable de scolarisation n'est pas disponible, en raison d'une non-réponse du chef de ménage à la question. Ce qui vient également à restreindre notre échantillon d'analyse, qui se compose donc d'un panel d'enfants observés au moins deux années consécutives : confiés et enfants du ménage d'accueil (140 enfants observés en 2005 et en 2006, et 318 enfants observés en 2006 et en 2007), et les autres

enfants issus de ménages n'ayant pas accueilli d'enfants sur la période (12 000 enfants observés au moins deux années consécutives). Dans un premier temps, notre analyse se concentre sur l'échantillon des enfants confiés et des enfants du ménage d'accueil, suivi d'une analyse de ces deux groupes avec celles des autres enfants. Nous porterons une attention particulière au problème d'attrition dans un second temps. Les résultats peuvent être en effet biaisés s'il existe des différences entre les enfants sortis de l'échantillon et ceux qui restent dans l'échantillon.

#### **4.1. Statistiques descriptives : approche en différence de différences**

Afin d'analyser de manière simple l'impact du confiage sur la scolarisation, nous scindons l'échantillon d'enfants en deux groupes, en distinguant les enfants confiés, c'est-à-dire les enfants ayant changé de ménage sur la période considérée (ci-après dénommés "Enfants confiés") et les enfants résidant, avec leurs parents biologiques, dans des ménages ayant accueilli des enfants sur la période considérée (ci-après dénommés "Enfants hôtes"). Nous comparons ensuite l'évolution de la participation scolaire des enfants à l'intérieur, puis entre ces deux groupes. Cette comparaison est rendue possible par la présence, dans le questionnaire, de questions rétrospectives sur la situation scolaire des enfants. En 2005, par exemple, l'enquête fournit des informations sur la fréquentation scolaire des enfants au cours de l'année 2004-2005. Ainsi, si l'enfant a été confié au cours de l'année 2005 et même s'il n'a pas été observé dans son ménage d'origine, on sait quelle était sa situation scolaire avant qu'il ait été confié.

L'inconvénient de cette approche, néanmoins, est qu'elle conduit à écarter un grand nombre d'enfants de l'échantillon. Comme cela été dit plus haut, seuls les enfants concernés par le confiage sur la période considéré (soit parce qu'ils sont enfants confiés eux-mêmes ou membres d'un ménage ayant accueilli un enfant confié), en âge d'être scolarisés, et observés au moins deux années consécutives sont pris en compte. Notre échantillon se compose donc d'un panel de 140 enfants observés en 2005 et en 2006, et de 318 enfants observés en 2006 et en 2007, âgés de 5 à 15 ans, dont le tableau 17 présente les principales caractéristiques. Qu'ils soient enfants confiés ou enfants hôtes, les enfants ont en moyenne 10 ans, et les proportions de filles et de garçons dans les deux groupes sont relativement similaires. En revanche, des différences notables existent entre les deux groupes en matière de participation scolaire en amont du confiage : en 2005, seuls 48% des enfants en passe d'être confiés vont à l'école,

alors que cette proportion est de 77% pour les enfants résidant dans des ménages sur le point d'accueillir un enfant confié.

**Tableau 17. Statistiques descriptives des enfants confiés et hôtes, 2005 et 2006 (moyenne et écart-type)**

<i>Caractéristiques (en t-1)</i>	Entrée en 2005		Entrée en 2006	
	Enfants confiés	Enfants hôtes	Enfants confiés	Enfants hôtes
Scolarisation (avant le confiage)	0,41*** (0,07)	0,77*** (0,04)	0,58*** (0,05)	0,72** (0,03)
Age	10,2 (0,49)	10,4 (0,34)	10,6 (0,30)	9,8 (0,23)
Garçon	0,58 (0,07)	0,53 (0,05)	0,62 (0,05)	0,52 (0,04)
Petits-enfants	0,39 (0,49)	-	0,42 (0,49)	-
Autres enfants apparentés	0,43 (0,50)	-	0,35 (0,47)	-
Observations	51	89	114	204

Test de différence entre les enfants confiés et les enfants hôtes : \*\*\*significatif à 1 %

Afin d'évaluer l'impact du confiage sur la scolarisation, une première approche en différence de différences est 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 enfants confiés, et le groupe de contrôle aux enfants biologiques des ménages d'accueil ("Enfants hôtes").

La première étape consiste à calculer la différence entre la participation scolaire moyenne des enfants confiés en  $t=1$  (i.e. après leur entrée en confiage) et leur participation scolaire moyenne en  $t=0$  (i.e. avant leur entrée en confiage) :

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

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 considérée. Pour obtenir un estimateur purgé 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 bien sûr de mesurer l'impact du confiage sur des enfants identiques, issus des mêmes ménages et vivant dans des contextes exactement 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 la participation scolaire des enfants confiés aurait évolué de la même manière que celle des enfants biologiques s'ils n'avaient pas été confiés. L'avantage de cet estimateur est que la procédure de différenciation permet de contrôler pour toutes les caractéristiques invariantes dans le temps des ménages et des enfants, potentiellement corrélées au confiage et affectant la scolarisation.

Les tableaux 18 et 19 fournissent les résultats de cette procédure d'estimation simple sur l'échantillon d'enfants de 5 à 15 ans. Les chiffres du tableau révèlent premièrement qu'en moyenne les enfants confiés ont une participation scolaire plus faible que les enfants biologiques. Cependant, lorsque l'on compare l'évolution de cette participation scolaire dans le temps, les résultats sont mitigés. Pour le panel de 2005-2006, les enfants confiés ont amélioré leur taux. L'estimateur (*DD*) montre que cet accroissement est statistiquement différent de 13,4 points de pourcentage par rapport au groupe de contrôle, pour l'ensemble des enfants de 5 à 15 ans. Il est même plus élevé pour les filles, de 26,1 points de pourcentage. Cependant, pour le panel de 2006-2007, la situation scolaire des enfants confiés ne s'est pas améliorée au cours du temps. L'estimateur (*DD*) reste négatif. Néanmoins, si dans l'ensemble le taux de scolarisation des filles a baissé au cours de la période, les filles confiées semblent moins touchées que les autres.

**Tableau 18. Estimations en Différence de Différences simples, enfants confiés et hôtes en 2005-2006**

Enfants	confiés			Hôtes			Différence de différence $\Delta(T) - \Delta(C)$
	(T) 2006	2005	$\Delta(T)$	(C) 2006	2005	$\Delta(C)$	
Ensemble	56,8	41,2	+ 15,6**	75,3	77,5	- 2,2	+ 13,4**
Garçons	40,0	33,3	+ 6,7	65,9	72,3	- 6,4	+ 0,3
Filles	80,9	52,4	+ 28,5**	85,7	83,3	+ 2,4	+ 26,1**
Observations	51			89			

Test de différence : \*significatif à 10%, \*\*significatif à 5%

Différence de différence obtenue par régression linéaire de la différence de scolarisation sur l'indicatrice d'enfants confiés

**Tableau 19. Estimations en Différence de Différences simples, enfants confiés et hôtes en 2006-2007**

Enfants	confiés			Hôtes			Différence de différence $\Delta(T) - \Delta(C)$
	(T) 2007	2006	$\Delta(T)$	(C) 2007	2006	$\Delta(C)$	
Ensemble	54,4	57,9	- 3,5	72,5	72,1	+ 0,4	- 3,9
Garçons	52,1	56,3	- 4,2	71,0	65,4	+ 5,6	- 9,8
Filles	58,1	60,5	- 2,4	74,2	79,4	- 5,2	+ 2,8
Observations	114			204			

Test de différence : \*significatif à 10%, \*\*significatif à 5%

Différence de différence obtenue par régression linéaire de la différence de scolarisation sur l'indicatrice d'enfants confiés

De ces statistiques descriptives, le confiage semble donc avoir particulièrement un impact positif sur la scolarisation des filles confiées. Toutefois, afin de mesurer plus précisément les différences de scolarisation des enfants confiés et des autres enfants, une démarche économétrique est nécessaire.

## 4.2. 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 et des effets fixes enfants.

L'effet fixe ménage essaie de capturer les caractéristiques des ménages inobservables invariantes 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. Le modèle s'écrit comme suit :

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

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

$\gamma_j$  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,

$\beta_1$  indique l'impact du confiage sur la scolarisation des enfants confiés comparé à celle des enfants biologiques du ménage d'accueil.

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 par exemple, si 2005 est l'année scolaire avant l'entrée en confiage, 2006 sera celle d'après ; et la variable  $T_{ij}$  prend alors 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.

Quant à l'effet fixe enfant, il essaie de capturer les caractéristiques des enfants inobservables et invariantes dans le temps qui peuvent influencer la scolarisation des enfants et les décisions du ménage d'accueil. On peut supposer par exemple leur faculté ou leurs préférences par rapport à l'école. Le modèle s'écrit comme suit :

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

où  $\gamma_i$  est l'effet fixe enfant,  $y_t$  est l'indicatrice temporelle, et  $\beta_1$  indique l'impact du confiage sur la scolarisation des enfants confiés comparé à celle des enfants biologiques du ménage d'accueil.

### **4.3. Résultats économétriques**

#### **4.3.1 Effet du confiage sur la scolarisation des enfants**

Les tableaux 20 et 21 présentent respectivement les résultats des estimations à effets fixes ménages et à effets fixes enfants. Le premier 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 l'ensemble des enfants de 5 à 15 ans que pour les moins de 11 ans. Par contre, si on regarde l'évolution de la scolarisation de ces enfants, leur situation semble s'améliorer après l'entrée en confiage. Le coefficient de la variable d'interaction « confié et année » est positif mais il n'est pas significatif (colonnes 1 et 4).

Cependant, cet effet global observé peut masquer des effets spécifiques en fonction des caractéristiques des enfants. Nous avons donc introduit d'une part, une variable d'interaction qui indique si l'enfant confié est un garçon, et d'autre part, si l'enfant confié est un petit enfant du chef de ménage. Il en résulte d'abord des estimations que les garçons ont une probabilité d'être scolarisés plus faible que les filles. Pourtant, le confiage n'améliore non plus leur situation. Le coefficient de la variable d'interaction « garçon confié et année » reste



négatif. Quant aux régressions relatives au lien de parenté de l'enfant, les résultats sont différents. Premièrement, les enfants apparentés au chef de ménage ont une probabilité d'être scolarisés plus grande que les autres enfants confiés, lorsque l'on examine l'ensemble des enfants de 5 à 15 ans. L'effet du confiage semble être positif mais il reste non significatif. Cependant, les enfants apparentés moins de 11 ans ont une probabilité plus faible d'être scolarisés avant le placement, mais le confiage améliore leur scolarisation de manière significative. 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. Par contre, pour les autres enfants confiés non apparentés et moins de 11 ans, l'effet du confiage est négatif et significatif. Ces résultats nous laissent supposer que les enfants apparentés 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).

**Tableau 20. Estimations à effets fixes ménages de la scolarisation des enfants confiés et biologiques, âgés de 5 à 15 ans, 2005-2006-2007.**

Effets fixes ménages VARIABLES	Ensemble			Moins de 11 ans		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Enfant confié	-0.19*** (0.03)	-0.42*** (0.07)	-0.15*** (0.06)	-0.13*** (0.04)	-0.06 (0.11)	-0.13** (0.06)
Enfant confié apparenté		0.29*** (0.08)			-0.08 (0.12)	
Garçon			-0.09*** (0.03)			-0.07* (0.04)
Enfant confié*garçon			-0.05 (0.07)			0.03 (0.09)
Enfant confié*année	0.03 (0.04)	-0.07 (0.09)	0.04 (0.07)	0.03 (0.05)	-0.29** (0.14)	0.05 (0.07)
Enfant confié*année*apparenté		0.12 (0.10)			0.36** (0.14)	
Enfant confié*année*garçon			-0.02 (0.08)			-0.04 (0.09)
Année = 2005	0.05* (0.03)	0.04 (0.03)	0.05* (0.03)	0.06* (0.03)	0.06* (0.03)	0.06* (0.03)
Année = 2006	0.03 (0.03)	0.02 (0.03)	0.03 (0.03)	0.02 (0.04)	0.01 (0.04)	0.02 (0.04)
Age Indicatrice observatoire	oui oui	oui oui	oui oui	oui oui	oui oui	oui oui
Constante	0.30*** (0.05)	0.30*** (0.05)	0.34*** (0.05)	0.27*** (0.05)	0.27*** (0.05)	0.31*** (0.06)
Observations	1198	1198	1198	824	824	824
Nombre de ménages	132	132	132	125	125	125

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

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

Les estimations avec effets fixes enfants sont présentées dans le tableau 21. Les résultats rejoignent les conclusions des estimations à effets fixes ménages. Pour l'ensemble de l'échantillon, le confiage semble avoir un impact positif sur la scolarisation des enfants, mais il reste non significatif. L'impact est positif et significatif pour les enfants apparentés moins de 11 ans, tandis que l'effet est négatif pour les autres enfants non apparentés. Le confiage ne semble alors améliorer la situation scolaire que pour les enfants confiés apparentés, 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 également 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. Quoiqu'il en soit, l'approche dynamique nous a 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 une moindre probabilité d'être scolarisés que les enfants du ménage d'accueil.

**Tableau 21. Estimations à effets fixes enfants de la scolarisation des enfants confiés et biologiques, âgés de 5 à 15 ans, 2005-2006-2007.**

Effets fixes enfants VARIABLES	Ensemble			Moins de 11 ans		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Enfant confié*année	0.02 (0.04)	-0.07 (0.08)	0.03 (0.05)	0.03 (0.05)	-0.26** (0.13)	0.04 (0.07)
Enfant confié*année*apparenté		0.11 (0.08)			0.33** (0.13)	
Enfant confié*année*garçon			-0.03 (0.07)			-0.02 (0.08)
Année = 2005	0.05** (0.03)	0.05** (0.03)	0.05** (0.03)	0.09*** (0.03)	0.09*** (0.03)	0.09*** (0.03)
Année = 2006	0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	0.08* (0.04)	0.08* (0.04)	0.08* (0.04)
Age Constante	oui 0.25*** (0.06)	oui 0.26*** (0.06)	oui 0.25*** (0.06)	oui 0.29*** (0.06)	oui 0.30*** (0.06)	oui 0.29*** (0.06)
Observations	1198	1198	1198	824	824	824
Nombre d'enfants	455	455	455	312	312	312

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

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

#### 4.3.2. Confiage et scolarisation des enfants des familles d'accueil

Dans la section précédente, le confiage paraît améliorer la scolarisation de certains enfants confiés, et dégrader celle des autres enfants. Cependant, il peut également avoir un impact positif sur les enfants du chef de ménage. En d'autres termes, les enfants biologiques de la

famille d'accueil peuvent améliorer leur scolarisation suite à une entrée d'enfant confié, comparativement à la scolarisation des enfants des ménages qui ne sont pas concernés par le confiage. Pilon (1995) a trouvé par exemple qu'au Togo, les enfants du chef du ménage d'accueil sont davantage scolarisés lorsque le ménage comprend des enfants confiés. Leur taux de scolarisation avoisine 73%, alors que le taux est de 64% pour les ménages n'ayant pas d'enfants confiés. Akresh (2004) a également trouvé un impact positif du confiage pour les enfants du chef du ménage d'accueil, comparativement aux enfants des autres ménages, pour la tranche d'âge de 5 à 7 ans. Par contre, l'effet devient négatif pour les enfants de 12 à 15 ans.

L'analyse consiste alors à comparer l'évolution scolaire des enfants confiés, des enfants du chef de ménage aux autres enfants des ménages non concernés par des entrées d'enfants au cours de la période<sup>10</sup>. La stratégie empirique est identique à la stratégie décrite dans la section précédente. Les estimations à effets fixes ménages et enfants sont présentées dans le tableau 21. Les enfants biologiques des ménages non concernés par les nouveaux entrants constituent la référence.

Il en ressort d'abord des estimations que les enfants de la famille d'accueil ont une probabilité d'être scolarisés plus forte que les autres enfants. Le coefficient de la variable « enfant hôte » reste significative à 5% dans les estimations à effets fixes ménages. Pourtant, le confiage n'a pas d'impact significatif sur leur scolarisation, autant pour l'ensemble de l'échantillon que les moins de 11 ans. Cependant, l'effet du confiage reste positif et significatif pour les enfants confiés apparentés, âgés de moins de 11 ans, et il est négatif pour les enfants non apparentés de cette catégorie d'âge. En ce qui concerne le genre, les résultats restent identiques. Dans l'ensemble, les garçons sont moins scolarisés que les filles, mais le confiage n'a pas un effet sur leur progression scolaire.

---

<sup>10</sup> Les statistiques descriptives sont données en annexe.

**Tableau 22. Estimations de la scolarisation des enfants à effets fixes ménages, panel d'enfants 2005-2006-2007**

VARIABLES	Effets fixes enfants			Effets fixes ménages		
	Ensemble (1)	Moins de 11 ans (2)	Moins de 11 ans (3)	Ensemble (4)	Moins de 11 ans (5)	Moins de 11 ans (6)
Enfant hôte				0.19*** (0.03)	0.13*** (0.04)	0.13*** (0.04)
Enfant hôte*année	-0.00 (0.02)	-0.01 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.00 (0.03)	-0.01 (0.03)	-0.01 (0.03)
Enfant confié*année	0.02 (0.03)	-0.28** (0.12)	0.03 (0.06)	0.03 (0.04)	-0.27*** (0.10)	0.08 (0.06)
Enfant confié*année*apparenté		0.34*** (0.12)			0.35*** (0.11)	
Enfant confié*année*garçon			-0.02 (0.08)			-0.07 (0.07)
Garçon						-0.02*** (0.01)
Année = 2005	0.03*** (0.00)	-0.61* (0.37)	-0.61* (0.37)	0.01*** (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
Année = 2006	0.03*** (0.00)	-1.26* (0.74)	-1.26* (0.74)	0.01 (0.01)	-0.03*** (0.01)	-0.03*** (0.01)
Age				oui	oui	oui
Indicatrice observatoire				oui	oui	oui
Constante	0.35*** (0.01)	-1.62 (1.12)	-1.62 (1.12)	0.27*** (0.01)	0.23*** (0.01)	0.24*** (0.01)
Observations	28833	22710	22710	28833	22710	22710
Nombre de ménages				3988	3696	3696
Nombre d'enfants	10175	8045	8045			

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

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

#### 4.4. Effets de l'attrition

Les différentes analyses dans la section précédente sont basées sur un échantillon restreint d'enfants observés au moins deux années consécutives. Cependant, comme nous l'avons vu précédemment, les taux d'attrition ne sont pas négligeables. Il est par exemple de 34% et 49% en 2006 et en 2007, respectivement pour les enfants confiés observés en 2005 (Tableau 15). L'attrition peut en effet biaiser nos résultats si les enfants confiés qui sont sortis de l'échantillon sont par exemple moins scolarisés que ceux qui restent et recontactés, et dans ce cas, l'impact du confiage sur la scolarisation dans nos estimations aurait alors été surestimé. A l'inverse, l'impact du confiage aurait été sous-estimé si les enfants qui sont partis sont plus scolarisés que ceux qui restent. La non-réponse à la question sur la scolarisation peut également être assimilée à de l'attrition, dans la mesure où elle a également exclu de l'échantillon des enfants. Celle-ci peut être aussi source de biais, si les caractéristiques du chef de ménage qui n'ont pas répondu à la question peuvent par exemple influencer conjointement la scolarisation des enfants.

#### 4.4.1. Tests de l'effet de l'attrition

Pour tester si l'attrition introduit un biais de sélection dans nos estimations, nous allons procéder à deux tests. Le premier test consiste à analyser les déterminants de l'attrition, en examinant les effets des caractéristiques du ménage et des enfants, et en particulier les variables de scolarisation et du confiage des enfants. Le deuxième test essaie précisément à examiner l'effet de l'attrition sur les coefficients estimés. Cette approche a été initiée par Beckett, Gould, Lillard et Finis (1998), et où la régression d'intérêt (la scolarisation dans notre cas) sera estimée avec les valeurs des variables explicatives à la période initiale, et sur l'indicatrice de l'attrition. Le test consiste alors à vérifier s'il existe une différence des coefficients estimés et des constantes entre les enfants qui sont partis et les enfants qui sont toujours dans l'échantillon.

Pour analyser les déterminants de l'attrition, nous allons estimer la probabilité pour un enfant de rester dans l'échantillon en  $(t)$ , conditionnellement à sa présence en  $(t-1)$ , et en fonction de ses caractéristiques et/ou du ménage en  $(t-1)$ . Le modèle s'écrit comme suit :

$$A_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it-1} + v_{it}$$

où  $A_{it}$  est une indicatrice égale à 1 si l'enfant est ré-enquêté en  $(t)$ , conditionnellement à sa présence en  $(t-1)$ , et  $X_{it-1}$  les caractéristiques de l'enfant et du ménage en  $(t-1)$ , et  $v_{it}$  le terme d'erreur.

Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 22. Les caractéristiques de l'enfant s'avèrent être des déterminants de l'attrition. Il apparaît en effet que les enfants confiés ont plus de probabilité de sortir de l'échantillon l'année suivante. Il ressort également que les filles, les enfants plus âgés ou ceux qui sont moins scolarisés ont plus de chance de sortir de l'échantillon. Quant aux caractéristiques du ménage, il semble que les enfants des ménages dont le chef est une femme ont moins de chance de sortir de l'échantillon, ce sont plutôt les hommes qui migrent alors par exemple. Les années d'étude du chef de ménage n'ont pas par contre d'effet significatif. Dans les deux dernières colonnes, des variables d'indicatrices des enquêteurs ont été ajoutées. Nous allons y revenir en plus de détails dans la section suivante. En somme, ces résultats suggèrent que l'attrition n'est pas aléatoire.

**Tableau 23. Déterminants de l'attrition**

Variable dépendante = 1, si l'individu est ré-enquêté					
Modèle probit	Ensemble	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Variables en temps (t-1)</i>					
Enfant confié	-0.74*** (0.09)	-0.52*** (0.17)	-0.89*** (0.10)	-1.12*** (0.18)	-1.33*** (0.11)
Scolarisation	0.24*** (0.03)	0.27*** (0.04)	0.23*** (0.03)	0.36*** (0.05)	0.29*** (0.04)
Age	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.05*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Garçon	0.06*** (0.02)	0.05 (0.03)	0.07** (0.03)	0.09** (0.04)	0.15*** (0.04)
Années d'étude du chef	0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	0.01** (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
Femme chef de ménage	-0.23*** (0.04)	-0.26*** (0.06)	-0.20*** (0.06)	-0.31*** (0.07)	-0.19*** (0.06)
Constant	0.96*** (0.04)	0.93*** (0.06)	1.04*** (0.06)	1.53*** (0.21)	1.70*** (0.21)
Indicatrices des enquêteurs	non	non	non	oui	oui
Observations	24753	11492	13261	9581	12211
Significativité jointe Indicatrices des enquêteurs ( $\chi^2$ )				164,25*** (0.000)	188,90*** (0.000)

(1) et (3) : Variable indépendante = 1 si l'individu est ré-enquêté en 2006, sachant qu'il était enquêté en 2005

(2) et (4) : Variable indépendante = 1 si l'individu est ré-enquêté en 2007, sachant qu'il était enquêté en 2006

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

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

Par la suite, nous allons vérifier si les enfants qui sont sortis ont des coefficients différents par rapport à ceux qui sont ré-enquêtés. Ce test est basé sur le test de différence des coefficients et constantes estimés dans le modèle de demande d'éducation, où les variables explicatives sont les caractéristiques de l'enfant ( $X_{it-1}$ ) et l'attrition ( $A_{it}$ ). Le modèle s'écrit comme suit :

$$S_{it-1} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it-1} + \gamma A_{it} + \mu_{it}$$

Les résultats sont présentés dans le tableau 24. Il montre que les coefficients estimés du modèle de demande d'éducation sont significativement différents entre les enfants qui sont sortis de l'échantillon et ceux qui sont restés. Ces résultats suggèrent donc qu'il existe un biais de sélection due à l'attrition dans notre échantillon, et qui affecte éventuellement les résultats de nos estimations. Rejeter l'hypothèse selon laquelle  $\gamma$  est nulle, nous laisse dire qu'il existe en tout cas une sélection due à l'attrition.

**Tableau 24. Effet de l'attrition sur les coefficients estimés**

	2006	2007
Caractéristiques de l'enfant	oui	oui
Caractéristiques du ménage	oui	oui
Présence dans l'échantillon	0.13 (0.13)	-0.14 (0.12)
Effet joint de l'attrition sur les coefficients et la constante ( $\chi^2$ )	87,38*** (0,000)	45,61*** (0,000)
Effet joint de l'attrition sur les coefficients sans la constante ( $\chi^2$ )	6,50 (0,260)	22,32*** (0,000)

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

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

#### 4.4.2. Correction de l'attrition

Corriger le biais d'attrition lorsqu'un panel compte plus de deux périodes est toutefois assez compliqué. Dans la littérature, une solution proposée est d'utiliser la méthode de pondération par inverse de probabilité (Moffit, Fitzgerald et Gottschalk, 1999 ; Alderman, Behrman, Kholer, Maluccio et Watkins, 2001 ; Wooldridge, 2002). Formellement, la situation se présente de la manière suivante. Notre intérêt est d'avoir une distribution complète de  $S_{it}$ , notre modèle de demande d'éducation, pour des caractéristiques  $X_{it}$  données pour tout l'ensemble de l'échantillon. Or, nous observons  $(S_{it}, X_{it})$  que pour les individus ré-enquêtés ( $A_{it} = 0$ ). Nous ne pouvons résoudre le problème d'attrition que si nous assurons que conditionnellement à des variables observables pour l'ensemble de l'échantillon à la période initiale, appelées  $z_{i1}$ , l'attrition  $A_{it}$  soit indépendante du modèle de demande d'éducation ( $S_{it}$ ) :

$$P(A_{it} = 0 / S_{it}, X_{it}, z_{i1}) = P(A_{it} = 0 / X_{it}, z_{i1})$$

La variable critique dans la sélection sur observable est alors  $z_{i1}$ , une variable qui devrait être un bon prédicteur de l'attrition. Cette variable  $z_{i1}$  pourrait être alors des variables retardées de la variable dépendante, ou des autres caractéristiques de l'individu ou encore des variables liées à l'enquête, comme les caractéristiques des enquêteurs (Alderman et alii, 2001, *op.cit.*). Dans notre cas, nous allons utiliser les indicatrices des enquêteurs.

La démarche de la méthode de pondération par inverse de probabilité se fait en deux étapes. La première étape consiste à estimer par un modèle probit ou logit la probabilité d'attrition en ( $t$ ) en fonction de  $z_{i1}$ , en ( $t-1$ ). Dans la deuxième étape, nous estimons le modèle d'intérêt, le modèle de demande d'éducation dans notre cas, en y pondérant l'inverse de probabilité résultant de la première étape.

Comme les données que nous mobilisons sont composées d'un panel d'enfants observés au moins deux années consécutives, de 2005, 2006 et 2007, le calcul de l'inverse de probabilité de l'attrition se fait de manière séquentielle. Nous estimons d'abord la probabilité d'attrition entre 2005 et 2006, et sa probabilité prédite est notée  $\pi_{2006}$ . Nous estimons de même la probabilité d'attrition pour 2006 et 2007, et d'en prédire la probabilité notée  $\pi_{2007}$ . Pour les observations de 2006, l'inverse de probabilité est alors  $1/\pi_{2006}$ . Par contre, pour les observations de 2007, qui ont été observées en 2005 et en 2006, l'inverse de probabilité est le produit de  $1/\pi_{2006}$  et de  $1/\pi_{2007}$ .

Les résultats de la probabilité d'attrition avec les indicatrices des enquêteurs sont les deux dernières colonnes dans le tableau 23. Il en résulte que les indicatrices des enquêteurs affectent la probabilité d'attrition, à un seuil de significativité à 1%. Elles s'avèrent bien prédire l'attrition. Les résultats des estimations de la scolarisation sont présentés en annexe (tableau A3). Les résultats restent inchangés. Ils suggèrent un impact positif du confiage sur la scolarisation des enfants apparentés moins de 11 ans, et un effet négatif pour les autres enfants non apparentés de la même catégorie d'âge.

## 5. 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. Les résultats de l'analyse économétrique ne confirment pas



l'hypothèse de scolarisation comme étant la principale raison du confiage auprès des ménages. La composition démographique du ménage est le facteur déterminant des décisions du confiage auprès des ménages d'accueil. Le confiage n'apparaît pas aussi une des stratégies de gestion de risque adoptée par les ménages. Cependant, bien que la scolarisation ne soit pas déterminante des décisions auprès des ménages, le confiage a un impact positif sur la scolarisation des certains enfants. En contrôlant les caractéristiques des ménages ou des enfants inobservables invariants dans le temps, les résultats économétriques montrent cette amélioration de la scolarisation des enfants après l'entrée en confiage, particulièrement pour les jeunes enfants qui ont un lien de parenté au chef de ménage. Cependant, l'effet est négatif pour les jeunes enfants non apparentés. Ces résultats sont également robustes en comparant cette fois-ci les enfants confiés aux autres enfants biologiques des ménages qui ne sont pas concernés par des nouveaux entrants au cours de la période. Les enfants des ménages d'accueil sont également plus scolarisés que les autres enfants, mais le confiage reste non significatif pour eux.

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", dans T.P. Schultz, eds., *Research in Population Economics*, (8), pp.25-62. Baltimore: JAI Press.
- Ainsworth, M. et Filmer D., (2002), "Poverty, AIDS, and children's schooling: a targeting 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), pp.976-997.
- Akresh, R., (2004), "Adjusting household structure: school enrolment impacts of child fostering in Burkina Faso", Discussion Paper no. 897, Economic Growth Center, Yale University.

- Alderman, H., Behrman, J.R., Kohler, H., Maluccio, J.A et Watkins, S.C., (2001), "Attrition in longitudinal household survey data", *Demographic Research*, 5(4), pp.79-124.
- Beckett, S., Gould, W., Lillard, L., et Finis, W., (1988), "The Panel Study of Income Dynamics after fourteen years: an evaluation", *Journal of Labor Economics*, 6(4), pp.472-492.
- Carsten, J., (1991), "Children in between: fostering and the process of kinship on Pulau Langkawi, Malaysia", *Man*, 26(3), pp.425-443.
- Case, A., Paxson, C., et Ableidinger, J., (2004), "Orphans in Africa: parental death, poverty, and school enrolment", *Demography*, 41(3), pp.483-508.
- Cichello, P., (2003), "Child fostering and human capital formation in KwaZulu-Natal; an economist's perspective", *Social Dynamics*, 29(2), pp.177-212.
- Droy, I., Ratovoarinony, R., et Roubaud, F., (2000), "Les observatoires ruraux à Madagascar. Une méthodologie originale pour le suivi des campagnes", *Revue Statéco*, No.95-96-97.
- EDS, (2005), "Enquête Démographique et de Santé de Madagascar 2003-2004", Institut National de la Statistique et ORC Macro, Calverton, Maryland, USA.
- EDS, (2010), "Enquête Démographique et de Santé de Madagascar 2008-2009", Institut National de la Statistique et ICF Macro, Calverton, Maryland, USA.
- Evans, D. et Miguel, E., (2004), "Orphans and schooling in Africa: a longitudinal analysis", BREAD Working Paper no.56.
- Gage, A., (2005), "The interrelationship between fosterage, schooling, and children's labor force participation in Ghana", *Population Research and Policy Review*, 24(5), pp.431-466.
- Gertler, P., Levine D., et Ames, M. (2004), "Schooling and parental death", *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), pp.211-225.
- Guillaume A., Vimard, P., Fassassi, R. et N'guessan, K., (1997), "La circulation des enfants en Côte-d'Ivoire : solidarité familiale, scolarisation et redistribution de la main d'œuvre" dans Contamin B. et Memel-Fôte H., *Le modèle ivoirien en questions : crises, ajustements, recompositions*, Karthala, 802 p.
- Isiugo-Abanihe, U.C., (1985), "Child fosterage in West Africa", *Population and Development Review*, 11(1), pp.53-73.
- Isiugo-Abanihe, U.C. et Wusu O., (2006), "Interconnections among changing family structure, childrearing and fertility behaviour among the Ogu, Southwestern Nigeria: a qualitative study", *Demographic Research*, 14(8), pp.139-156.

- Kana, L., Dessy, S. et Ewoudou, J., (2010), “Are foster children made better off by informal fostering arrangements ? ”, Cahiers de recherche, 10-09, Centre Interuniversitaire sur le Risque, les Politiques Economiques et l’Emploi.
- Kielland, A., (2009), “Children’s work in Benin: estimating the magnitude of exploitative child placement”, Manuscript, World Bank, Social Protection Sector.
- Lloyd, C.B., et Desai, S., (1992), “Children’s living arrangements in developing countries”, *Population Research and Policy Review*, 11, pp.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.
- Moffit, R., Fitzgerald, J., et Gottschalk, P., (1999), “Sample attrition in Panel data: the role of selection on Observables”, *Annales d’Economie et de Statistique*, 55/56, pp.129-152.
- Pilon, M., (1995), “Les determinants de la scolarisation des enfants de 6 à 14 ans au Togo en 1981 : apports et limites des données censitaires”, *Cahiers des Sciences Humaines*, 31(3), pp.697-718.
- Serra, R., (2009), “Child fostering in Africa: when labor and schooling motives may coexist”, *Journal of Development Economics*, 88(1), pp.157-170.
- Shapiro, D., et Eloundou-Enyegue, P., (2005), “Confiance d’enfants et nivellement des inégalités scolaires au Cameroun, 1960-1995”, *Cahiers québécois de démographie*, 34(1), pp.47-75.
- Vaillant, J. (2010), “The methodological challenge of monitoring living conditions. Insights from a tracking experience in Madagascar”, Working Paper DT/2010-13, DIAL.
- Vandermeersch, C., (2002), “Child fostering under six in Senegal in 1992-1993”, *Population*, 57(4), pp.659-686.
- Wooldridge, J.W., (2002), “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”, Cambridge, MA: MIT Press.
- 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 no.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), pp.557-590.
- Younossi, Z., (2007), “Les determinants démographiques et socio-économiques du confiage des enfants au Burkina Faso”, *African Population Studies*, 22(2), pp.205-231.

## Annexe

**Tableau A1. Différences de scolarisations des enfants confiés, hôtes et des autres enfants biologiques en 2005**

Enfants	Confiés			Hôtes			Autres enfants biologiques		
	(T)		$\Delta(T)$	(C)		$\Delta(C)$	(B)		$\Delta(C)$
	2006	2005		2006	2005		2006	2005	
Ensemble	56,8	41,2	+ 15,6	75,3	77,5	- 2,2	73,8	69,1	+ 4,7
Garçons	40,0	33,3	+ 6,7	65,9	72,3	- 6,4	71,8	68,3	+ 3,5
Filles	80,9	52,4	+ 28,5	85,7	83,3	+ 2,4	75,9	69,9	+ 6,0
Observations	51			89			9 307		

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

**Tableau A2. Différences de scolarisations des enfants confiés, hôtes et des autres enfants biologiques en 2006**

Enfants	Confiés			Hôtes			Autres enfants biologiques		
	(T)		$\Delta(T)$	(C)		$\Delta(C)$	(B)		$\Delta(C)$
	2007	2006		2007	2006		2007	2006	
Ensemble	54,4	57,9	- 3,5	72,5	72,1	+ 0,4	71,2	70,1	+ 1,1
Garçons	52,1	56,3	- 4,2	71,0	65,4	+ 5,6	70,2	68,6	+ 1,6
Filles	58,1	60,5	- 2,4	74,2	79,4	- 5,2	72,3	71,7	+ 0,6
Observations	114			204			10454		

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

**Tableau A3. Estimations de la scolarisation corrigées de l'effet de l'attrition**

	Logit				MCO	
	Ensemble		Moins de 11 ans		Ensemble	Moins de 11 ans
	Non corrigé	Corrigé	Non corrigé	Corrigé	Corrigé	Corrigé
Enfant confié	-1.03*** (0.27)	-0.91*** (0.27)	-1.07 (0.80)	-0.97 (0.79)	-0.17*** (0.05)	-0.97 (0.79)
Enfant confié apparenté			0.28 (0.80)	0.33 (0.79)		0.33 (0.79)
Enfant confié*année	0.24 (0.22)	0.09 (0.22)	-1.44* (0.74)	-1.49** (0.75)	0.01 (0.04)	-1.49** (0.75)
Confié*apparenté*année			2.02** (0.78)	1.88** (0.78)		1.88** (0.78)
Année = 2005	0.19 (0.15)	0.16 (0.15)	0.25 (0.23)	0.26 (0.23)	0.03 (0.03)	0.26 (0.23)
Année = 2006	0.07 (0.24)	0.05 (0.24)	-0.14 (0.32)	-0.09 (0.34)	0.01 (0.04)	-0.09 (0.34)
Age	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Indicatrice observatoire	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Constant	-1.10** (0.43)	-1.12** (0.44)	-1.46*** (0.52)	-1.46*** (0.53)	0.28*** (0.08)	-1.46*** (0.53)
Observations	1198		824		1151	794

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

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