



HAL
open science

Transferts de fonds, éducation et travail des enfants au Maroc. Une analyse par score de propension

Jamal Bouoiyour, Amal Miftah

► **To cite this version:**

Jamal Bouoiyour, Amal Miftah. Transferts de fonds, éducation et travail des enfants au Maroc. Une analyse par score de propension. 2013. hal-01880343

HAL Id: hal-01880343

<https://univ-pau.hal.science/hal-01880343>

Preprint submitted on 24 Sep 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



**Centre d'Analyse Théorique et de
Traitement des données économiques**

**CATT WP No. 5
April 2013**

**TRANSFERT DE FONDS,
EDUCATION ET
TRAVAIL DES ENFANTS.
UNE ANALYSE
PAR SCORE DE PROPENSION**

**Jamal BOUOYOUR
Amal MIFTAH**

Transferts de fonds, éducation et travail des enfants au Maroc

Une analyse par score de propension

Jamal Bouoiyour

Université de Pau, CATT, France.

jamal.bouoiyour@univ-pau.fr

Amal Miftah

Université Paris-Dauphine, LEDa, France.

IRD, UMR225-DIAL, France.

miftah_amal@yahoo.fr

Avril 2013

Résumé

Cet article explore les facteurs explicatifs de la disparité de la demande d'éducation et de l'offre de travail des enfants en considérant les ménages avec et sans migrants internationaux. Il s'agit, en particulier, de mettre en évidence le rôle des transferts de fonds des migrants dans l'éducation et dans le travail des enfants marocains, à l'aide d'une enquête effectuée dans la région de Souss-Massa-Draa (Sud du Maroc). Nous traitons le problème d'endogéinité potentiel des transferts des migrants en utilisant la méthode des variables instrumentales. Nos résultats montrent que ces flux financiers ont un effet positif sur la proportion d'enfants scolarisés au sein des ménages migrants. De plus, le nombre d'enfants, qui cumulent emploi et scolarité, vivant dans des ménages migrants est nettement moins élevé par rapport à celui des enfants des ménages sans migrants. Nos résultats montrent aussi l'effet positif des transferts sur la scolarité des enfants pauvres. Il semble également que l'activité partielle des enfants ou des adolescents pauvres baisse, de manière significative grâce aux transferts financiers des migrants.

Mots clés : Allocation du temps des enfants, Education, Appariement par score de propension, Transferts des migrants, Maroc.

Classification JEL: F24, I25, J22, O15, O55

Remittances, Education and Child labor in Morocco

A propensity score matching approach

Abstract

The purpose of this paper is to examine the impact of remittances on child labor and demand of education using survey data on the Souss-Massa-Draa region (South of Morocco). Based on an instrumental variables probit model, we find a positive and significant effect of remittances on the investments in education. Furthermore, the number of children living in migrant households who accumulate employment and schooling is clearly less raised compared with the children of the households of group of control (non migrant households). Moreover, our results show the positive effect of remittances on the schooling of the poor children. It also seems that the partial participation of poor children or teenagers in work declines more significantly through migrant remittances.

Key words: Children time allocation, Education attainments, Propensity-Score Matching, Remittances, Morocco

1. Introduction

Nous assistons ces dernières années à une forte croissance des transferts privés à destination du Maroc. Les montants transférés par environ trois millions et demi de migrants marocains ont été estimés par la Banque Mondiale à plus de 7,2 milliards de dollars en 2011, soit 7,24% du PIB marocain. Ils financent une part non négligeable du développement économique du pays et constituent une source financière essentielle à l'équilibre de sa balance des paiements. Ces sommes transférées auraient largement contribué à l'amélioration du bien être des ménages qui en bénéficient. Entre 30 et 40% des revenus des zones rurales marocaines dépendent des transferts internationaux de la diaspora marocaine (l'AFD, 2009). Ainsi, après la consommation des produits alimentaires, ce sont la santé et l'éducation qui constituent les principales priorités en termes de dépenses de ménages bénéficiant des transferts.

D'une manière générale, les rares études qui ont abordé les effets des transferts de fonds des migrants sur le bien être des familles restées dans le pays d'origine, mettent en évidence leur impact positif sur l'éducation et sur la réduction du temps de travail de leurs membres, surtout lorsque ces familles bénéficiaires appartiennent à des catégories sociales défavorisées (Calero et al, 2008, Mansuri, 2006, Acosta, 2006, Yang, 2008 parmi d'autres exemples).

Comprendre les mécanismes expliquant l'évolution de l'offre de travail et de la demande de l'éducation d'un ménage paraît nécessaire, en raison des conséquences économiques et sociales que pourraient avoir cette évolution sur la vie des enfants vivant dans ce ménage. C'est dans cette optique que nous proposons notre contribution. Il est à signaler qu'au Maroc, aucune étude empirique n'a été réalisée sur les déterminants de travail et de l'éducation des enfants, en intégrant les envois de fonds des migrants internationaux dans la modélisation de la décision des parents de faire travailler et/ou de scolariser leurs enfants. Nous proposons donc d'estimer l'effet de ces flux financiers sur l'allocation du temps des enfants marocains. Il s'agit de tester l'hypothèse selon laquelle les chocs positifs engendrés par les transferts de fonds des migrants peuvent être associés à une plus grande scolarisation des enfants et à une plus faible participation de ces derniers à l'offre de travail. Notre démarche comprend deux parties : dans la première, nous avons clairement démontré le rôle important que jouent les transferts des migrants dans la réussite scolaire des enfants. De plus, la répartition par sexe a fait apparaître des différences très significatives entre les garçons et les filles en matière d'accès à l'éducation. Dans la seconde partie, on a évalué l'impact des transferts de fonds sur le travail des enfants en âge de scolarité.

A notre connaissance, il s'agit de la première étude qui examine le comportement des familles marocaines bénéficiaires de ces fonds en matière d'éducation et du travail des enfants. Nous tenons compte aussi du niveau de vie des ménages afin de faire ressortir le rôle potentiel de la situation de pauvreté des enfants dans leur allocation du temps.

Il n'est nullement question ici de recenser tous les facteurs explicatifs de la réussite scolaire et de l'activité des enfants, mais d'étudier principalement le rôle des transferts privés des migrants dans l'augmentation de la demande de l'éducation et de son corollaire, la baisse de l'offre de travail des enfants.

L'étude que nous proposons dans le cadre de cette contribution concerne le cas précis des communes de la région de Souss-Massa-Draa. Nos estimations seront effectuées en utilisant les méthodes d'appariement. Ces méthodes sont initialement utilisées pour identifier l'efficacité d'un traitement médical. Elles ont ensuite été utilisées pour estimer l'effet propre

d'une mesure sur la situation de ses bénéficiaires. Si ces derniers sont sélectionnés en fonction de certaines caractéristiques particulières, on ne pourrait pas distinguer ce qui relève de la mesure et ce qui n'en relève pas. Les méthodes d'appariement cherchent justement à corriger ces biais de composition en constituant une population d'individus recevant un traitement, identique à celle des individus non traités, de telle sorte que le dit traitement devient un événement aléatoire. Les différences observées, si elles sont significatives, seront donc attribuées au traitement. Dans notre cas, nous construisons donc un scénario contrefactuel dans lequel on utilise les données dont nous disposons sur les ménages qui ne reçoivent pas des transferts de fonds internationaux pour construire, pour chaque ménage bénéficiaire de ces fonds, un contrefactuel. Il s'agit d'une estimation approximative de la situation du ménage en l'absence des transferts de fonds en provenance de l'étranger. Nous nous appuyons sur le calcul des scores de propension pour choisir les groupes contrefactuels et les groupes de traitement (les ménages recevant des transferts des migrants).

Cet article est organisé comme suit. Nous commençons d'abord par présenter un état de l'art des effets des transferts financiers des migrants sur l'allocation du temps des enfants (section 2). Nous exposons ensuite, le contexte de l'étude en insistant sur l'analyse des statistiques disponibles sur le travail et sur l'éducation des enfants marocains (section 3). Enfin, nous présentons nos principaux résultats et nous discutons, en particulier, les éventuelles différences, en termes de travail et d'éducation des enfants, entre les groupes contrefactuels et les groupes de traitement (section 4), puis nous testons la robustesse de ces résultats à l'hétérogénéité non observée. La dernière section constitue la conclusion de l'article.

2. Revue de la littérature

Les travaux traitant le sujet de l'activité des enfants montrent que plusieurs facteurs peuvent être à l'origine de leur mise au travail comme la pauvreté, l'inefficience du marché de crédit et les normes sociales. Il est clairement prouvé que la pauvreté monétaire arrive en tête de liste. Elle contraigne souvent les parents à déscolariser leurs enfants et à les mettre au travail. Pour atténuer les effets de ces contraintes financières sur le ménage, certaines études laissent entrevoir que les transferts des migrants peuvent influencer la décision des parents de faire travailler et/ou d'investir dans l'éducation de leurs enfants, compte tenu, surtout de leur rôle primordial dans le relâchement de la contrainte budgétaire des ménages migrants (Mansuri, 2006, Calero et al. 2008, Acosta, 2006) et dans l'amélioration de leur bien être général. De plus, les envois de fonds peuvent constituer une sorte d'assurance privée qui couvre les risques socio-économiques, sanitaires et environnementaux encourus par la société d'origine du migrant (Amuedo-Dorantes et Pozo, 2006, Gubert, 2002, Calero et al. 2008, Agarwal et Horowitz, 2002)¹. Autrement dit, il est tout à fait possible que la famille d'origine reçoive plus de fonds en provenance de l'étranger en cas de choc négatif (maladie, chômage, mauvaise récolte², etc). De ce fait, l'impact de ces transferts sur le travail des enfants et sur

¹ Comme le souligne la littérature récente sur les motifs de transfert des migrants, la théorie du contrat implicite de coassurance implique que la famille investit dans l'éducation et la subsistance du migrant dans le pays d'origine et pourra éventuellement financer les coûts de sa future migration. En contre partie, le migrant doit dans un premier temps soutenir la famille en envoyant une partie de ses revenus gagnés dans le pays d'accueil. Ces nouvelles ressources vont permettre à la famille restante de faire face aux éventuels chocs négatifs (maladie, chômage, mauvaise récolte, etc.) et d'entreprendre de nouveaux projets. Dans un deuxième temps, le migrant finance les coûts d'une éventuelle migration des autres membres de sa famille.

² Halliday (2006) trouve que les ménages vivant au Salvador ayant subi une perte de récolte vont voir bénéficier d'une augmentation à l'ordre de 40% des envois de fonds en provenance des Etats Unis.

leur scolarisation peut être différent si le ménage a subi récemment un choc ou non. Dans cet ordre d'idée, Ebeke (2010) a étudié le rôle des transferts de fonds dans le travail des enfants en cas d'instabilité de revenus et de contraintes financières dans un échantillon de 97 pays en développement (dont 31 pays africains). Ses résultats montrent qu'avec un marché du crédit défaillant, le ménage doit faire face à une incertitude sur son revenu. Dans un tel contexte, les transferts financiers peuvent être très efficaces, car ils réduisent le temps de travail des enfants. Calero et al. (2008) suggèrent également que l'occurrence d'un choc négatif sur le revenu (décès et maladie d'un membre de la famille, sécheresse, période de gel, catastrophe naturelle, etc.) est associée à une plus grande participation des enfants au marché de travail, alors que les envois de fonds des migrants sont utilisés majoritairement par les ménages dans le financement de l'éducation des enfants. Si tel est le cas, les auteurs pensent qu'à court terme, les transferts des migrants servent d'assurance en maintenant la scolarisation des enfants. Boutin (2011) a essayé quant à elle d'estimer l'impact des envois de fonds, en présence ou non d'un choc négatif, sur l'activité et l'éducation des enfants. Ses résultats concluent que dans le cas du Niger, les transferts des migrants ont encouragé la scolarisation des enfants, tandis que leur participation au marché du travail semble davantage dépendre du degré d'exposition des ménages aux chocs économiques. Par ailleurs, des auteurs comme Ebeke (2010) pensent que plus le choc économique est récent plus cette participation des enfants est forte.

L'effet des envois de fonds sur le travail et l'éducation des enfants dépend également des caractéristiques socioéconomiques du ménage migrant comme le sexe de l'enfant et la zone de résidence. Certaines études empiriques trouvent que ces fonds réduisent d'une manière considérable le travail des enfants des deux sexes (Mansuri, 2006 et Boutin, 2011) tandis que d'autres suggèrent qu'ils sont sans effet sur la participation au travail des enfants de sexe masculin (Acosta, 2006) ou n'influencent, au contraire, que celui des garçons (Yang, 2008) ou des filles (Calero et al. 2008). Pour ces derniers, l'impact des transferts sur la réduction de l'offre de travail est relativement important pour les filles et pour les enfants vivant dans des zones rurales. Ils ont constaté également que les envois de fonds ne réduisent le travail des enfants que pour les ménages non pauvres. Pour les ménages pauvres en revanche, ces flux sont insuffisants pour compenser la perte des revenus issus de l'activité de leurs enfants. Il pourrait y avoir une autre explication possible à ce dernier résultat: les transferts de fonds sont moins réguliers pour remplacer le revenu apporté par l'enfant. Ceci peut expliquer pourquoi ces flux n'arrivent pas parfois à affecter la décision des parents de faire travailler leurs enfants (Boutin, 2011). Gang et al. (2008) trouvent également que les familles aisées dans les zones rurales sont plus susceptibles de recevoir des transferts ; et ce sont ces familles qui font le plus travailler leurs enfants.

De son côté Mansuri (2006) remarque, dans le cadre d'une étude de la Banque Mondiale portant sur les liens entre la migration économique, le travail et l'investissement dans la scolarisation des enfants des ménages migrants, que les journées de travail annuelles des enfants ont diminué grâce aux transferts de fonds internationaux ; elles sont passées de 27 à 10 jours pour les garçons et de 27 à 9 jours pour les filles. Selon l'auteure, la migration économique a des effets positifs sur l'accumulation du capital humain. Elle contribue à la réduction des inégalités entre les deux sexes dans l'accès à la scolarité. L'auteure a examiné également le rôle de la structure du ménage migrant dans la scolarité de ses enfants et dans la répartition du travail entre les sexes. Ainsi, selon elle, les ménages dirigés par les femmes ont tendance à protéger les garçons au détriment des filles. Par ailleurs, la présence des frères et des sœurs plus âgés réduit la durée du travail des enfants des deux sexes. Certains auteurs se sont intéressés à l'impact de l'éducation parentale sur la demande d'éducation et sur l'offre

de travail des enfants. Ils pensent que les parents instruits ont tendance à encourager leurs enfants à poursuivre leurs études, au lieu de les faire entrer très tôt dans la vie active (Hanson et Woodruff, 2003, Gang et al, 2008, etc.).

Yang (2008) a étudié quant à lui l'influence d'une augmentation des transferts des migrants suite à une appréciation de la monnaie du pays d'accueil (ou d'un choc positif sur le taux de change) sur la scolarisation et le travail des enfants. Il trouve que ce choc positif contribue à l'amélioration de la scolarisation des enfants philippins et à la réduction de leurs heures de travail.

A signaler que pour des auteurs comme McKenzi et Rapoport (2007), si les envois de fonds peuvent jouer un rôle positif dans l'éducation des enfants, la migration quant à elle a au contraire un effet plutôt néfaste sur leur réussite scolaire.

3. Données utilisées et contexte de l'étude

Nous présentons dans cette partie le contexte général de notre étude ainsi que les données mobilisées pour l'analyse.

3.1. Contexte général de l'étude

La pauvreté³ est un déterminant important du travail des enfants au Maroc. Dans la majorité des cas, les parents soulignent que leurs enfants concilient vie professionnelle et fréquentation scolaire. En réalité, selon les statistiques officielles, la part des enfants actifs occupés dans l'effectif des enfants âgés entre 7 et 15 ans a fortement baissé, elle est passée de 10% en 1999 à environ 3% en 2010 (tableau 1). En étudiant de près la situation des enfants actifs sur le marché du travail marocain, certaines différences sont à relever comme la forte baisse du taux de féminisation dans le milieu urbain entre 1999 et 2010 (plus de 32 % de la population active à la fin des années quatre vingt dix, environ 13 % aujourd'hui). En parallèle, le taux de féminisation dans le milieu urbain demeure toujours inférieur à celui enregistré dans le milieu rural (près de 40%). De plus, les données nationales, nous révèlent que, dans un pays où les actifs âgés de plus de 15 ans de sexe masculin représentent 75% des emplois créés annuellement contre seulement 25% pour le sexe féminin⁴, seulement 60% des enfants actifs occupés sont de sexe masculin (56% vivent en milieu rural et 87,1% en milieu urbain).

³ Selon le rapport du Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale (2004) «on peut mesurer la pauvreté des enfants de bien des manières : faiblesse des revenus familiaux (on parlera alors de « pauvreté monétaire »), conditions de vie dégradées, handicaps sanitaires, échec scolaire lié à la situation familiale ou aux conditions matérielles de travail, illettrisme, pauvreté du réseau de relations sociales, etc. »

⁴ Haut Commissariat au Plan Situation de l'emploi et du chômage au Maroc et ses déterminants structurels et politiques dans un contexte de transition. http://www.hcp.ma/Situation-de-l-emploi-et-du-chomage-au-Maroc-et-ses-determinants-structurels-et-politiques-dans-un-contexte-de_a617.html.

Tableau 1. Indicateurs sur le travail des enfants âgés de 7 à moins de 15 ans au Maroc

	1999			2010		
	Urbain	Rural	National	Urbain	Rural	National
Effectifs des enfants âgés de 7 à moins de 15 ans (en milliers)	2554	2785	5339	2620	2310	4930
Enfants actifs occupés (en milliers)	65	452	517	13	134	147
-Taux de féminisation (en%)	32,5	49,1	47	12,9	43,4	40,7
Structure de l'emploi selon le statut professionnel (en%):						
-Salariés	33,5	5,3	8,8	20,9	4,9	6,3
-Indépendants	3	0,7	1	3,2	0,3	0,5
-Aides familiales	17,5	92,5	82,9	27,8	91,8	86,2
-Apprentis	45,7	1,5	7	48,1	3	6,9
-Autres	0,4	0,2	0,3	0	0	0
Total	100	100	100	100	100	100
Structure (en %) de l'emploi selon la profession:						
-Employés	2,3	0,1	0,4	2,1	0,3	0,5
-Commerçants, artisans et ouvriers qualifiés de métiers artisanaux	39,9	2,6	7,3	31,8	3,6	6,1
-Exploitants agricoles, pêcheurs, forestiers, chasseurs et ouvriers agricoles	7,6	94,7	83,8	15,5	93	86,2
-Ouvriers et manœuvres non agricoles	49,7	2,4	8,4	50,6	3,1	7,3
-Non déclarés	0,5	0,1	0,2	0	0	0
Total	100	100	100	100	100	100
Structure (en%) de l'emploi selon les secteurs d'activité économique						
-Agriculture, forêt et pêche	7,8	94,8	83,9	15,5	93	86,2
-Industrie (y compris l'artisanat)	41,9	3,1	8	37,7	3	6
-BTP	1,2	0,2	0,3	3,2	0,4	0,6
-Services	48,6	1,8	7,7	43,6	3,6	7,1
-Non déclarés	0,5	0,1	0,1	0	0	0
Total	100	100	100	100	100	100

Source : Enquête nationale sur l'emploi, Haut Commissariat au Plan (Direction de la Statistique).

Par ailleurs, les données sectorielles sur l'emploi des enfants révèlent que la proportion des exploitants et des ouvriers agricoles est élevée parmi les enfants vivant dans le milieu rural. En revanche, les enfants ouvriers et les manœuvres non agricoles sont plus nombreux dans les villes marocaines (tableau 1).

Sur un autre plan, le Maroc est parmi les pays qui ont depuis longtemps placé l'éducation en haut de la liste de leurs priorités en matière de développement. Dans la décennie 1980, une baisse passagère mais importante des effectifs des enfants scolarisés a été observée, suite à la mise en place du programme d'ajustement structurel (PAS). Certes, la baisse a été rattrapée, mais le pays souffre toujours d'un retard abyssal en matière d'éducation, ne serait-ce que par rapport à ses voisins du Maghreb. En effet, ce pays enregistre l'un des plus forts taux d'analphabétisme dans le monde arabe. Bien qu'il ait expérimenté divers programmes d'éducation à l'intention des analphabètes, ce taux reste très élevé. En même temps, les dépenses d'éducation en pourcentage de la richesse nationale sont restées stables (aux alentours de 5% du PIB). Les mesures prises dans le cadre du PAS peuvent expliquer, du moins en partie, cette situation. La pauvreté des ménages pourrait elle aussi être à l'origine

des faibles taux d'éducation dans le pays. Selon les données du HCP (2010), la pauvreté relative touche encore 8,8% de la population marocaine⁵. La majorité des pauvres du pays vit en milieu rural (14,2%). Ce résultat marque, malgré tout, un grand progrès pour le Maroc et conforte son engagement dans la lutte contre la pauvreté et l'analphabétisme dans le cadre des objectifs du millénaire pour le développement (2000).

Par ailleurs, l'analyse de l'évolution récente des niveaux de vie des marocains (2000 - 2010) montre une nette amélioration du niveau et de la structure des dépenses de consommation. De même, le PIB par habitant est passé de 1270\$ en 2000 à 2795\$ en 2010. La performance économique du pays dans les années 2000, avec un taux de croissance moyen atteignant 3,2% entre 1999 et 2002⁶ et 5% entre 2003 et 2009, et la mise en œuvre des réformes structurelles pour accroître cette performance économique sont parfaitement reflétées dans l'évolution du niveau de vie des marocains. Ces réformes ont été complétées par des initiatives visant à favoriser le développement humain et social. Ainsi, dès 1999, des grandes réformes de la santé et de l'éducation ont été engagées avec, par exemple, la mise en place de l'assurance maladie obligatoire de base (2005) et de la Charte Nationale de l'Education et de la Formation (1999). Ces différents efforts se sont traduits par des progrès significatifs en matière de scolarisation des enfants, de lutte contre l'extrême pauvreté et d'accès à la santé notamment dans le milieu rural.

3.2. Echantillon et caractéristiques des enfants

Les données empiriques de cette étude sont extraites d'une enquête réalisée par le FEMISE auprès des ménages marocains. L'étude a été effectuée en six mois, soit de février à fin juin 2009. Le travail a été supervisé par une équipe de recherche franco-marocaine⁷. L'objectif de cette étude originale était d'évaluer l'impact des transferts des migrants sur les inégalités, la pauvreté et l'éducation au Maroc.

Les données ont été recueillies dans 18 communes marocaines situées dans la région de Souss-Massa-Draa (la figure 1 montre l'emplacement géographique de cette région). Les communes ont été choisies selon certains critères comme le taux d'émigration internationale⁸, la répartition géographique des groupes, les fractions socio-ethniques et l'accès aux services de base. L'échantillon fournit des informations sur 598 ménages avec 2701 enfants (1537 garçons et 1164 filles) dont 956 étaient âgés entre 10 et 17 ans (522 garçons et 434 filles).

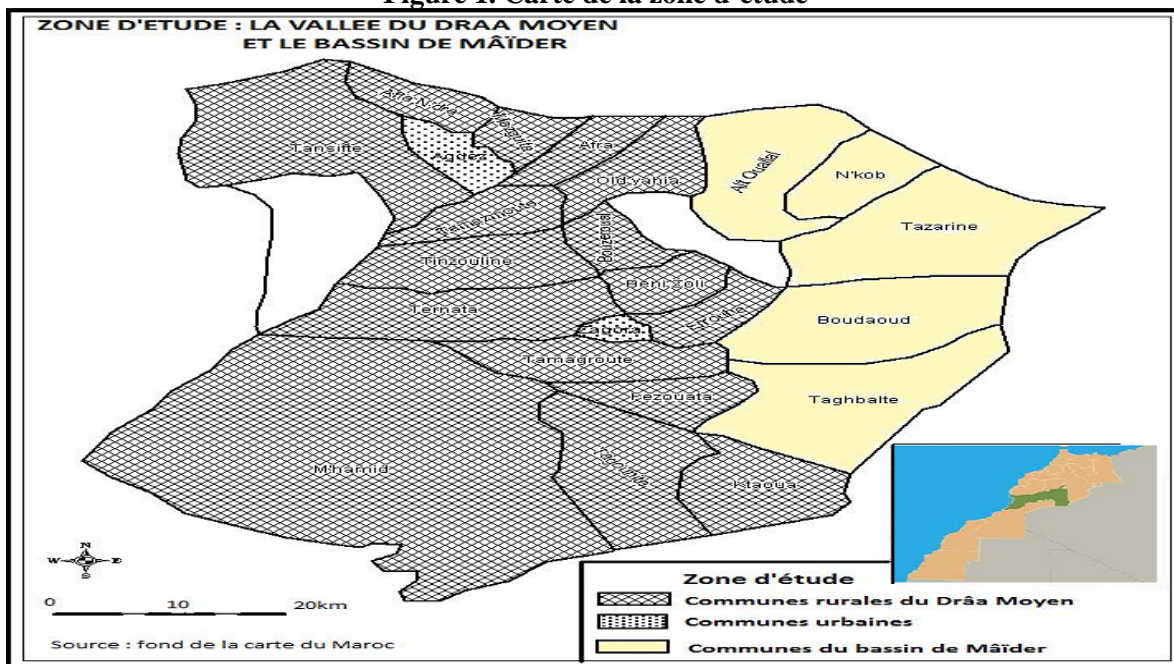
⁵ La pauvreté relative correspond selon le haut Commissariat au Plan à « la proportion des individus dont la dépense annuelle moyenne par personne se situe au dessous du seuil de pauvreté ». Le seuil de pauvreté relative en 2004 était de 1687 DH par mois pour un ménage moyen en milieu urbain (5,6 membres) et de 1745 DH par mois pour un ménage moyen en milieu rural (6,4 membres).

⁶ Direction des Etudes et des Prévisions Financières, (2011). Tableau de bord des indicateurs macro-économiques. Ministère de l'Economie et des Finances.

⁷ Enquête menée avec A. Bahani et H. Hanchane (Université Mohammed V- Souissi) dans le cadre de la recherche «Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités : une comparaison Maroc-Algérie», projet financé par le FEMISE et géré par l'UP13-CEPN sous la coordination de Mr El Mouhoub Mouhoud.

⁸ L'émigration marocaine vers la France se caractérisait, dès son début, par les départs majoritaires des soussis (originaires de la région de Souss). Ceci résulte des volontés militaire et idéologique des autorités du protectorat: dans la région du sud marocain la colonisation militaire a connu la résistance la plus forte.

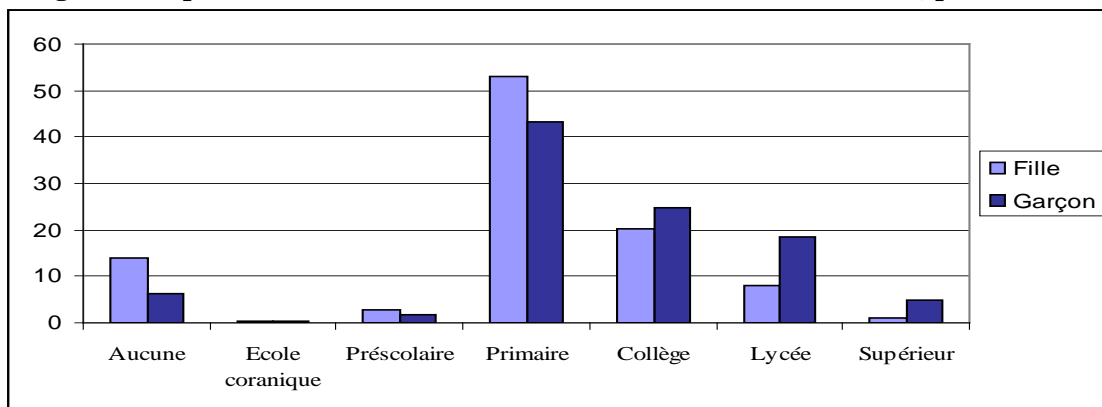
Figure 1. Carte de la zone d'étude



Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

Les informations relatives au niveau d'instruction des enfants sont illustrées dans la figure 2. On y remarque que 21% des enfants n'ont reçu aucune instruction scolaire alors que 19% ont suivi des études secondaires. Quant à ceux ayant atteint le niveau bac, leur proportion ne dépasse pas les 11%. Les bac+2 et plus constituent environ 5% de la population interrogée. Par ailleurs, il est à remarquer que le niveau de scolarité des garçons est, en général, plus élevé que celui des filles, pour tous les niveaux de scolarité considérés. Cette tendance n'est pas propre à la région, mais elle est très présente dans le monde rural.

Figure 2. Répartition des enfants de 6-24 ans selon leur niveau d'études, par sexe (%)



Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

L'analyse du tableau 2 révèle que la participation des garçons à la force de travail n'est pas plus importante que celle des filles. Ainsi, les filles actives représentent 48,5% du total des actifs de notre échantillon. Par ailleurs, le cumul du travail et de la scolarisation est moins

répandu auprès des filles actives âgées entre 10 et 17 ans puisqu'il concerne que 35% d'entre elles contre 65,7% pour les garçons.

Tableau 2. Répartition des enfants âgés entre 10 et 17 ans en fonction de leur activité ou non et de leur cumul ou non d'une activité et d'une scolarisation

Age	Population active totale			Population active qui fréquente l'école en même temps			Population active qui ne fréquente pas l'école			Population inactive qui ne fréquente pas l'école		
	Fille	Garçon	Total	Fille	Garçon	Total	Fille	Garçon	Total	Fille	Garçon	Total
10	6	7	13	3	6	9	3	1	4	4	8	12
11	18	15	33	11	12	23	5	3	8	1	3	4
12	18	23	41	9	19	28	9	4	13	7	3	10
13	7	11	18	1	8	9	6	3	9	12	2	14
14	19	20	39	7	14	21	12	5	17	11	9	20
15	17	21	38	4	16	20	13	5	18	3	8	11
16	33	21	54	9	10	19	24	10	34	14	8	22
17	17	25	42	3	9	12	14	16	30	7	5	12
Total	135	143	278	47	94	141	86	47	133	59	46	105

Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

On notera également que les enfants sans activités sont plus nombreux ; ainsi 72,6% des garçons et 68,9% des filles sont dans cette situation. Comme il ressort du tableau 3, la majorité des enfants inactifs sont des étudiants ou des ménagères à domicile.

Tableau 3. Les raisons de l'inactivité des enfants âgés entre 10 et 17 ans

Age	Etudiant	Ménagère	Malade	Inscrit à ANA PEC	Ne sais pas effectuer une recherche	Pas en âge de travail	Découragé pour chercher	Revenu suffisant	Autres	Sans réponse	Total
10	71	3		1	1	3		5		1	87
11	57	3		1		1		3	3	1	70
12	116	8			1	3	2	2	4	1	139
13	47	10			1	1		5	2	0	70
14	94	15	1	1		3	4	6	5	0	131
15	60	13				2	5	2	2	1	90
16	87	19	2		1	4	8	6	6	0	143
17	42	14				1	9	7	5	0	84

Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

Une analyse détaillée des montants transférés montre que 45% des ménages interrogés reçoivent ou ont reçu dans le passé des transferts en provenance de l'étranger⁹. La moyenne de sommes transférées dépasse les 15000 DH (15922DH plus précisément) alors que le montant médian atteint 10000DH. Sur l'ensemble des migrants, 68% d'entre eux transfèrent des fonds vers le Maroc. La majorité de ces fonds sont destinés aux enfants et aux frères et sœurs restés dans le pays (tableau 4).

⁹ La moyenne des transferts en provenance du Maroc (de la migration interne) est égale à 9809DH et le montant médian égal à 7750 DH.

Tableau 4. Répartition des migrants selon le lien de parenté avec le chef du ménage

liens de parenté avec le chef du ménage	Ensemble des migrants*		Ceux qui transfèrent de l'argent**		Ceux qui ne transfèrent pas**	
	Effectifs	%	Effectifs	%	Effectifs	%
Conjoint(e)	26	4.63	24	6.30	2	1.10
Fils/fille	273	48.58	213	55.91	60	33.15
Frère/sœur	196	34.88	98	25.72	98	54.14
Neveu /nièce	9	1.60	6	1.57	3	1.66
Petit fils/fille	10	1.78	10	2.62	0	0
Père/mère	19	3.38	17	4.46	2	1.10
Autres Parents	21	3.74	8	2.10	13	7.18
Sans liens	8	1.42	5	1.31	3	1.66
Total	562	100.00	381	100.00	181	100.00

Note : * Fréquence manquante = 6, ** Fréquence manquante = 5 et *** Fréquence manquante = 1

Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

Les données de cette enquête révèlent que 11% des ménages ne disposent d'aucun revenu d'activité et vivent grâce aux transferts de fonds. De plus, ce sont les ménages recevant des fonds en provenance de l'étranger qui ont le revenu annuel moyen le plus haut (tableau 5).

Tableau 5. Le revenu annuel moyen des ménages en DH

Revenu	Montant
Revenu de tous les ménages	27325,77
Revenu des ménages bénéficiaires des transferts (hors transfert)	29564,84
Revenu des ménages non migrants	25531,82

Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

Les données du tableau 6 indiquent que le montant des transferts des migrants devient plus important lorsque les ménages scolarisent leurs enfants et ne les font pas travailler. On peut penser que, pour certains ménages, les transferts ne permettent pas à compenser la faiblesse de leurs revenus d'où la nécessité de mettre leurs enfants en activité.

Tableau 6. Montants transférés en fonction de l'occupation ou non d'un emploi par les enfants

Moyennes	Enfant travail		Etudiant uniquement
	Etudiant	Non étudiant	
Transfert	4957,89	6823,66	7572,30

Source : calcul des auteurs a partir des données de l'enquête de référence.

4. Variables, stratégie d'estimation et résultats

Nous commençons tout d'abord par présenter les variables construites pour l'analyse. Nous présentons ensuite la méthode empirique retenue pour traiter notre problématique. Enfin, nous discutons les résultats de nos estimations.

Notre stratégie empirique consiste à étudier les liens entre les transferts des migrants, l'activité, la scolarité et l'inactivité des enfants vivant dans le pays d'origine en se basant sur la méthode d'appariement.

4.1. Description des variables utilisées

Dans les pays en développement, le travail des enfants constitue une source non négligeable de revenu pour les ménages pauvres. En d'autres termes, l'insuffisance des ressources familiales, peut contraindre les enfants à travailler au lieu de poursuivre leurs études ; elle pourrait être par conséquent une des causes de leur décrochage scolaire. En réalité, il est tout à fait possible que les transferts des migrants, en réduisant les contraintes financières des ménages, puissent conditionner la mise au travail et le devenir scolaire de leurs enfants.

Afin d'évaluer la pertinence de ces arguments, nous prenons en compte l'activité des enfants âgés entre 10 et 15 ans¹⁰. Rappelons que le travail de l'enfant correspond aux diverses tâches accomplies par ce dernier comme les travaux agricoles, le commerce, les activités dans l'entreprise familiale, etc. Cette définition exclut, comme les autres études faites sur le sujet, le travail domestique familial¹¹. Ce type de travail reste accompli majoritairement par les filles dans les pays en développement.

On distingue deux types de variables explicatives du travail et de l'éducation des enfants: les caractéristiques socioéconomiques du ménage, à savoir le sexe du chef de ménage, le revenu du ménage « hors revenu de l'enfant », le niveau d'éducation parental (le nombre d'années d'éducation du chef de ménage) et le nombre d'actifs âgés de plus de 15 ans. L'offre de travail et la demande d'éducation peuvent également être influencées par les caractéristiques économiques de la commune de résidence. Nous introduisons, par conséquent, l'ICDH mesuré au niveau local par des éléments comparables à ceux de l'indicateur du développement humain¹², pour contrôler ces caractéristiques communales.

Notre hypothèse de départ est de supposer que si le ménage avait subi un choc négatif durant l'année (en particulier le chômage et/ou la maladie d'un membre de la famille), les contraintes de crédit l'obligeraient à faire travailler ses enfants. Or, nous pensons que le pouvoir explicatif de ce type de choc peut être limité, car il pourrait également exercer une influence sur le comportement de transfert des migrants, en raison de l'imperfection du marché de crédit dans un pays comme le Maroc. On pense qu'à cause de cette situation, les migrants essaient de jouer le plus souvent le rôle d'assureur et aident les ménages aux ressources modestes à faire face aux chocs de revenus auxquels ils pourraient être confrontés.

¹⁰ Il s'agit des enfants ayant déclaré exercer une activité au cours des 7 derniers jours avant la date de l'entretien. Nos données se restreignent aux personnes actives âgées d'au moins de 10 ans.

¹¹ Dans la définition du travail des enfants du BIT, les tâches qui se limitent à aider les parents à la maison ne sont pas considérées en tant que telles comme des tâches relevant du travail des enfants.

¹² Dans le rapport de HCP (2004), l'indice communal de développement humain (ICDH) est mesuré par trois éléments :

1. La situation sanitaire appréhendée à travers le taux de mortalité infantile, soit le nombre de décès infantiles pour 1 000 naissances vivantes au cours de l'année de référence du recensement de 2004 ou indicateur de l'état de développement des pays dans le domaine de la santé,

2. Le niveau d'éducation mesuré par un indicateur combinant, pour les deux tiers, le taux d'alphabétisation des personnes âgées de «10 ans et plus» et, pour un tiers, le taux de scolarisation de celles dont l'âge est compris entre «7 et 12 ans»,

3. Le niveau de vie approché par la dépense annuelle moyenne, par an et par personne, approche qui serait, du reste, plus appropriée pour évaluer, au niveau communal, la capacité des ménages à couvrir leurs besoins que l'indicateur, indisponible, du BIP par tête.

Autrement dit, l'on devrait s'attendre à une augmentation des montants transférés si le chômage et la maladie touchent un membre de la famille d'origine. Effectivement notre analyse de la corrélation entre le chômage du chef de ménage et les transferts des migrants nous permet de confirmer l'existence d'un lien positif entre ces deux variables. Pour cette raison, nous avons décidé de ne pas prendre en compte, dans notre modèle économétrique, les effets possibles d'un choc négatif sur le travail et l'éducation des enfants vivant dans le pays d'origine. De plus, nous n'avons pas considéré l'effet du chômage du chef de ménage ni de la souffrance d'une maladie chronique ou d'un handicap, car ces chocs ne se produisent que rarement et qu'il y a qu'un petit nombre de ménages qui ont subi ce genre de choc. Par exemple, le nombre de chômeurs dans notre échantillon n'est que de 6%. D'ailleurs, ce résultat est corroboré par les statistiques disponibles sur le taux de chômage dans la région étudiée qui n'a pas dépassé le 7% en 2010¹³. Concernant la maladie ou l'handicap dont peut souffrir un membre de ménage, le tableau 7 montre que ce phénomène ne touche que 58 ménages (sur un total de 598) et la part de la migration reste relativement élevée dans le financement des consultations et des traitements médicaux. Ce dernier résultat conforte notre intuition concernant le rôle d'assureur joué par les migrants marocains. Les rares études microéconomiques qui intègrent conjointement les chocs et les transferts des migrants dans leur analyse des déterminants de travail des enfants font l'impasse sur les liens forts qui existent entre ces deux variables (Calero et al., 2008, Boutin, 2011¹⁴). Par ailleurs, les données de notre enquête ne nous permettent pas de comparer, pour le cas du Maroc, les effets des transferts de ses migrants en fonction de l'occurrence ou non d'un choc négatif touchant toute la commune d'origine¹⁵, ni d'isoler les effets d'un tel choc sur le travail des enfants.

Tableau 7. Part de la migration dans le financement des consultations médicales

%	Total
100	4
75	2
50	3
25	1
Moins de 25	7
0	10
Sans réponse	31
Total	58

Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

Le revenu de ménage est endogène car le travail des enfants contribue à ce revenu. On cherche par conséquent les variables qui mesurent ce revenu du ménage et qui ne tiennent pas compte de celui de l'enfant, ie des indicateurs de revenu permanent qui ne dépendent pas du travail de ce dernier. Nous prenons en compte ainsi l'héritage que les ménages déclarent avoir reçu. Deux sortes d'actifs hérités ont été pris dans notre estimation : les actifs agricoles (la surface des terres agricoles (en log) et le nombre de bétails (en log), et les actifs non

¹³ De manière générale, le chômage demeure très faible dans le Maroc rural.

¹⁴ Boutin (2011) a analysé les effets des transferts sur le travail des enfants en distinguant deux groupes de ménages receivers : le groupe de ménages ayant subi un choc et celui des autres.

¹⁵ Il manque une variable saisissant l'ampleur des autres chocs négatifs collectifs (la sécheresse, inondation, etc) auxquels sont confrontées les familles d'origine. Mais malheureusement, nous ne disposons pas de ce type de données.

agricoles (logement construit depuis plus de 10 ans)¹⁶. Nous supposons ainsi que l'enfant n'a pas contribué au financement de l'acquisition de ces actifs.

4.2. Analyse empirique de l'impact des transferts des migrants sur l'éducation et le travail des enfants des ménages migrants : Méthode non paramétrique

Pour évaluer l'importance des transferts des migrants sur le travail et l'éducation des enfants nous estimons leur effet sur l'activité et la scolarité de ces derniers en nous basant sur la méthode d'appariement par score de propension. Cette méthode permet d'apparier les ménages migrants recevant des transferts internationaux à des ménages sans migrants présentant des caractéristiques très semblables (voir l'annexe B.1 pour une présentation détaillée de cette méthode). Cette évaluation de l'impact des transferts de fonds des migrants sur leur famille d'origine a été rendue possible grâce à la qualité de nos données qui contiennent l'ensemble des caractéristiques individuelles relatives aux ménages qui reçoivent (ou non) des fonds en provenance de l'étranger. Une comparaison est faite entre la proportion d'enfants (scolarisés, actifs, cumulant activité et scolarité et inactifs) vivant au sein des ménages bénéficiaires des fonds internationaux et celle des enfants des ménages non bénéficiaires, au moyen de la méthode d'appariement sur le score de propension. Nous construisons un scénario contrefactuel dans lequel nous utilisons les données disponibles sur les ménages non migrants pour construire pour chaque ménage migrant un contrefactuel, c'est-à-dire une estimation approximative de sa situation en l'absence des transferts de fonds en provenance de l'étranger. Nous nous appuyons sur le calcul des scores de propension pour choisir les groupes contrefactuels et les groupes de traitement (les ménages recevant des transferts).

En réalité, le score de propension correspond à la probabilité pour un ménage de recevoir des transferts de fonds. L'estimation, à l'aide des modèles d'appariement par score de propension, passe par deux étapes. Dans la première étape, on estime les scores de propension des ménages avec un modèle de type logit ou probit contenant les variables explicatives de la probabilité de transférer suivantes : sexe et âge du chef ménage, niveau de vie du ménage (héritage familial), niveau d'éducation des parents, nombre d'actifs âgés de plus de 15 ans et ICDH¹⁷. Les principaux résultats de l'estimation du modèle probit sont présentés dans le tableau 8.

¹⁶ Pasquier-Doumer (2005) a pris une variable subjective reflétant les conditions d'habitat elle vaut 1 si les locaux sont modernes, le nombre de personne par pièce est < à la moyenne de l'échantillon et l'électricité, sauf que cette variable pourra être lié au revenu de l'enfant.

¹⁷ Nombre limité de variables car selon Fougère (2010) « il faut conserver à l'esprit que ce qui importe n'est pas une description aussi fidèle que possible de la probabilité du traitement, mais simplement la détermination des variables nécessaires à l'obtention de la propriété d'indépendance. Introduire un trop grand nombre de variables peut avoir des conséquences néfastes sur l'estimation à plusieurs titres. D'abord, la description de la variable de traitement étant meilleure, les supports des distributions des scores des individus traités et des individus non traités risquent de se dissocier davantage ; les possibilités d'appariement seront alors plus restreintes. Mais surtout, introduire trop de variables de conditionnement peut conduire à biaiser les estimations. Il est possible en effet que la propriété d'indépendance soit satisfaite pour un ensemble de variables de conditionnement, mais qu'elle ne le soit plus lorsque l'on ajoute d'autres variables de conditionnement, quand bien même celles-ci seraient significatives dans l'estimation du score».

Tableau 8. Modélisation probit de la probabilité de transférer

	Coef.	Z	P>z
Age chef de ménage	.0433282	0.84	0.399
Age chef de ménage au carrée	-.0003275	-0.70	0.483
Chef de ménage homme (dummy)	-.1889767	-0.29	0.775
Nombre de personnes actives	.339137	1.90	0.058**
Surface des terres (log)	-.1513807	-1.21	0.228
Nombre de bétails (Bovin, équidés) (log)	-.1791568	-0.90	0.368
Education parentale (log)	-.1990941	-0.80	0.421
Possession d'un logement (dummy)	.932565	4.36	0.000***
ICDH (log)	2.827034	1.71	0.088*
Constante	.7003763	0.37	0.715
	Nombre d'obs = 180; Prob > chi2 = 0.0002; Pseudo R2 = 0.131		

Notes: ***, ** et * signifient respectivement un seuil de significativité de 1, 5 et 10 %.

Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

De nombreux mécanismes peuvent ensuite être utilisés pour retrouver le ou les ménages qui ont des scores de propension proches des ménages migrants comme les méthodes des plus proches voisins, l'appariement avec fonction noyau (kernel matching) où l'on attribue un poids plus important aux ménages dont les scores de propension sont proches de celui du ménage dans la population traitée, et enfin l'appariement par la méthode du rayon (radius matching) qui impose un seuil ou une distance maximale entre les scores de propension. Dans la seconde étape, on estime un effet moyen de traitement (ATT) sur les ménages migrants en fonction des scores de propension. L'estimateur final pour l'effet moyen du traitement est obtenu comme la moyenne des écarts de la situation des ménages traités et de celle de leurs contrefactuels. La différence des moyennes des deux groupes devrait être significative pour parler d'un effet des transferts des migrants sur les ménages étudiés.

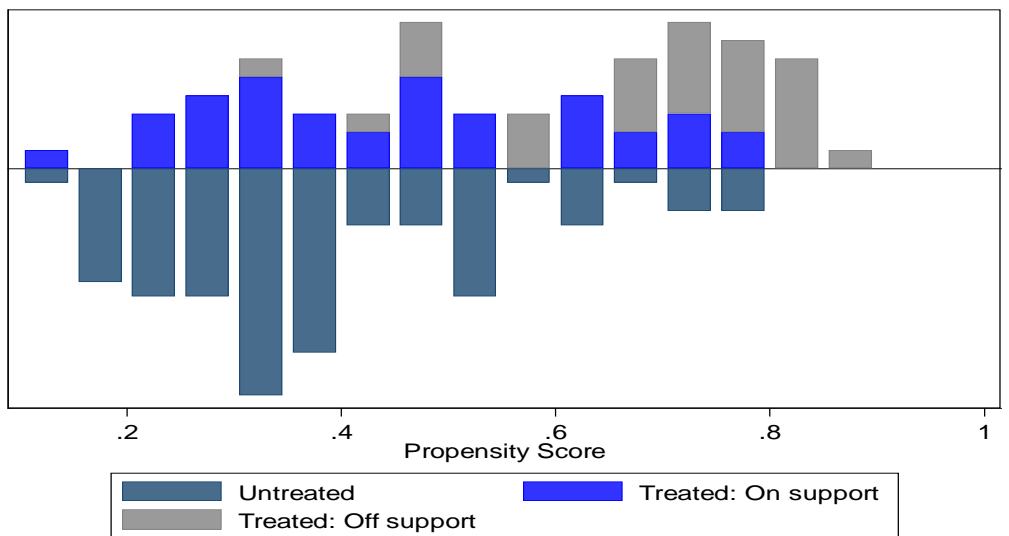
En pratique, dans nos données, la proportion des ménages qui reçoivent des transferts de fonds en provenance de l'étranger est relativement élevée. Nous avons décidé de mettre l'accent sur d'un côté, la méthode du plus proche voisin avec laquelle on choisit pour chaque ménage migrant le contrefactuel qui est le plus proche en termes de score de propension et de l'autre, sur l'appariement avec fonction noyau (kernel matching). La première méthode impose une distance maximale entre les scores de propension des traités et leurs plus proches voisins (caliper) au-delà de laquelle il ne peut plus y avoir d'appariement. Nous avons retenu un seuil caliper de 0,01.

A ce stade, nous devons nous assurer également de l'existence d'un support commun dans la distribution des scores de propension. Dans notre cas (figure 3), les deux distributions se chevauchent et presque chaque ménage migrant a un ménage non migrant dont le score de propension est proche¹⁸.

¹⁸ Selon Fougère (2007), plusieurs techniques peuvent être employées :

- Exclure les observations dont le score de propension estimé est proche de 1 ou de 0 ;
- Supprimer toutes les observations du groupe de contrôle pour lesquelles le score de propension estimé est inférieur au minimum des scores de propension estimés dans le groupe de traitement, et appliquer la même règle pour le maximum (Dehejia et Wabba, 1999);
- Supprimer les observations du groupe de contrôle dont les covariables ont une densité inférieure à un certain seuil (Heckman, Ichimura et Todd, 1998).

Figure 3. Distribution des scores de propension pour les ménages migrants et non migrants (traités et non-traités) dans la région du support commun.



Les travaux économétriques insistent sur le fait que la propriété d'équilibrage des variables explicatives observées dans les deux groupes devrait être satisfaite afin de confirmer la validité de l'appariement. Autrement dit, une égalité des moyennes de chaque variable explicative de la probabilité de recevoir des transferts en provenance de l'étranger, entre les groupes de traitement et de contrôle doit être assurée. Pour cela nous utilisons l'option `pstest` de STATA. Les résultats relatifs à ce test sont présents dans le tableau B.2 de l'Annexe. On y remarque que l'écart entre les moyennes n'est pas significatif.

4.3. Résultats de l'appariement

Les résultats des méthodes d'appariement sont résumés dans le tableau 9. Il apparaît de prime à bord que les estimations utilisant des méthodes d'appariement différentes fournissent des résultats très proches. Ils montrent que pour les enfants fréquentant l'école, la différence par rapport au groupe de contrôle est positive. Cela confirme le fait que les transferts des migrants ont un effet positif sur le nombre d'enfants scolarisés par les familles d'origine. Ensuite, le cumul de l'activité et de la scolarisation par les enfants des ménages migrants baisse davantage par rapport aux ménages contrefactuels. Ce résultat montre qu'il y a bien un lien entre les transferts des migrants et la décision des parents de laisser leurs enfants cumuler les deux activités (scolaire et économique).

Les différences non significatives concernent uniquement le travail et l'inactivité des enfants (non scolarité et inactivité). Ce dernier résultat est peut être dû à la faiblesse des effectifs des enfants actifs et inactifs dans notre échantillon et dans l'ensemble de la population d'une manière générale. Il faut en réalité beaucoup d'observations, en raison du fait qu'on voudrait utiliser les observations des ménages qui se ressemblent.

Tableau 9. Effet estimé des transferts des migrants sur les différents variables de résultats

Variabiles	Population des traités	Population de contrôle	Différence (ATT)	S.E.	T-stat
Voisin plus proche					
Etudiants uniquement	.173138727	.05890663	.11423209	.03273412	3.49***
Actifs uniquement	.007657658	.00900900	-.00135135	.00854801	-0.16
Cumul emploi et scolarité	.056939083	.14351137	-.08657228	.03193179	-2.71***
Inactifs	.024850826	.02874303	-.00389220	.01343274	-0.29
Kernel					
Etudiants uniquement	.163987841	.10914059	.05484724	.02576401	1.79*
Actifs uniquement	.015183451	.00331773	.01186571	.00814852	1.35
Cumul emploi et scolarité	.046145126	.12248710	-.07634197	.02588747	-3.27**
Inactifs	.015675119	.02799318	-.01231806	.00908443	-1.16

Note : Pour la méthode de l'estimateur à noyau, les écarts-types ont été estimés par bootstrap de 50 réplifications, Abadie et Imbens (2006) ont montré que cette technique de *bootstrap* n'est pas faisable pour l'estimateur du plus proche voisin. Nous imposons la condition de support Commun. La procédure psmatch2 est utilisée pour estimer les différents modèles. Caliper = 0,01 distance maximale autorisée entre les scores de propensions (voisin plus proche). Appariement avec le plus proche voisin sans remplacement (l'individu du groupe de contrôle est choisi qu'une seule fois dans la construction du contrefactuel) et par ordre descendant.

Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

Par ailleurs, l'influence des transferts des migrants sur l'activité des enfants serait faible ou insignifiante si ces flux financiers n'étaient pas suffisamment importants pour compenser les revenus des enfants. D'où l'intérêt d'ajouter d'autres estimations qui distinguent les ménages pauvres des autres ménages.

Comme on peut le remarquer dans le tableau 10, le résultat concernant le cumul de l'emploi et de l'éducation devient plus remarquable lorsqu'on distingue les ménages pauvres des autres ménages. En fait, avec cette variable, la différence négative entre les deux groupes (traité et de contrôle) se situe entre 3,1% et 8,6% pour les ménages non pauvres et entre 6,8% et 13,6% pour les ménages pauvres selon les spécifications retenues.

Tableau 10. Effet estimé des transferts des migrants sur les différents variables de résultat (ménages pauvres / non pauvres)

Variables	Population des traités	Population de contrôle	Différence (ATT)	S.E.	T-stat
Ménages pauvres					
<i>Voisin plus proche</i>					
Etudiants uniquement	.1574175	.0638111	.0936063	.04612809	2.03***
Actifs uniquement	.0064102	0	.0064102	.0064102	1.00
Cumul emploi et scolarité	.0519230	.1877286	-.1358058	.0545862	-2.49***
Inactifs	.0186813	.0076923	.010980	.01500004	0.73
<i>Kernel</i>					
Etudiants uniquement	.1767734	.13206211	.04471133	.0406287	1.10
Cumul emploi et scolarité	.0450476	.11294462	-.06789700	.0306344	-2.22***
Actifs uniquement	.01536796	.00643865	.0089293	.0083048	1.08
Inactifs	.01908802	.02370210	-.00461408	.0125306	-0.37
Ménages non pauvres					
<i>Voisin plus proche</i>					
Etudiants uniquement	.16379731	.0608974	.09738095	.1028998	1.58
Actifs uniquement	.01923076	0	.01923076	.01923076	1.00
Cumul emploi et scolarité	.0666666	.0979853	-.0313318	.05074471	-2.49***
Inactifs	.0109890	.0480769	-.0370879	.0237168	-1.56
<i>Kernel</i>					
Etudiants uniquement	.15532213	.09347088	.06185124	.055067	1.12
Actifs uniquement	.015625	.00290989	.01271510	.0149365	0.85
Cumul emploi et scolarité	.05751634	.14355974	-.08604340	.0397097	-2.17***
Inactifs	.00840336	.03455030	-.02614694	.014123	-1.85

Note : Pour la méthode de l'estimateur à noyau, les écarts-types ont été estimés par bootstrap de 50 répliques, Abadie et Imbens (2006) ont montré que cette technique de *bootstrap* n'est pas faisable pour l'estimateur du plus proche voisin. Nous imposons la condition de support Commun. La procédure *psmatch2* est utilisée pour estimer les différents modèles. Caliper = 0,01 distance maximale autorisée entre les scores de propensions (voisin plus proche). Appariement avec le plus proche voisin sans remplacement (l'individu du groupe de contrôle est choisi qu'une seule fois dans la construction du contrefactuel) et par ordre descendant.

Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

Nous pensons ainsi que l'utilisation de la main d'œuvre infantile par les familles pauvres pourrait baisser significativement grâce aux transferts financiers des migrants. Ces flux financiers permettent aux ménages pauvres de compenser les revenus issus de l'activité partielle de leurs enfants et garantissent, par conséquent, une scolarisation plus poussée de ces enfants. Ainsi, comme le montre le tableau 10, pour les enfants suivant une scolarité normale, l'effet des transferts des migrants n'est significatif que pour les ménages pauvres (en utilisant la méthode du plus proche voisin). La moyenne des écarts de la situation des ménages traités et du contrefactuel est égale à 9%. On retrouve ici l'effet auquel l'on pouvait s'attendre, et qui est largement partagé dans la littérature, à savoir les envois de fonds encouragent les familles pauvres à envoyer leurs enfants à l'école au lieu de les pousser à travailler.

Il est important de noter que les résultats obtenus par les méthodes d'appariement sont à prendre avec précaution, dans la mesure où ces méthodes ne tiennent pas en compte du biais lié à une éventuelle corrélation entre des facteurs inobservables, qui peuvent influencer à la fois la probabilité de transférer et la décision des parents de faire travailler et/ou de scolariser leurs enfants. Dans ce cas, l'indépendance entre les variables de résultat (le nombre d'enfants scolarisés, actifs, inactifs, cumulant activité et scolarité d'un ménage) et la variable de traitement n'est pas garantie ; deux ménages avec des caractéristiques observables identiques pourront avoir différentes probabilités de recevoir des fonds en provenance de l'étranger (« biais cachés »). La validité des résultats obtenus au moyen de l'appariement pourrait être alors remise en cause. En réalité, seule la procédure de Heckman et la méthode instrumentale font preuve d'un bon contrôle de l'hétérogénéité inobservée.

Afin d'analyser la sensibilité de l'estimateur d'appariement à une remise en cause de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, nous procédons à une analyse de sa sensibilité à ce type d'hétérogénéité (voir l'annexe B.3 pour plus d'informations). L'approche de Rosenbaum (2002) repose sur un test qui détermine, les limites supérieures du niveau de signification (p-values critiques) de l'effet moyen de traitement (ATT) et ce pour les différents niveaux de biais caché.

L'idée est d'augmenter les valeurs de γ ou de la variable qui capte l'effet des variables inobservables sur la probabilité de transférer, et de vérifier si les résultats liés à la prise en compte du biais caché sont robustes.

Les résultats sont présentés dans le tableau 11. Dans la première colonne, qui reporte les estimations concernant les ménages en général, les résultats apparaissent fortement robustes à l'hétérogénéité non observée, le seuil étant supérieur à 2 (le point à partir duquel l'effet du traitement devient non significatif). Par contre, les résultats concernant la proportion d'enfants inactifs, et scolarisés dans les ménages pauvres (deuxième colonne) sont plus sensibles à l'hétérogénéité. En effet, les résultats risquent d'être biaisés à partir des valeurs de gamma, respectivement de 1 et 1,5. Autrement dit, la valeur du seuil critique, à partir de laquelle les résultats concernant cette proportion deviennent questionnables, y est moins élevée. Ces résultats sont donc à prendre avec précaution. Il semble, par ailleurs, que seules les estimations concernant la scolarité des enfants issus des ménages aisés soient moins robustes à l'hétérogénéité non observée (troisième colonne). Les résultats de notre étude portant sur la relation entre les transferts des migrants et l'éducation des enfants (Bouoiyour et Miftah, 2013) montrent que ces transferts financiers influencent positivement l'éducation des enfants de sexe masculin, on découvre même l'existence d'un lien à double sens entre ces transferts et le sexe de l'enfant, ce qui pourrait remettre en cause la robustesse des résultats à l'hétérogénéité non observée.

Tableau 11. Test de sensibilité des résultats à l'hétérogénéité inobservée.

	Tous les ménages	Ménages pauvres	Ménages non pauvres
Gamma	p-critique	p-critique	p-critique
Etudiants uniquement			
1	.001324	.065921	.220277
1.5	.018443	.198073	.367924
2	.068189	.343046	.484463
2.5	.147377	.473798	.575984
3	.242958	.583166	.648649
Actifs uniquement			
1	.5	.256761	.158655
1.5	.341613	.153896	.110336
2	.239848	.096038	.07865
2.5	.171498	.061354	.056923
3	.124212	.039804	.041632
Cumul emploi et scolarité			
1	.008046	.114717	.021165
1.5	.000294	.031903	.00476
2	.000011	.009123	.001124
2.5	3.8e-07	.00266	.000273
3	1.4e-08	.000786	.000068
Inactifs			
1	.201975	.185617	.042108
1.5	.063558	.306625	.017223
2	.020073	.403933	.007304
2.5	.006397	.482651	.003165
3	.002056	.547415	.001391

Note: gamma is the log odds of differential assignment due to unobserved factors.

Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

Il est important de comprendre que l'analyse de sensibilité ne détermine pas malheureusement si des biais existent réellement, elle montre seulement comment l'existence d'éventuels biais pourrait modifier l'estimation (Aakvik, 2001) et teste donc les pires scénarios.

5. Conclusion

Il est souvent avancé que la pauvreté est la cause de la déscolarisation et du travail des enfants dans les pays en développement. Il est alors naturel d'analyser les conséquences de toute forme d'appui financier du ménage sur l'investissement dans l'éducation des enfants et sur leur participation au marché de travail. Ce travail analyse particulièrement l'impact des envois de fonds des migrants internationaux sur l'éducation et la mise au travail des enfants marocains et ce à partir des données d'une enquête réalisée auprès des ménages bénéficiaires ou non de ces sommes transférées. Nos résultats montrent que les transferts financiers ont globalement un effet positif sur la proportion d'enfants scolarisés au sein des ménages

migrants. De plus, le nombre d'enfants vivant dans des ménages migrants qui cumulent emploi et scolarité est nettement moins élevé par rapport à celui des enfants des ménages de groupe contrefactuel. Par contre, les transferts des migrants ne déterminent pas la mise en activité des enfants. Ce résultat est tout à fait intuitif, en raison du nombre faible d'enfants qui travaillent par rapport à l'ensemble de la population d'une manière générale. Qui plus est, dans la majorité des cas, les enfants concilient plutôt vie professionnelle et fréquentation scolaire, en particulier, dans les zones rurales. C'est donc la variable « cumul emploi et scolarité » qui capte l'effet des transferts des migrants sur le travail des enfants.

Par ailleurs, lorsque l'on distingue les ménages selon leur niveau de vie, on trouve que les transferts de fonds ont un impact positif et significatif sur la scolarité des enfants pauvres : la proportion des enfants scolarisés appartenant aux ménages pauvres devient plus importante en présence des transferts de fonds. Ce résultat est à prendre avec précaution puisqu'il ne satisfait pas le test de sensibilité à l'hétérogénéité inobservée. Il apparaît également que pour les familles pauvres, la participation partielle des enfants ou des adolescents à des travaux baisse plus significativement grâce aux transferts financiers des migrants (entre 6,8% et 13,6% pour les ménages pauvres et entre 3,1% et 8,6% pour les ménages non pauvres selon les spécifications retenues).

Même si l'objectif premier de notre travail était de confirmer le rôle des envois de fonds des migrants dans l'allocation du temps des enfants, nos résultats nous ont permis aussi de tester quelques variables explicatives de la probabilité de transférer. Des variables telles que le nombre d'actifs occupés dans le ménage et l'ICDH peuvent augmenter cette probabilité. En fait, outre le fait que l'ICDH ait une influence positive sur la décision du migrant d'effectuer des transferts de fonds, notre analyse nous a permis de constater que le nombre de personnes actives dans chaque ménage est très lié à cette décision.

Enfin, l'ensemble de nos résultats concernant la scolarisation des enfants donnent à penser qu'en absence d'aides publiques, ce sont les migrants qui participent au financement de l'éducation des enfants. Cela appelle à davantage d'efforts de la part des autorités publiques pour protéger ces enfants et leur assurer une scolarité permanente. Et ce, à travers des politiques ciblées notamment sur les familles les plus modestes.

Bibliographie

Aakvik, A, (2001). Bounding a matching estimator: The case of a Norwegian training program. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 63, pp. 115-143.

Abadie, A et Imbens G.W, (2008). On the failure of the bootstrap for matching estimators. *Econometrica*, 76(6), p. 1537–1557.

Acosta, P, (2006). Labor supply, school attendance and remittances from international migration: the case of El Salvador. *World Bank Policy Research, Working Paper 3903*, April 2006.

Agarwal, R et Horowitz, A, (2002). Are International Remittances Altruism or Insurance? Evidence from Guyana Using Multiple-Migrant Households. *World Development*, Number 11, pp. 2033-2044(12).

Agence Française de Développement, 2009. Cadre d'intervention transversal. Migrations internes et internationales 2010-2013. Paris, <http://www.afd.fr/jahia/webdav/site/afd/shared/PORTAILS/SECTEURS/CIT-Migrations.pdf>

Amuedo-Dorantes, C et Pozo, S, (2006). Remittances as insurance: evidence from Mexican immigrants. *Journal of Population*, Springer, vol. 19(2), pages 227-254.

Bouoiyour, J, et Miftah, A, (2013), Education, Genre et Transferts de fonds : Quelles interactions dans le Maroc rural. In « Impact des transferts de fonds sur la pauvreté et les inégalités : les enseignements de deux enquêtes conduites au Maroc et en Algérie ». Etude FEMISE FEM 33-2.

Boutin, D, (2011). Envoi de fonds et allocation du temps des enfants au Niger : L'effet indirect des chocs négatifs. *LAREFI Working Paper CR11-EFI/05*

Calero, C; Bedi, A.S et Sparrow, R, (2008). Remittances, liquidity constraints and human capital investments in Ecuador. *IZA Discussion Papers*, N° 3358

Clement, M, (2011). Remittances and Household Expenditure Patterns in Tajikistan: A Propensity Score Matching Analysis. *Asian Development Review*, Vol. 28, N°

Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale, (2004). Les enfants pauvres en France. *La documentation Française*, rapport n°4.

Ebeke, C.H, (2010). The effect of remittances on child labor: Cross-Country Evidence. *Economics Bulletin*, Volume 30, issue 1, pp. 351-364.

Fougère, D, (2010). Les méthodes économétriques d'évaluation. *Revue française des affaires sociales* 1/2010 (n° 1-2), p. 105-128.

Fougère, D, (2007). Les méthodes micro-économétriques d'évaluation. *Working Papers*, Direction générale des études et des relations internationales, Banque de France.

Gang, I.N; Dimova, R et Epstein, G.S, (2008). Migration, Remittances, and Child Labor. Fifth IZA Annual Migration Meeting, IZA, Bonn, Germany.

Gubert, F, (2002). Le comportement de transfert des migrants est-il guidé par un motif d'assurance ? L'exemple des Maliens de Kayes. Cahier du GEMDEV n°28, Paris, pp. 197-220.

Halliday, T, (2006). Migration, Risk, and Liquidity Constraints in El Salvador. Economic Development and Cultural Change 54 (4), pp. 893-925.

Hanson, G.H et Woodruff, C, (2003). Emigration and Educational Attainment in Mexico. Working paper, University of California, San Diego.

Haut Commissariat au Plan, (2004). Pauvreté, développement humain et développement social au Maroc. Données cartographiques et statistiques.

Haut Commissariat au Plan, (2010). Objectifs du millénaire pour le développement, rapport national 2009.

Mansuri, G, (2006). Migration, school attainment, and child labor: evidence from rural Pakistan. Policy Research Working Paper Series 3945, The World Bank.

McKenzi, D et Rapoport, H, (2007). Migration and education inequality in rural Mexico. Integration and Trade Journal, 27, 135-158.

Pasquier-Doumer, L, (2005). La transmission des inégalités au Pérou : un modèle de choix simultané d'éducation supérieure et d'offre de travail. Communication aux Journées de l'AFSE «L'économie du développement et de la transition», 19-20 mai 2005, Clermont Ferrand.

Rosenbaum, P et Rubin, D, (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, vol.70, pp.41-55.

Rosenbaum, P.R, (2002). Attributing Effects to Treatment in Matched Observational Studies. *Journal of the American Statistical Association*, vol 97, n° 457.

Yang, D, (2008). International Migration, Remittances and Household Investment: Evidence from Philippine Migrants' Exchange Rate Shocks. *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 118(528), pages 591-630, 04.

Annexes

Annexe A

Tableau A.1. Répartition de la population étudiée en fonction du sexe

	Fille	Garçon	Total
10	48	65	113
11	47	49	96
12	70	91	161
13	42	39	81
14	60	86	146
15	42	63	105
16	87	70	157
17	38	59	97
Total	434	522	956

Annexe B

B. 1. Méthode d'appariement : principe

Les techniques d'appariement ont pour objectif d'estimer l'effet propre d'une mesure (les transferts des migrants dans notre cas) sur la situation de ses bénéficiaires. Si ces derniers sont sélectionnés en fonction de certaines caractéristiques particulières, l'effet de la mesure ne sera pas clairement identifié. Les méthodes d'appariement cherchent justement à corriger ces biais de composition. En fait, transférer des fonds est une décision qui ne peut pas être indépendante du choix familial concernant l'allocation du temps des enfants. Dans ce cas, les ménages migrants peuvent être différents des non migrants : les deux populations ne sont pas identiques. De ce fait, il est nécessaire de s'assurer que l'effet attribué aux transferts n'est pas uniquement dû au profil particulier des ménages migrants. Ainsi, comparer directement la proportion des enfants scolarisés et /ou actifs des ménages migrants à celles du reste de notre population pourrait conduire à des biais et à une interprétation erronée de l'effet des transferts. Afin de contrôler ces éventuels biais, les chercheurs construisent, dans le cadre des méthodes d'appariement sélectif sur le score de propension, une population qui regroupe les ménages sans migrants identique à la population des ménages avec migrants, de telle sorte que la migration et les transferts deviennent un événement aléatoire, les différences observées, si elles sont significatives y seront donc attribuées. L'objectif est de déterminer l'effet moyen des transferts dans la population des ménages migrants (ΔATT).

On note T_i le fait de recevoir des transferts en provenance de l'étranger. Soit $T_i = 1$ pour les ménages ayant bénéficié des fonds internationaux et $T_i = 0$ les ménages n'ayant pas bénéficié de ces fonds. Y_{i1} et Y_{i0} sont les variables d'intérêt qui décrivent le nombre d'enfants scolarisés, actifs, inactifs, cumulant activité et scolarité d'un ménage i conditionnellement à la réception ou non des transferts (Y_0 représente le résultat contrefactuel).

Dès lors on pourra estimer l'effet des transferts sur la population des individus traités (ΔATT) mais aussi sur l'ensemble de la population (ΔATE)¹⁹. Ainsi, l'effet moyen du traitement dans la population : $\Delta ATE = E(Y_{i1} - Y_{i0}) = E(Y_{i1} / T_i = 1) - E(Y_{i0} / T_i = 0)$

et l'effet moyen du traitement dans la population des ménages traités (recevant des transferts dans notre cas): $\Delta ATT = E(Y_{i1} - Y_{i0} / T_i = 1) = E(Y_{i1} / T_i = 1) - E(Y_{i0} / T_i = 1)$.

On a $\Delta ATE = \Delta ATT + E(Y_{i0} / T_i = 1) - E(Y_{i0} / T_i = 0)$

Or $E(Y_{i0} / T_i = 1)$ et $E(Y_{i0} / T_i = 0)$ ne sont pas observables et donc l'identification de ΔATT nécessite l'indépendance de Y_{i0} et de T_i afin que $E(Y_{i0} / T_i = 0) - E(Y_{i0} / T_i = 1) = 0$.

$E(Y_{i0} / T_i = 1) - E(Y_{i0} / T_i = 0)$ est un biais qui s'explique par le fait que la situation moyenne des ménages bénéficiaires des transferts de fonds n'aurait pas été la même que celle des ménages non bénéficiaires en cas d'absence de ces fonds. Autrement dit, les populations des ménages migrants et non migrants ne sont pas identiques. Pour éliminer ce biais Y_{i0} et T_i doivent être indépendants. Pour cela, les méthodes d'appariement partent de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle et supposent « que conditionnellement aux variables observables individuelles X , on se situe dans le cadre d'une expérience contrôlée, c'est-à-dire avec une affectation aléatoire au traitement » (Fougère, 2007). En pratique, un appariement sur un grand nombre de caractéristiques s'avère difficile d'où l'intérêt de recourir à l'appariement sur le score de propension (Rosenbaum et Rubin, 1983) qui constitue un résumé unidimensionnel de l'ensemble de ces caractéristiques.

Avec un score de propension (ou une probabilité de traitement) noté : $P(X) = \Pr(T = 1 | X)$, le ménage non traité noté \tilde{i} qui est apparié avec le ménage traité i est défini par $P(X_i) = P(X_{\tilde{i}})$ et $Y_{\tilde{i}} = \hat{E}(Y_{i0} / T_i = 1, X_i) = \hat{E}(Y_{i0} / T_i = 0, X_i)$

L'estimateur final pour l'effet moyen du traitement est obtenu comme la moyenne des écarts de la situation des ménages traités et de celle de leurs contrefactuels :

$$\tilde{\Delta}_R^{TT} = \frac{1}{N} \sum_{i=I} (y_i - y_{\tilde{i}})$$

Où I est le sous échantillon des ménages traités, N est le nombre de ménages traités (Fougère, 2007).

B. 2. Test d'équilibrage

Tableau B.3.1. Test d'équilibrage suite à l'appariement par la méthode du plus proche voisin

Variable	Moyenne			t-test	
	Traités	Contrôle	% biais	t	p>t
Age du chef de ménage	50.054	52.27	-17.8	-0.75	0.458
Chef de ménage homme	.97297	.97297	0.0	0.00	1.000
Nombre d'actifs âgés de plus de 15 ans	.69713	.74577	-8.4	-0.36	0.716
Surface des terres agricoles (log)	1.5936	1.8355	-30.2	-1.23	0.222
Nombre de bétails (Bovin, équidés) (log)	.34786	.5044	-31.7	-1.32	0.192
Education parentale (log)	2.1232	2.2024	-18.1	-0.86	0.395
Possession d'un logement (dummy)	.40541	.37838	5.9	0.23	0.815

¹⁹ Il s'agit d'un estimateur naïf.

ICDH (log)	-0.65757	-0.64151	-24.1	-1.14	0.259
Pseudo R2 = 0.049					
p>chi2 = 0.758					

Source : Enquête Impact des transferts de fonds des migrants sur la pauvreté et les inégalités: une comparaison Maroc-Algérie. 2009.

B. 3. Analyse de la sensibilité des résultats obtenus par les méthodes d'appariement

Pour vérifier la robustesse des résultats obtenus avec les méthodes d'appariement, Rosenbaum (2002) a proposé un test qui permet d'analyser la sensibilité des estimateurs à la présence des caractéristiques inobservables.

Selon ce test, dans le modèle logit/probit qui estime le score de propension, la probabilité de recevoir des fonds dépend d'un vecteur U contenant toutes les variables inobservables, leur effet sur cette probabilité sera capté par :

$$P(X_i) = \Pr(T = 1 / X) = F(W_i a_i + U_i \gamma) = e^{W_i a_i + U_i \gamma}$$

Le rapport des chances (odds ratio) pour deux individus i et j identiques (ayant les mêmes caractéristiques observables) est donné par :

$$\left[\frac{P(X_i)}{1 - P(X_i)} * \frac{1 - P(X_j)}{P(X_j)} \right] = \frac{e^{W_i a_i + U_i \gamma}}{e^{W_j a_j + U_j \gamma}} = e^{[\gamma(U_i - U_j)]}$$

Le rapport des chances relatives à la réception des fonds par l'un des deux ménages appariés a les bornes suivantes :

$$\frac{1}{e^\gamma} \leq \frac{P(X_i)(1 - P(X_j))}{(1 - P(X_i)) P(X_j)} \leq e^\gamma$$

Si $e^\gamma = 1$, cela signifie que les deux ménages appariés, ayant les mêmes caractéristiques observables X ont la même probabilité de recevoir des fonds, et par conséquent il n'existe aucun biais. Par contre si $e^\gamma = 2$, cela signifie qu'un des deux ménages a une probabilité de recevoir des fonds deux fois supérieure par rapport à l'autre, ainsi cette différence sera attribuée à l'existence des variables inobservées. L'analyse de sensibilité cherche à déterminer à quel seuil une modification des valeurs γ pourrait remettre en cause nos résultats. En pratique, les valeurs inférieures à 2 indiquent une sensibilité des résultats aux caractères inobservables (Clement, 2011).